



madrid
 salud

Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022



Esta obra está bajo una [licencia de Creative Commons Reconocimiento- NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/)

Puede hallar permisos más allá de los concedidos con esta licencia en <http://madridsalud.es>

Cómo citar este documento:

Díaz Olalla J.M. (Dirección técnica); del Moral Luque J.A. y Blasco Novalbos G. (Subdirección técnica); Lahuerta Galán N (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2023.

Disponible en: <https://madridsalud.es/publicacion/estudio-de-salud-de-la-ciudad-de-madrid-2022/>

Fecha de publicación: Agosto 2024



DIRECCIÓN TÉCNICA

José Manuel Díaz Olalla

SUBDIRECCIÓN TÉCNICA

Juan Antonio del Moral Luque y Gema Blasco Novalbos

COORDINACIÓN Y SUPERVISIÓN

Nieves Lahuerta Galán y Francisco Javier Ferreiro Figueroa

AUTORAS Y AUTORES (por orden alfabético)

Gema Blasco Novalbos. Médica. Adjunta al Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Unidad Técnica de Calidad e Investigación. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Santiago Cerda Suárez. Sociólogo. Becario de la Subdirección General de Prevención y Promoción de la Salud. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Juan Francisco Chicharro Romero. Enfermero. Asesor técnico de la Subdirección General de Adicciones. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

José Manuel Díaz Olalla. Médico de familia y comunidad. Asesor técnico de Gerencia. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Elena Díaz Zubiaur. Psicóloga. Becaria de la Subdirección General de Prevención y Promoción de la Salud. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Laura Esteban Rodríguez. Psicóloga. Becaria del Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Laura Fernández Escudero. Psicóloga. Becaria de Gerencia. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Francisco González Espejito. Psicólogo. Becario del Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Matilde María González Molina. Trabajadora social. Asesora técnica del Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Sonsoles Gutiérrez Cáceres. Enfermera. CAD de Latina. Subdirección General de Adicciones. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Agustín Haro León. Sociólogo. Becario del Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Lluch Hernández Gil. Médica. Jefa de la Unidad Técnica de Sostenibilidad. Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Mónica Inés Infante Sanz. Ingeniera matemática. Programa de activación de empleo juvenil. Agencia para el Empleo. Ayuntamiento de Madrid.

Nieves Lahuerta Galán. Psicóloga clínica. Consejera técnica de Gerencia. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

María del Carmen López Jiménez. Enfermera. Jefa de la Unidad Técnica de Evaluación. Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Verónica Lucas de la Vega. Médica ginecóloga. CMSc de Latina. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Elena Martín Maganto. Psicóloga clínica. Jefa del Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Juan Antonio del Moral Luque. Médico preventivista y de salud pública. Asesor técnico de Gerencia. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

José Javier Moreno Arnedillo. Psicólogo clínico. Asesor técnico de la Subdirección General de Prevención y Promoción de la Salud. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Silvia Moreno Vázquez. Médica de familia y comunidad. Unidad Docente de MF y C Este. Comunidad de Madrid.

Eduardo Pedrero Pérez. Enfermero. Asesor técnico del Departamento de Evaluación, Calidad y Sostenibilidad. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Hortensia Rayón López. Médica preventivista y de salud pública. Adjunta al Departamento de Salud Ambiental. Subdirección General de Salud Pública. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

María del Rosario Sanz Cuesta. Psicóloga clínica. Consejera técnica de Gerencia. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Irene Valero Oteo. Socióloga. Becaria de Gerencia. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

Borja Velasco Zamorano. Sociólogo. Becario de la Subdirección General de Prevención y Promoción de la Salud. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid.

AUTORÍAS POR TEMAS

Metodología

Fuentes de información: José Manuel Díaz Olalla.

Indicadores, técnicas y procedimientos de análisis de la información: José Manuel Díaz Olalla.

Factores determinantes de la salud

Determinantes sociales

Aspectos demográficos: José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Aspectos socioeconómicos: José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Violencia y violencia de género: Juan Antonio del Moral Luque, Borja Velasco Zamorano y Laura Fernández Escudero.

Relaciones y apoyo social: José Manuel Díaz Olalla, Borja Velasco Zamorano y Elena Díaz Zubiaur.

Sentimiento de soledad: Gema Blasco Novalbos, Elena Díaz Zubiaur, Laura Esteban Rodríguez, Francisco González Espejito, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Características de la población migrante, tiempo de residencia en la ciudad de Madrid: Juan Antonio del Moral Luque, José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Teletrabajo: Juan Antonio del Moral Luque, José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Trabajo doméstico no remunerado (trabajo reproductivo): José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Identidad de género: José Manuel Díaz Olalla, Laura Fernández Escudero y Borja Velasco Zamorano.

Perspectiva de futuro: Gema Blasco Novalbos, José Javier Moreno Arnedillo, Elena Díaz Zubiaur, Laura Esteban Rodríguez, Francisco González Espejito y Juan Antonio del Moral Luque.

Inseguridad alimentaria: José Manuel Díaz Olalla, Santiago Cerda Suárez y Francisco González Espejito.

Determinantes de hábitos y estilos de vida

Actividad física: José Javier Moreno Arnedillo, José Manuel Díaz Olalla y Juan Antonio del Moral Luque.

Sueño: José Javier Moreno Arnedillo y Juan Antonio del Moral Luque.

Alimentación: José Javier Moreno Arnedillo y Juan Antonio del Moral Luque.

Uso de dispositivos con conexión a internet: Juan Francisco Chicharro Romero, Juan Antonio del Moral Luque y Laura Fernández Escudero.

Consumo de alcohol: Gema Blasco Novalbos, Sonsoles Gutiérrez Cáceres, Laura Esteban Rodríguez, Francisco González Espejito, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Consumo de tabaco, cannabis y uso de dispositivos de liberación de nicotina: José Javier Moreno Arnedillo, Juan Antonio del Moral Luque y Juan Francisco Chicharro Romero.

Juegos de apuestas: Juan Francisco Chicharro Romero, Juan Antonio del Moral Luque, Laura Fernández Escudero y Laura Esteban Rodríguez.

Determinantes del sistema de cuidados y su utilización

Sistema de cuidados, estructura y procesos: Nieves Lahuerta Galán.

Asistencia sanitaria no recibida o excesivamente demorada (ASNROED): Juan Antonio del Moral Luque, José Manuel Díaz Olalla y Santiago Cerda Suárez.

Necesidades de atención sanitaria no cubiertas por motivos económicos: José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Satisfacción con el funcionamiento del Servicio Madrileño de Salud (SERMAS): José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Aseguramiento privado y utilización de otros sistemas sanitarios: José Manuel Díaz Olalla y Laura Fernández Escudero.

Alfabetización sanitaria: Gema Blasco Novalbos, Verónica Lucas de la Vega, Francisco González Espejito, Santiago Cerda Suárez, Laura Esteban Rodríguez y Juan Antonio del Moral Luque.

Consumo de medicamentos tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides: Juan Antonio del Moral Luque, Laura Fernández Escudero y Laura Esteban Rodríguez.

Estatus vacunal frente al SARS-CoV-2: Juan Antonio del Moral Luque y Santiago Cerda Suárez.

Cambio de opinión sobre las vacunas desde el inicio de la pandemia: José Manuel Díaz Olalla, Gema Blasco Novalbos, Santiago Cerda Suárez y Francisco González Espejito.

Entorno y hogar

Percepción y satisfacción con el entorno: Hortensia Rayón López y José Manuel Díaz Olalla.

Núcleos familiares y composición del hogar: Gema Blasco Novalbos, Hortensia Rayón López, Matilde María González Molina, Francisco González Espejito, Elena Díaz Zubiaur, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Indicadores de salud

Esperanza de vida: José Manuel Díaz Olalla, Gema Blasco Novalbos, Mónica Inés Infante Sanz y Laura Fernández Escudero.

Mortalidad: José Manuel Díaz Olalla, Gema Blasco Novalbos, Hortensia Rayón López, Matilde María González Molina, Laura Esteban Rodríguez y Mónica Inés Infante Sanz.

Autopercepción del estado de salud: Gema Blasco Novalbos, Matilde María González Molina, Elena Díaz Zubiaur, Laura Esteban Rodríguez, Francisco González Espejito, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Calidad de vida en relación con la salud (CVRS): Gema Blasco Novalbos, Laura Esteban Rodríguez, Elena Díaz Zubiaur, Francisco González Espejito, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Morbilidad

Enfermedades o problemas crónicos de salud: Sonsoles Gutiérrez Cáceres, Juan Antonio del Moral Luque y Laura Fernández Escudero.

Limitación crónica para la actividad habitual (LCA): Gema Blasco Novalbos, Francisco González Espejito, Laura Esteban Rodríguez, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Fragilidad en personas mayores: Gema Blasco Novalbos, Elena Díaz Zubiaur, Francisco González Espejito, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Alteración del estado ponderal: María del Carmen López Jiménez y Juan Antonio del Moral Luque.

Salud mental: Gema Blasco Novalbos, Laura Esteban Rodríguez, Elena Díaz Zubiaur, Francisco González Espejito, Mónica Inés Infante Sanz y Juan Antonio del Moral Luque.

Enfermedades transmisibles: Lluch Hernández Gil, Juan Antonio del Moral Luque y Laura Fernández Escudero.

Infección VIH y SIDA: María del Carmen López Jiménez y Juan Antonio del Moral Luque.

Interrupción voluntaria del embarazo: José Manuel Díaz Olalla, Verónica Lucas de la Vega y Laura Fernández Escudero.

Accidentes de tráfico: Juan Antonio del Moral Luque.

Salud bucodental: María del Carmen López Jiménez y José Manuel Díaz Olalla.

COVID-19: José Manuel Díaz Olalla y Nieves Lahuerta Galán.

Explicación y pronóstico de la situación de la salud de la población de la ciudad de Madrid

José Manuel Díaz Olalla.

Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gema Blasco Novalbos, Juan Francisco Chicharro Romero, José Manuel Díaz Olalla, Agustín Haro León, Lluch Hernández Gil, María del Carmen López Jiménez, Elena Martín Maganto, Juan Antonio del Moral Luque, José Javier Moreno Arnedillo, Silvia Moreno Vázquez, Eduardo Pedrero Pérez, Hortensia Rayón López, María del Rosario Sanz Cuesta e Irene Valero Oteo.

Apoyo administrativo

José Manuel Pellés Cuesta y Ana Peña Arroyo.

ÍNDICE

PRESENTACIÓN	8
INTRODUCCIÓN	9
1. METODOLOGÍA.....	11
1.1. FUENTES DE INFORMACIÓN	13
1.1.1. ENCUESTA DE SALUD DE LA CIUDAD DE MADRID 2021 (ESCM'21).....	13
1.1.2. OTRAS FUENTES DE INFORMACIÓN.....	20
1.2. INDICADORES, TÉCNICAS Y PROCEDIMIENTOS DE ANÁLISIS DE LA INFORMACIÓN	20
1.2.1. ASPECTOS GENERALES Y ESCM'21	20
1.2.2. ANÁLISIS SOCIOECONÓMICOS.....	22
1.2.3. MORTALIDAD	26
2. FACTORES DETERMINANTES DE LA SALUD.....	29
2.1. DETERMINANTES SOCIALES	30
2.1.1. ASPECTOS DEMOGRÁFICOS.....	30
2.1.1.1. DEMOGRAFÍA ESTÁTICA.....	32
2.1.1.1.1. ESTRUCTURA DE LA POBLACIÓN POR EDAD Y SEXO	32
2.1.1.1.2. ESTRUCTURA DE LA POBLACIÓN SEGÚN ORIGEN	34
2.1.1.2. DEMOGRAFÍA DINÁMICA.....	36
2.1.1.2.1. NATALIDAD Y FECUNDIDAD	36
2.1.1.2.2. MORTALIDAD	41
2.1.1.2.3. MIGRACIÓN.....	42
2.1.1.2.4. CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN	42
2.1.2. ASPECTOS SOCIOECONÓMICOS.....	48
2.1.2.1. RENTA, NIVEL EDUCATIVO Y DESARROLLO. ÍNDICE DE DESARROLLO Y CLÚSTER DE DISTRITOS	48
2.1.2.2. ÍNDICE DE PRIVACIÓN EN AREA PEQUEÑA, CIUDAD DE MADRID 2021.....	55
2.1.2.3. CLASE SOCIAL OCUPACIONAL	73
2.1.2.4. SITUACIÓN LABORAL	83
2.1.2.5. POBREZA Y DESIGUALDAD. INGRESOS, DIFICULTAD ECONÓMICA PARA LLEGAR A FIN DE MES, INSEGURIDAD RESIDENCIAL Y POBREZA ENERGÉTICA.....	88
2.1.3. VIOLENCIA Y VIOLENCIA DE GÉNERO.....	94
2.1.4. RELACIONES SOCIALES Y APOYO SOCIAL	106
2.1.5. SENTIMIENTO DE SOLEDAD	118
2.1.6. CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN MIGRANTE, TIEMPO DE RESIDENCIA EN LA CIUDAD DE MADRID	135
2.1.7. TELETRABAJO	152
2.1.8. TRABAJO REPRODUCTIVO	173
2.1.9. IDENTIDAD DE GÉNERO	198
2.1.10. PERSPECTIVA DE FUTURO.....	210
2.1.11. INSEGURIDAD ALIMENTARIA	220
2.2. DETERMINANTES DE HÁBITOS Y ESTILOS DE VIDA.....	238
2.2.1. ACTIVIDAD FÍSICA	238
2.2.2. SUEÑO	248
2.2.3. ALIMENTACIÓN.....	253
2.2.4. USO DE DISPOSITIVOS CON CONEXIÓN A INTERNET	261
2.2.5. CONSUMO DE ALCOHOL.....	274
2.2.6. CONSUMO DE TABACO, CANNABIS Y USO DE DISPOSITIVOS DE LIBERACIÓN DE NICOTINA	285
2.2.7. JUEGOS DE APUESTAS	298

2.3. DETERMINANTES DEL SISTEMA DE CUIDADOS Y SU UTILIZACIÓN.....	311
2.3.1. SISTEMA DE CUIDADOS, ESTRUCTURA Y PROCESOS.....	311
2.3.2. ASISTENCIA SANITARIA NO RECIBIDA O EXCESIVAMENTE DEMORADA (ASNROED)	331
2.3.3. NECESIDADES DE ATENCIÓN SANITARIA NO CUBIERTAS POR MOTIVOS ECONÓMICOS	343
2.3.4. SATISFACCIÓN CON EL FUNCIONAMIENTO DEL SERVICIO MADRILEÑO DE SALUD (SERMAS)	359
2.3.5. ASEGURAMIENTO PRIVADO Y UTILIZACIÓN DE OTROS SISTEMAS SANITARIOS	369
2.3.6. ALFABETIZACIÓN SANITARIA	381
2.3.7. CONSUMO DE MEDICAMENTOS: TRANQUILIZANTES, ANTIDEPRESIVOS Y ANALGÉSICOS OPIOIDES	404
2.3.8. ESTATUS VACUNAL FRENTE AL SARS-COV-2.....	435
2.3.9. CAMBIO DE OPINIÓN SOBRE LAS VACUNAS DESDE EL INICIO DE LA PANDEMIA	445
2.4. ENTORNO Y HOGAR	455
2.4.1. PERCEPCIÓN Y SATISFACCIÓN CON EL ENTORNO	455
2.4.2. NÚCLEOS FAMILIARES Y COMPOSICIÓN DEL HOGAR	461
3. INDICADORES DE SALUD	486
3.1. ESPERANZA DE VIDA	
3.1.1. ESPERANZA DE VIDA AL NACER Y A LOS 65 AÑOS.....	489
3.1.2. ESPERANZA DE VIDA EN LOS DISTRITOS	493
3.1.3. ESPERANZA DE VIDA EN BUENA SALUD	499
3.2. ANÁLISIS DE LA MORTALIDAD GENERAL Y POR CAUSAS Y SU EVOLUCIÓN COMPARADA CON LA DE ESPAÑA EN EL PERIODO 2011 A 2020	505
3.2.1. MORTALIDAD GENERAL.....	506
3.2.2. MORTALIDAD POR CAUSAS	510
3.2.3. MORTALIDAD PROPORCIONAL	571
3.2.4. EVOLUCIÓN DE LA MORTALIDAD GENERAL EN LOS DISTRITOS	575
3.3. AUTOPERCEPCIÓN DEL ESTADO DE SALUD Y CALIDAD DE VIDA EN RELACIÓN CON LA SALUD	581
3.3.1. AUTOPERCEPCIÓN DEL ESTADO DE SALUD	581
3.3.2. CALIDAD DE VIDA EN RELACIÓN CON LA SALUD (CVRS)	601
3.4. MORBILIDAD.....	612
3.4.1. ENFERMEDADES O PROBLEMAS CRÓNICOS DE SALUD	612
3.4.2. LIMITACIÓN CRÓNICA PARA LA ACTIVIDAD HABITUAL (LCA)	632
3.4.3. FRAGILIDAD EN PERSONAS MAYORES	668
3.4.4. ALTERACIÓN DEL ESTADO PONDERAL	679
3.4.5. SALUD MENTAL	698
3.4.6. ENFERMEDADES TRANSMISIBLES	714
3.4.7. INFECCIÓN VIH Y SIDA	728
3.4.8. INTERRUPCIÓN VOLUNTARIA DEL EMBARAZO	738
3.4.9. ACCIDENTES DE TRÁFICO.....	747
3.4.10. SALUD BUCODENTAL	758
3.4.11. COVID-19	769
4. EXPLICACIÓN Y PRONÓSTICO DE LA SITUACIÓN DE LA SALUD DE LA POBLACIÓN DE LA CIUDAD DE MADRID.....	805
ANEXO. ENCUESTA DE SALUD DE LA CIUDAD DE MADRID 2021.....	817
CUESTIONARIO V1	818
CUESTIONARIO V2	832
GLOSARIO DE SIGLAS Y ABREVIATURAS	849

PRESENTACIÓN

El presente Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022 es el cuarto análisis de estas características que elabora Madrid Salud y, como los demás, pretende mejorar el conocimiento sobre los problemas de salud de la población madrileña y sus causas para, de esta forma, emprender actuaciones desde la administración local para combatirlos. El enfoque holístico de los temas hace extensivas las posibles intervenciones a otras administraciones públicas, a las que se pide información y se hacen partícipes de los resultados, con objeto de que sean multifocales e integradoras, reforzando y optimizando de esta manera el proceso de planificación sanitaria del que este estudio no es más que la primera etapa.

Como en cada edición, entre sus páginas se abren paso problemas emergentes, cuyo conocimiento es escaso, aportando por ello información de relevancia sobre su efecto en la salud de la población, desbrozando muchas veces elementos fundamentales para su abordaje. En la presente se hace una inmersión en asuntos tales como la violencia en general y la violencia de género, las relaciones sociales y el apoyo social, el teletrabajo, el trabajo reproductivo, la identidad de género, la perspectiva de futuro, la alfabetización sanitaria y los juegos de apuestas. Se realizan también análisis sobre el sistema sanitario público y su funcionamiento, tras una crisis como la vivida en los últimos años por la pandemia de COVID-19, que tanto le afectó y de manera tan clara puso en evidencia algunas de sus insuficiencias. Es precisamente este capital problema de salud el que atraviesa, como no podía ser de otra forma, este trabajo de principio a fin, ofreciendo su disección muchas evidencias que pueden ser de gran utilidad ante una futura crisis epidémica de estas características, debiendo incorporarse muchos de sus hallazgos a los planes preventivos que se han ido elaborando por diferentes administraciones, incluida la local, a los que Madrid Salud ha contribuido de forma definida.

La búsqueda de la distribución social y territorial de los problemas dentro de la ciudad, así como la cuantificación de su impacto en la población más vulnerable son algo más que un signo de identidad de estos estudios, para pasar a constituir un elemento fundamental en la toma de decisiones desde planteamientos de equidad. Así mismo, la continuidad de la presencia de muchos temas que se abordan garantiza también el conocimiento de su evolución, así como, indirectamente, la eficacia de algunas intervenciones.

Madrid Salud está comprometido con estos estudios y con su continuidad, al igual que con la puesta en marcha y desarrollo de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid cada cuatro años, que es una de sus fuentes principales. Es preceptivo y de justicia el agradecimiento a todas las instituciones y personas que, desde fuera, aseguran tanto la elaboración de estos estudios como la solvencia de sus análisis, como también lo es poner en valor el esfuerzo y la calidad del equipo de trabajadores de Madrid Salud que ha intervenido en él, tanto los que forman parte de la plantilla de esta institución como los que están en periodo de formación.

La amplitud de los análisis, la eficacia y la necesidad de racionalizar los recursos nos han llevado a presentar por primera vez una edición completamente digital, sin papel, brindándose al lector interesado la posibilidad de leer un detallado informe de cada problema si la información aportada en el informe ejecutivo, también digital, no satisface completamente sus necesidades de información.

Es una satisfacción para Madrid Salud y sus trabajadores poder presentarles este Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022, como lo será seguir elaborándolo cada cuatro años en los tiempos venideros.



El Gerente de Madrid Salud
Antonio Prieto Fernández

INTRODUCCIÓN

La salud es un estado de completo bienestar físico, mental y social, y no solo la ausencia de enfermedades. Los factores que determinan la salud son diversos, aunque podemos clasificarlos de forma operativa como: Sociales, Hábitos, Sistema de Cuidados y, por último, Entorno. Conocer la situación de salud de la ciudadanía y sus determinantes permite establecer prioridades y distribuir los recursos para su mejora.

El Ayuntamiento de Madrid, a través de Madrid Salud, ha realizado cuatro Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid (en 2008, 2014, 2018 y el presente, de 2022). En todos ellos se han empleado diferentes fuentes de información, algunas municipales, otras de la Comunidad de Madrid, aunque las hay también nacionales, además de múltiples estudios y, como es habitual, de una encuesta de salud específica a la ciudadanía madrileña.

El presente Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022 tiene entre sus objetivos prioritarios:

- Conocer el estado de salud de la población de la ciudad de Madrid, tanto física como psíquica y social, e identificar los principales problemas de salud: enfermedades crónicas, limitaciones para la actividad habitual, mala salud autopercibida, riesgo de mala salud mental, calidad de vida en relación con la salud y problemas de salud bucodental, entre otros.
- Conocer los hábitos y estilos de vida de la ciudadanía, así como aquellos factores del entorno y determinantes sociales que condicionan el nivel de salud.
- Analizar las diferencias entre distritos de los problemas de salud y los factores de riesgo.
- Conocer la evolución de los aspectos abordados en los estudios de salud de la ciudad en 2008, 2014, y 2018.
- Contextualizar los resultados referidos a la ciudad con los disponibles a nivel nacional y europeo.
- Aportar evidencias encaminadas a mejorar la salud y facilitar la planificación de las políticas municipales en este ámbito.

Esta aproximación, como no podría ser de otra manera, cuenta con un eje central que ha marcado de forma indeleble la situación de la salud, así como la estructura y dinámica poblacional y hasta las relaciones sociales en los últimos años: la pandemia de COVID-19. También incluye algunos aspectos emergentes tratados en la anterior edición, como el uso del teléfono móvil y de las tecnologías de la información y de la comunicación, la soledad, en especial la no deseada, o el consumo de medicamentos psicotrópicos, además de otros de nueva incorporación y de especial interés por su efecto en la salud, como la violencia general y la violencia de género, la calidad y la cantidad de las relaciones sociales o la carencia material severa. Se incluye en esta edición un análisis de la percepción que la ciudadanía tiene del sistema sanitario, asunto siempre relevante que ha cobrado especial interés tras la crisis sanitaria provocada por la COVID-19. El fin es conocer nuevas realidades de la ciudad, en algunos casos de cada distrito, para facilitar la adopción de medidas en el presente y vislumbrar las que podrían ser necesarias en el futuro. No en vano un trabajo como este es siempre el inicio del ciclo de la planificación sanitaria: detección de los problemas de salud y sus causas, así como la evaluación del impacto de las intervenciones puestas en marcha anteriormente.

En consonancia con los objetivos establecidos, el estudio aporta una dimensión longitudinal mediante la comparación de las encuestas de salud propias de 2005, 2013, 2017 y 2021, lo que permite conocer la evolución de las condiciones de salud; también ofrece una dimensión contextualizada de la ciudad de Madrid respecto a España y Europa a través de la comparación de la información de la ciudad con la proporcionada por la Encuesta Europea de Salud en España 2020-2021. Por último, añade una dimensión territorial, dado que el volumen y diseño de la muestra permiten realizar análisis representativos de cada uno de los distritos municipales.

La fuente de información más importante para este Estudio ha sido la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021, realizada por Madrid Salud en una muestra de 8.625 personas elegidas mediante muestreo aleatorio estratificado, y cuyo fichero anonimizado y otros documentos afines ya están publicados en el portal de datos abiertos del Ayuntamiento de Madrid.



Todos los estudios de salud de la ciudad realizados incluyen indicadores que la OMS propone para monitorizar la equidad sanitaria. A través de ellos es posible conocer las situaciones que más afectan a este objetivo del sistema sanitario, identificar a los grupos de población más afectados y sobre los que ese sistema, y Madrid Salud como parte de él, deben redoblar los esfuerzos, pues no en vano esas injustas situaciones se pueden modificar y mejorar desde la intervención sanitaria. En este sentido, la metodología empleada en este trabajo, que cuantifica en muchos casos la aportación de cada determinante al efecto en salud que se analiza, aporta luz sobre qué factores abordar prioritariamente y el resultado que es previsible alcanzar.

Se utilizan también en este análisis algunas herramientas de estudio propias de Madrid Salud, ya empleadas en otras ediciones, como el análisis del desarrollo humano en los distritos y, a partir de él, la clasificación de esas unidades territoriales en agrupaciones que faciliten el estudio de algunos fenómenos relacionados con la salud de baja prevalencia o cuya información procede de muestras pequeñas, así

como la caracterización de las secciones censales de la ciudad según su Índice de Privación calculado en 2021. Como es habitual, el presente y virtual informe, aporta información detallada sobre la mortalidad y la esperanza de vida de la población de la ciudad y su evolución en los últimos cuatro años, la estructura y dinámica demográfica y un análisis pormenorizado de la situación socioeconómica de la ciudadanía tanto a nivel individual y grupal, como agregadamente en los territorios (distritos).

Como siempre, el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022, que es ante todo un trabajo de investigación epidemiológica, está dirigido tanto a personal técnico o especialista como a la ciudadanía en general y su periodicidad cuatrienal asegura no solo información actualizada sino también una visión longitudinal de los problemas y su evolución. Es intención de Madrid Salud y del equipo que realiza el Estudio, así como de las personas y grupos de investigación que lo siguen y analizan, que continúe en el tiempo, ofreciendo información de interés para los profesionales y técnicos de la salud y, en general, para quienes lo consultan con el interés que lo hacen.



1

METODOLOGÍA



1

METODOLOGÍA

El presente estudio es un trabajo de investigación epidemiológica, descriptiva, analítica y transversal que busca verificar relaciones entre variables de salud con otros factores que se sabe la determinan, analizando, siempre que sea posible, cómo se establecen esas relaciones en los diferentes grupos de población de la ciudad de Madrid y la fuerza de asociación que existe entre los factores explicativos y los indicadores de salud.

Este estudio se aplica y fundamenta en los siguientes principios metodológicos:

- El estado de la salud de la población se define por una relación de indicadores de salud que es posible obtener, cuantificar y analizar utilizando el método científico.
- El estado de la salud de la población es el resultado de la interacción de diferentes factores (determinantes) sociales, de estilos de vida, del sistema de cuidados y del entorno.
- A partir del método científico se ha establecido qué factores son esos, y cómo y en qué grado determinan el nivel de salud colectivo.
- La información sobre el nivel de salud de la población se encuentra, en parte, disponible en registros y estadísticas. A partir de estas fuentes se puede obtener la información desagregada territorialmente y en grupos.
- La no disponible también es posible conocerla a través de herramientas que se construyen ad-hoc con este fin (encuestas de salud, análisis con metodología cualitativa).

Siguiendo las recomendaciones del Código de buenas prácticas de las estadísticas europeas¹ y con el fin de evitar que se dupliquen las solicitudes de información a la población, se han utilizado datos de diferentes fuentes de la Administración ya existentes. También se han seguido las recomendaciones del citado código en lo relativo al diseño de las encuestas, la selección de las muestras y los métodos de estimación, así como en la elaboración del cuestionario.

■ 1.1 FUENTES DE INFORMACIÓN

La información utilizada para elaborar este estudio procede de diversas fuentes, tales como el Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo de Enfermedades No Transmisibles (SIVFRENT) en población adulta de la Comunidad de Madrid², la Encuesta de Calidad de Vida y Satisfacción con los Servicios Públicos en la Ciudad de Madrid 2021, del Ayuntamiento de Madrid³ y la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), así como de las anteriores encuestas realizadas en 2005⁴, 2013⁵ y 2017⁶ por Madrid Salud.

A continuación, se exponen algunas características metodológicas de la ESCM'21, principal fuente de información del presente Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022, así como de otras fuentes.

1.1.1 ENCUESTA DE SALUD DE LA CIUDAD DE MADRID 2021 (ESCM'21)

El propósito de la Encuesta de Salud es la obtención de información sobre la salud de la ciudadanía y los factores relacionados con ella que no puede obtenerse a partir de otras fuentes de información ya existentes, siendo la principal fuente de información de este Estudio. De hecho, el propósito táctico principal que tiene es el de nutrirle de información. En la web del Ayuntamiento de Madrid se puede leer con detenimiento las características más importantes de esta encuesta, sus aspectos metodológicos y sus resultados principales, así como descargar el fichero de datos anonimizado.

Los objetivos de la ESCM'21 fueron:

- Proporcionar información sobre el estado de salud de la población de la ciudad de Madrid, tanto física como psíquica y social, e identificar los principales problemas de salud de la ciudadanía: enfermedades crónicas, dolencias, limitaciones funcionales, etc.
- Conocer el impacto de los hábitos, estilos de vida, determinantes sociales y algunas características del sistema de cuidados que pueden repercutir en el nivel de salud.
- Analizar las diferencias con que se presentan los problemas de salud y los factores de riesgo entre los distintos subgrupos de población (por sexo, edad, clase social, país de origen, estudios y actividad económica).
- Analizar las diferencias cuantitativas y cualitativas con que se presentan los problemas de salud y los factores de riesgo entre los diferentes distritos de la ciudad.
- Posibilitar el seguimiento de la evolución de la salud de los madrileños y madrileñas con la comparación de los datos que se obtuvieron en encuestas anteriores (2005, 2013 y 2017) y el análisis de las diferencias.

Para esta edición se ha de señalar expresamente como objetivo específico el de conocer la situación de la población madrileña en relación a la pandemia de COVID-19 y su impacto en la salud y en otros factores determinantes de ella.

Técnica de investigación

La Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid plantea el acceso a datos primarios tomando como unidad de información el individuo y como soporte el cuestionario estructurado. Debido a la longitud del cuestionario, se decidió crear dos versiones, ambos con un bloque de preguntas comunes y, además, cada uno de ellos con grupos de preguntas independientes. En el anexo del presente estudio se pueden ver los dos cuestionarios utilizados.

La técnica de recogida de información ha sido la entrevista telefónica asistida por ordenador CATI (Computer Assisted Telephone Interviewing).

Marco de muestreo

El marco muestral utilizado ha sido la base de datos de la tarjeta sanitaria individual. Este marco ha permitido utilizar el muestreo aleatorio estratificado por distrito, sexo y edad. Además, se ha podido estratificar la muestra por el país de origen de la persona entrevistada. Estas variables también se han incluido en el análisis de la no respuesta.

Ámbito geográfico y poblacional

La población objeto de estudio han sido los hogares de la ciudad de Madrid en los que reside de forma habitual una persona de 15 o más años. La unidad informante es la persona de 15 y más años que reside en la vivienda. En el caso de personas que no podían contestar a la entrevista, la empresa que hizo el trabajo de campo acordó con Madrid Salud cuándo utilizar la figura del proxy para no excluir a la persona seleccionada. De esta manera, había preguntas de percepción que el proxy no podía contestar y por tanto no se preguntaban. Este aspecto es importante en encuestas de salud, ya que uno de los motivos de no respuesta puede ser el estado de salud o el deterioro cognitivo, por poner dos ejemplos.

Tipo de muestreo y afijación muestral

El tipo de muestreo utilizado ha sido el muestreo aleatorio estratificado. El criterio de estratificación es el distrito de la ciudad (los 21 distritos). Y en cada distrito, el sexo, la edad y país de origen. Además, se ha realizado una clasificación de los distritos en base a su nivel de desarrollo con las variables índice de renta bruta disponible, porcentaje de habitantes con un nivel de estudios superiores a secundarios y esperanza de vida al nacer. Para más información sobre este método de clasificación se puede consultar el capítulo de Aspectos socioeconómicos de este estudio. La agrupación de distritos aportada por Madrid Salud quedó de la siguiente manera:

GRUPO 1: Carabanchel, Usera, Puente de Vallecas y Villaverde.

GRUPO 2: Tetuán, Latina, Moratalaz, Ciudad Lineal, Villa de Vallecas, Vicálvaro y San Blas.

GRUPO 3: Centro, Arganzuela, Fuencarral-El Pardo, Moncloa-Aravaca, Hortaleza y Barajas.

GRUPO 4: Retiro, Salamanca, Chamartín y Chamberí.

La asignación muestral por distrito ha sido uniforme con 400 entrevistas válidas por cada uno, lo que supone una muestra total de 8.400 individuos, lo que asegura un error muestral (para un muestreo aleatorio simple) inferior a $\pm 1,5\%$ para la ciudad de Madrid y de $\pm 5\%$ para cada distrito, considerando un nivel de confianza del 95,5% y en el caso de máxima variabilidad ($p=q=50\%$).

Tamaños muestrales

El tamaño muestral final ha sido de 8.625 entrevistas. Estas entrevistas se han dividido entre las dos versiones de cuestionario que se crearon, como ya se ha comentado. La asignación ha sido aleatoria, buscando que ambas muestras tuvieran aproximadamente el mismo tamaño en cada distrito. La distribución final figura en la **tabla 1**. La distribución muestral por sexo, grupo de edad y grupo migratorio figura en las **tablas 2, 3 y 4**.

Tabla 1. Distribución muestral por distrito y versión de cuestionario

Distritos	Versión 1 cuestionario	Versión 2 cuestionario	Total muestra
Centro	202	201	403
Arganzuela	205	200	405
Retiro	203	202	405
Salamanca	203	203	406
Chamartín	202	203	405
Tetuán	201	202	403
Chamberí	203	203	406
Fuencarral-El Pardo	207	211	418
Moncloa-Aravaca	214	195	409
Latina	206	219	425
Carabanchel	216	222	438
Usera	202	205	407
Puente de Vallecas	216	218	434
Moratalaz	198	213	411
Ciudad Lineal	212	205	417
Hortaleza	205	203	408
Villaverde	204	202	406
Villa de Vallecas	204	201	405
Vicálvaro	204	202	406
San Blas	202	203	405
Barajas	200	203	403
Total	4.309	4.316	8.625

Tabla 2. Distribución muestral por sexo y versión de cuestionario

	Versión 1 cuestionario	Versión 2 cuestionario	Total muestra
Hombre	1.975	1.940	3.915
Mujer	2.334	2.376	4.710
Total	4.309	4.316	8.625

Tabla 3. Distribución muestral por grupos de edad y versión de cuestionario

	Versión 1 cuestionario	Versión 2 cuestionario	Total muestra
15 a 29 años	752	777	1.529
30 a 44 años	1.093	1.108	2.201
45 a 64 años	1.502	1.484	2.986
65 y más años	962	947	1.909
Total	4.309	4.316	8.625

Tabla 4. Distribución muestral por país de nacimiento y versión de cuestionario

	Versión 1 cuestionario	Versión 2 cuestionario	Total muestra
Grupo 1	3.438	3.441	6.879
Grupo 2	871	875	1.746
Total	4.309	4.316	8.625

Grupo 1: nacidos y nacidas en España, EEUU, Canada, UE 15 (incluyendo Noruega y Suiza), Japón, Australia y Nueva Zelanda

Grupo 2: nacidos y nacidas en el resto de países

Trabajo de campo

El trabajo de campo lo realizó la empresa Demométrica en el periodo comprendido entre el 7 de octubre y 14 de diciembre de 2021.

Las personas que realizaron las entrevistas recibieron las instrucciones necesarias sobre el contenido de la entrevista y el método de muestreo de forma que la información tuviera la mayor calidad posible. Para ello se realizaron varias reuniones de formación con los contenidos y características de la investigación y sus particularidades metodológicas. Antes de comenzar la recogida de información, todo el equipo de agentes entrevistadores habían recibido una formación específica para este estudio.

El Plan de formación de las personas que llevarían a cabo las encuestas, junto con el personal técnico de Madrid Salud, se llevó a cabo el 7 de octubre de 2021 de manera telemática con acceso directo al enlace de los cuestionarios para ir analizando pregunta a pregunta, su dificultad y su forma de abordarla.

A las personas encuestadas se les indicó la web de Madrid Salud donde aparecía la información sobre la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021, por si alguno de ellos o ellas, requería información adicional sobre la misma. Además, se comunicó al teléfono de información ciudadana 010 la puesta en marcha de esta Encuesta, para facilitar a la ciudadanía su conocimiento.

Periodo de realización de entrevistas

Cabe distinguir en la recogida de información dos tipos de contactos con cada hogar seleccionado: el que se realiza para localizar el hogar y el que se realiza para realizar la entrevista. En este sentido, la recogida de información se realizó principalmente por la tarde desde las 13.00 a las 21.00 horas. Esta sistemática de trabajo ha dado muy buenos resultados, en términos de tasa de respuesta y localización de entrevistas. En cualquier caso, la franja horaria no fue un condicionante. Tanto los turnos de trabajo como las franjas horarias fueron suficientemente flexibles y se condicionaron exclusivamente a facilitar la posibilidad de realizar las entrevistas en el horario más adecuado a cada hogar seleccionado, como forma de no incrementar la tasa de no respuesta por este motivo.

Factores de ponderación

La muestra final válida se desvía de la asignación proporcional estricta por distrito, al desagregar por grupo de edad y sexo. Estas desviaciones son reducidas, pero es necesario tenerlas en cuenta en el proceso de estimación. Además, al haberse utilizado afijación uniforme por distrito, las estimaciones para el conjunto de la ciudad de Madrid no pueden ser directas ya que es necesario considerar el peso poblacional de cada distrito.

Al aplicar un factor de ponderación se trata de asignar factores o pesos que corrijan posibles desviaciones muestrales respecto a la estructura poblacional por variables de interés (infra o sobrerrepresentadas en la muestra). Este factor, si se pretende ofrecer estimaciones de valores poblacionales en términos absolutos, toma la forma de un factor de elevación para la inferencia de resultados poblacionales a partir de la muestra. El factor de elevación es un cociente (N/n) entre el tamaño poblacional (N =número de personas en la población) y el tamaño muestral (n = número de personas en la muestra). Para obtener el factor de ponderación se aplica un proceso de equilibrado consistente en transformar la muestra final válida en la que correspondería a la asignación proporcional, ajustando la distribución de la muestra por sexo, edad y distrito a la distribución poblacional existente:

$$F_{ijk} = [N_{ijk} / n_{ijk}] * [n/N]$$

donde:

F_{ijk} = Factor de ponderación/equilibraje para sexo i en el grupo de edad j para el distrito v.

N = Población de 15 y más años de la Ciudad de Madrid (última actualización julio 2021)

n = Población de 15 y más años en la muestra final válida.

N_{ijk} = Población de 15 y más años en la población del distrito k, del sexo i, en el grupo de edad j.

n_{ijk} = Población de 15 y más años en la muestra del distrito k, del sexo i, en el grupo de edad j.

En el proceso de equilibrado y cálculo, se ajusta inicialmente la muestra final válida a una muestra teórica de 8.400 entrevistas, con 400 entrevistas por distrito. Aunque la muestra final es mayor como ya se ha descrito.

Análisis de la respuesta

El 72,9% de las personas contactadas para formar parte de la muestra respondieron a la encuesta. Este dato es preciso si entre las que no respondieron se incluyen solo las que fueron rechazadas por los individuos seleccionados. Si a esas negativas individuales le sumamos las negativas del hogar, la tasa de respuesta baja a 66,4%. Las entrevistas que no se realizaron por estar el hogar fuera del marco muestral fueron el 9,5%. En todas las tasas de no respuesta estudiadas se observaron pocas diferencias entre las versiones 1 y 2 del cuestionario. En la **tabla 5** se pueden observar estas tasas de respuesta para el total de la muestra y por las dos versiones del cuestionario.

Tabla 5. Tasas de respuesta según tipo y proporción de los contactos a los que no se les realizó la entrevista por estar fuera del marco muestral, en total y según versiones del cuestionario (V1 y V2)

	Tasa de respuesta 1			Tasa de respuesta 2			Fuera de marco		
	V1	V2	Total	V1	V2	Total	V1	V2	Total
Total	72,9%	73,0%	72,9%	66,9%	66,0%	66,4%	9,3%	9,6%	9,5%

Nota. Tasa de respuesta 1: es el cociente de las entrevistas realizadas entre la suma de realizadas más las negativas de individuo.

Tasa de respuesta 2: es el cociente de las entrevistas realizadas entre la suma de realizadas más las negativas de individuo y hogar.

Fuera de marco: son todos los contactos que se pueden considerar errores de cobertura del marco de muestreo (no es un hogar, no entiende el idioma y no reside en Madrid al menos 6 meses)

Por distritos, la tasa de respuesta 1 más importante fue la de Carabanchel (76,2%), y la más baja, la de Chamartín (67,8%). Los hombres responden un poco menos que las mujeres (tasa de respuesta 1 de 72,0% vs 73,6% respectivamente), mientras que por edades quienes más respuestas registran son los de 45 a 64 años (81,2%) frente a los de 15 a 29 años, con una tasa de 64,4%. Los migrantes de origen en países en desarrollo (“inmigrantes económicos” en este estudio) alcanzaron una tasa de respuesta de 77,3%, mientras que el resto de la muestra se quedó en el 71,8%. Se da la circunstancia de que los errores de marco muestral afectaron llamativamente a los primeros, llegando a un 18,6% de todos los contactos efectuados durante el trabajo de campo, lo que, dadas las circunstancias y las situaciones de inestabilidad personal y familiar que les afectan frecuentemente, en especial en el tiempo inmediatamente posterior a su llegada, resultaba esperable.

Plan de análisis

El plan de análisis de los resultados de la ESCM'21 realizado ha sido específico para cada variable de salud, si bien todas han sido estudiadas obteniendo frecuencias y prevalencias totales y de sus distribuciones según:

- Sexo
- Edad (15-29/ 30-44/ 45-64/ 65 y más años).
- Clúster nivel desarrollo humano (distritos)
- Distrito (21)

- Clase social ocupacional de la familia
- Nivel de estudios de la persona entrevistada
- Estatus migratorio

Además, la mayoría de ellas también según:

- Diagnóstico de COVID-19
- Gravedad (hospitalización/UCI versus resto)

Composición de la muestra

La muestra efectiva final se distribuyó de la siguiente forma según algunas variables de clasificación más utilizadas (tabla 6).

Tabla 6. Distribución de la muestra final (N=8.625) según variables de clasificación

Sexo	Mujer	54,61%
	Hombre	45,39%
Edad	15 a 29 años	17,73%
	30 a 44 años	25,52%
	45 a 64 años	34,62%
	65 y más años	22,13%
Clúster de distritos	Grupo I (Menor desarrollo)	19,54%
	Grupo II (Medio-bajo desarrollo)	33,30%
	Grupo III (Medio-alto desarrollo)	28,36%
	Grupo IV (Mayor desarrollo)	18,81%
Clase social ocupacional familiar	Favorecida	43,19%
	Media	23,32%
	Desfavorecida	31,97%
Nivel de estudios	Primarios o menos	17,99%
	Secundarios	35,42%
	Universitarios	46,38%
Estatus migratorio	Inmigrante económico	19,88%
	Resto de población	80,12%

Los temas incluidos en la presente ESCM'21, así como su ubicación, según bloques, en las distintas versiones del cuestionario se puede analizar en la siguiente tabla (tabla 7).

Cuestionarios

Tabla 7. Distribución de bloques de preguntas por versión del cuestionario

Bloques	Temas	Comunes	Variables
A. Datos de identificación		X	
B. Salud percibida		X	
C. Morbilidad	1. Enfermedades y problemas de salud	X	
	2. Coronavirus/infección	X	
	3. Limitaciones por problemas de salud	X	
	4. Consumo de medicamentos		V2
	5. Acceso a asistencia sanitaria		V1
	6. Satisfacción con el sistema sanitario público		V1
	7. Tipo de aseguramiento y utilización de otros sistemas		V1
	8. Alfabetización sanitaria		V1
	9. Vacunas		V2
D. Calidad de vida	1. Calidad de vida/COOP WONCA		V2
	2. Dependencia funcional		V1
	3. Violencia sufrida		V2
E. Hábitos y estilo de vida Estado físico, ejercicio físico, ocio y tiempo libre	1. Peso y talla	X	
	2. Sueño		V2
	3. Actividad física		V2
	4. Alimentación		V1
	5. Consumo de tabaco		V1
	6. Consumo de otras sustancias		V1
	7. Consumo de alcohol		V1
	8. Juego	X	
F. Salud mental	1. Riesgo mala salud mental		V2
	2. Perspectiva de futuro	X	
	3. Sentimiento de soledad	X	
	4. Participación social		V1
	5. Apoyo social y/o relaciones sociales		V2
G. Determinantes sociales	1. Demográficos	X	
	2. Nivel de estudios	X	
	3. Situación laboral/ocupacional	X	
	4. Trabajo reproductivo		V2
	5. Vivienda/Hogar/Hacinamiento	X	
	6. Inseguridad residencial y pobreza energética	X	
	7. Ingresos/pobreza	X	
	8. Inseguridad de acceso económico a alimentos (IAEA)	X	

1.1.2 OTRAS FUENTES DE INFORMACIÓN

Las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, del Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y de la Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid⁷, han proporcionado datos sociodemográficos, de movimiento natural de la población y otros.

Los datos poblacionales se han extraído del Padrón municipal de habitantes o Padrón continuo de habitantes de Madrid. También se ha consultado información de la “Encuesta continua de hogares” (ECH), del Ayuntamiento de Madrid, extrayendo características demográficas básicas de la población, de los hogares que componen y de las viviendas que habitan y de la “Encuesta de condiciones de vida” (ECV), de la que se ha recabado información acerca de las carencias materiales de las viviendas. De todas ellas se ofrece información y las respectivas referencias bibliográficas en los capítulos correspondientes.

Del Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social se toma información y se usa el fichero público de la Encuesta Nacional de Salud de 2017⁸ y la Encuesta Europea de Salud de España (ESEE) 2020⁹, así como otros datos que se obtienen del Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y de Eurostat. La información relativa a la incidencia de determinadas enfermedades infecciosas se recoge de los boletines epidemiológicos de la Comunidad de Madrid, indicándose en el capítulo correspondiente las referencias utilizadas.

En los casos en los que se pueden extraer datos representativos de la población de la ciudad se realizan elaboraciones utilizando las bases de datos, y en los que no cuentan con una muestra representativa de la ciudad, como sucede con la Encuesta Nacional de Salud (ENSE), que solo tiene representación a nivel de comunidad autónoma, se utilizan los datos nacionales o autonómicos para comparar los resultados obtenidos en la población de la ciudad de Madrid. Con la mayoría de los datos que extraemos de estas fuentes elaboramos indicadores de interés para Madrid Salud, para otras administraciones además de la local y para los/as investigadores/as de salud pública en general, que incorporamos a este Estudio.

■ 1.2 INDICADORES, TÉCNICAS Y PROCEDIMIENTOS DE ANÁLISIS DE LA INFORMACIÓN

1.2.1 ASPECTOS GENERALES Y ESCM'21

La información descriptiva que se ofrece en este estudio se cuantifica con medidas de frecuencias y de riesgos. Entre las primeras están las frecuencias absolutas (N) y relativas (%) y las razones. Entre las otras, las tasas de prevalencia (n.º de personas con una situación o un problema / todas las personas en riesgo de estarlo o tenerlo [por lo general, todas las personas]). La tasa se eleva a un múltiplo, generalmente a 100, para trabajar con cantidades más manejables. Se debe considerar que, a pesar de ello y como es de conocimiento general, las frecuencias relativas (%) aportan información sobre el peso de una parte en un todo (100), mientras que las prevalencias, aunque elevadas a 100, informan del riesgo o probabilidad de sufrir un evento por cada 100 personas de la población que se estudia.

Cuando el fenómeno de salud que se examina es de evolución aguda, es decir, autolimitado en el tiempo, como es el caso de la infección por el coronavirus SARS-CoV-2 (COVID-19), la medida de probabilidad que se usa es la tasa de incidencia (casos nuevos o acumulados en un periodo de tiempo [aunque ya no estén activos] / población en riesgo), independientemente de que, según el conocimiento actual, algunos casos puedan cronificarse y prolongarse en el tiempo (Síndrome post-COVID).

El interés por conocer estos parámetros en la muestra es escaso, toda vez que se trata de un grupo de personas elegido al azar. Lo importante es deducir los datos correspondientes de la población de la que procede y a la que, según creemos, representa. Esos indicadores poblacionales no son los mismos que los muestrales (precisión), pero



podemos encontrar unos márgenes entre los que, con una cierta seguridad, el método científico asegura se encuentran. Como el denominador de las tasas de prevalencia es un parámetro fijo, suponiendo que el numerador sigue una distribución de Poisson, se pueden construir intervalos de confianza para el valor esperado y se pueden realizar contrastes de hipótesis (determinar si las diferencias entre varias tasas son “estadísticamente significativas”) sobre valores propuestos del mismo, por medio del método exacto o de la aproximación normal. El método exacto empleado está basado en la distribución de Poisson y algunos autores recomiendan su empleo cuando el número de casos es pequeño. En caso contrario, se recomienda el empleo de la aproximación normal que se basa en la asunción de que la distribución normal resulta ser una buena aproximación de la distribución de Poisson.

En todo caso, se haya trabajado con frecuencias o con prevalencias, los indicadores se acotan con intervalos de confianza del 95%, tras llevar las series de datos a esas distribuciones de Poisson, lo que significa que asumimos que 95 de cada 100 veces el método que estamos utilizando genera intervalos dentro de cuyos límites se encuentra el valor poblacional (inferencia). Las diferencias entre los indicadores así obtenidos (tasas de prevalencia o proporciones con sus respectivos IC95%) se sustentan contrastando esos intervalos, de modo que una vez proyectada en la población general la tasa obtenida en la muestra con sus márgenes de incertidumbre (IC95%), asumimos que son estadísticamente significativas, es decir que superan los límites que se justifican por el mero azar, cuando dichos intervalos no se superponen.

Cuando las variables a comparar son lineales se han obtenido la media (M) y la desviación típica (DT), así como el intervalo de confianza de la media al 95%. En caso de variables cuantitativas se analizan las diferencias de sus distribuciones mediante el cálculo de la t de Student, como en el capítulo de Calidad de Vida en Relación con la Salud.

En lo que se refiere a los análisis que se hacen a partir de datos de la ESCM'21, tras acotar los fenómenos en sus indicadores, procede en muchas ocasiones pasar al abordaje puramente analítico, es decir, a la búsqueda de aquellos factores (variables independientes) que pueden formar parte de las causas de los problemas (variables dependientes), bien sean estos problemas de salud (enfermedad crónica, mala salud mental) o determinantes de la misma (desempleo, sedentarismo). Esta identificación de factores causales ofrece, además, una cuantificación de la fuerza de asociación entre posible causa y efecto, a partir del indicador de riesgo dado.

Para las variables categóricas, por lo general, esta parte analítica se inicia demostrando la existencia de asociación de caracteres (χ^2) entre variables o estudiando el comportamiento de factor y efecto en una regresión bivalente. La primera se trata de una prueba no paramétrica que mide la discrepancia entre una distribución observada y otra teórica (bondad de ajuste), indicando en qué medida las diferencias existentes entre ambas, de haberlas, se pueden imputar al azar, o no, en el contraste de hipótesis. También se utiliza para probar la independencia de dos variables entre sí, mediante la presentación de los datos en tablas de contingencia.

Para la segunda, la medida de riesgo que se obtiene es la *odds ratio*, o razón de *odds* (probabilidad de exposición en los casos / probabilidad de exposición en los controles), una medida aproximada del riesgo relativo (RR) que se obtiene de diseños de estudios del tipo casos y controles, lo que se corresponde con el análisis de los resultados de una encuesta (abordaje transversal). En el caso de las OR bivalentes, la significación estadística se deduce del IC95% de esa medida de riesgo, considerando que si ambos extremos de ese intervalo están por encima o por debajo de 1 la OR es significativa. En estos casos la χ^2 correspondiente arrojaría un $p < 0,05$.

Desde luego no se debe olvidar que estas OR bivalentes (tablas 2 x 2) arrojan datos sin ajustar por otras variables que pueden actuar como factores de confusión, esto es, que se relacionan tanto con el efecto como con la causa y no define una etapa intermedia entre ambos. Por lo general el ajuste se hace después, llevando los factores cuyas OR bivalentes fueron significativas a un análisis de regresión logística multivalente (RLM) binaria que arrojará un modelo en el que se podrán observar los riesgos de cada factor ajustados por todos los demás que se incorporaron a dicho modelo, quedando fuera del mismo los que actuaban como confusores. Esta rutina de análisis permite identificar los factores que están entre las causas de los problemas, así como ordenarlos por importancia (valor de la OR). Los IC95% de las OR sitúan dentro o fuera del modelo a las variables independientes cuya presencia se ha investigado.

Cuando las variables que se estudian son cuantitativas continuas se analiza su relación explicativa o predictora a través de la regresión lineal múltiple, siempre que se ha comprobado que se dan las condiciones que lo permiten (las variables independientes no pueden estar altamente correlacionadas entre sí, las relaciones entre las varia-

bles independientes y la variable dependiente deben ser lineales, todos sus residuales deben seguir la distribución normal y deben tener varianzas iguales). La capacidad explicativa del modelo se cuantifica por el coeficiente de determinación (r^2) y la aportación de cada variable independiente al modelo final, por la beta tipificada.

Por simplificar la presentación de los resultados de los análisis de regresión logística multivariante binaria en algún capítulo se han representado mediante una gráfica en la que, generalmente, solo se sitúan los valores que forman parte del modelo explicativo final. Se debe añadir que, independientemente de los resultados parciales bivariantes que obtengan la edad y el sexo en cada análisis, ambas variables siempre se incorporan al multivariante final, es decir, que los resultados obtenidos en ellos están ajustados por edad y sexo.

Se puede señalar que los factores o variables independientes que se estudian forman parte de los determinantes de la salud agrupados en sociales (“las circunstancias en que las personas nacen crecen, trabajan, viven y envejecen, incluido el conjunto más amplio de fuerzas y sistemas que influyen sobre las condiciones de la vida cotidiana”)¹⁰, en estilos de vida, en aspectos relativos al sistema de cuidados y su funcionamiento o en el entorno. En ocasiones se estudian modelos de RLM a los que solo se incorporan las variables de un solo grupo de determinantes, si bien, y aunque se adopte este plan de trabajo, siempre se realiza un análisis final con los factores que conformaron los modelos de cada uno de los grupos.

Algunos capítulos, como el demográfico, el socioeconómico, o el de mortalidad tienen una metódica y unas técnicas y procedimiento de análisis de la información completamente diferentes y, aunque se abordan específicamente en cada capítulo, como se hace en los demás, se incluyen en el presente capítulo algunas consideraciones metodológicas de los dos últimos que pueden ser comunes a diferentes temas del Estudio.

1.2.2 ANÁLISIS SOCIOECONÓMICOS

La renta bruta disponible per cápita (RBDpc) de la ciudad de Madrid y de sus distritos se toma de la que publica cada año la Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Las disponibles hasta ahora llegan a 2019¹¹. Sobre el cálculo de este indicador debe consultarse lo que al respecto se recoge en la web referenciada. La RBDpc con que se ha calculado el indicador de desarrollo de los distritos (ICSCR) es de 2017.

Índice combinado de salud, conocimiento y renta (ICSCR)

Desde el primer Estudio de Salud de la ciudad publicado en 2008 calculamos el Índice combinado de salud, conocimiento y renta (ICSCR) por distrito, que es un remedo del Índice de desarrollo humano (IDH) que publica anualmente el Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) para países y regiones del mundo, con la misma metodología de cálculo, aunque no con los mismos indicadores¹².

La falta de concordancia en los mismos indicadores (los usados por el organismo internacional para caracterizar el nivel educativo y la riqueza no están disponibles para la ciudad de Madrid), impide manejar el índice resultante como si se tratara del IDH, aunque por la naturaleza de sus componentes y el sentido que tienen (“Desarrollo humano es la situación de aquellas poblaciones en las que las personas pueden vivir una vida larga y saludable, tener acceso al conocimiento y contar con unos ingresos suficientes para poder llevar una existencia digna”¹³), lo tomamos como una medida válida de esa dimensión, en especial para comparar nuestros distritos entre sí y la evolución de este fenómeno en la población de la ciudad y de sus territorios en el tiempo.

Este índice nos permite generar agrupaciones de los 21 distritos municipales según nivel de desarrollo. Para ello utilizamos el análisis de clúster, que es un conjunto de técnicas multivariantes, que se usan para clasificar a un conjunto en grupos homogéneos. Tras el análisis obtenemos una distribución en cuatro grupos de distritos que denominamos de “Mayor desarrollo”, “Desarrollo medio-alto”, “Desarrollo medio-bajo” y “Menor desarrollo”.

En lo relativo al cálculo del ICSCR se remite a la persona interesada a la metodología del capítulo de aspectos socioeconómicos de este trabajo, si bien, y de forma sucinta, puede decirse que cada uno de los 3 indicadores se lleva a un índice que va del 0 al 1, siendo la unidad el dato del distrito que tiene la mejor cifra. A partir de ahí se asignan los índices relativos a las 3 dimensiones, siempre en relación con el 1 establecido para cada uno. Finalmente, se pondera 1/3 cada uno de los índices, mediante la suma de los 3 índices y la división de esta cifra entre 3.



Por tanto, un distrito que tuviera un ICSCR de 1, lo que no ocurre realmente en ninguno, sería aquel que tuviera simultáneamente la mejor esperanza de vida, el mejor indicador educativo y la mejor renta per cápita de la ciudad. De un distrito que tuviera un ICSCR de 0,956 podríamos decir que está a una distancia, cifrada en 0,044, de tener la mejor situación de la ciudad, simultáneamente, en salud, educación y renta.

Nivel de estudios

La Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021, clasifica el nivel de estudios en 9 categorías (el mayor nivel de estudios que se ha completado), idénticas a las utilizadas en las anteriores encuestas de la ciudad, y que son:

- No sabe leer o escribir
- Sin estudios
- Estudios primarios incompletos
- Estudios de 1er grado (estudios primarios, EGB hasta 5º)
- Estudios de 2º grado, 1er ciclo (Graduado Escolar, EGB hasta 8º, Bachiller Elemental, etc.)
- Educación Secundaria Obligatoria (ESO)
- Estudios de 2º grado, 2º ciclo (Bachiller Superior, BUP, Formación Profesional, Aprendizaje y Maestría Industrial)
- Estudios de 3er grado y 1er ciclo (perito, ingeniero técnico, escuelas universitarias, magisterio etc.)
- Estudios de 3er grado, 2º y 3er ciclo (ingeniero superior, licenciado, Doctorado, etc.)

No obstante, para el análisis se han reducido a tres:

- Estudios primarios o menos, que incluye las 4 primeras respuestas.
- Estudios secundarios, que incluye las 3 siguientes respuestas.
- Estudios universitarios, que incluye las 2 últimas respuestas.

Clase social ocupacional (CSO)

Siguiendo las recomendaciones de la Sociedad Española de Epidemiología para las investigaciones de salud¹⁴, y como ya se hizo en las ediciones anteriores de este Estudio, se clasifica la posición social de las personas entrevistadas. El objetivo es trabajar bajo esta óptica la información de salud obtenida en dicha encuesta generando esta variable en el conjunto de la población de la ciudad, a través de los datos de la muestra de nuestra encuesta, a sabiendas de las limitaciones que presenta esta metodología.

Para clasificar a las personas entrevistadas, se asigna a cada individuo de la muestra la clase social del hogar en que está incluido, que no es necesariamente la clase social de la persona que contesta al cuestionario, sino la de la persona sustentadora principal de ese hogar, pues es este rasgo el que mejor define la posición social de los miembros de la familia, por encima de cada circunstancia individual. A esta variable, que es la más usada en el presente Estudio, la denominamos “clase social ocupacional familiar”, o, simplemente, clase social familiar. Hay que hacer hincapié aquí que en el caso de que la CSO individual sea mejor que la familiar, a esa persona se le asigna la primera.

Cabe resaltar que se trata, por tanto, de una asignación de la posición social a través de la ocupación y que dada la naturaleza de las preguntas que se formulan para conocerla, esta categoría no es muy sensible a modificaciones temporales, en especial si, desde que se accedió a un último empleo, la situación laboral ha cambiado a la de desempleo. En este sentido, esta forma de clasificar esta variable no aporta una información de calidad sobre el nivel adquisitivo de la persona, sino, como se dice, sobre su situación presente o pasada en el ámbito de la ocupación.

Por tanto, las personas que nunca han trabajado fuera del hogar no pueden ser clasificadas según esta metodología, si se pretende asignarles su clase social individual.

Se utiliza la clase social del hogar en todos los análisis en que se quiere estudiar el peso de la posición social en los indicadores de salud o de factores determinantes de la misma.

Siguiendo las recomendaciones referidas, tal como se desarrolla en el capítulo de Aspectos Socioeconómicos de este Estudio, se clasifican a las personas encuestadas en 7 categorías, que luego se resumen en 3 siguiendo esas mismas consideraciones¹⁴: Favorecida (directores/as y gerentes y profesionales universitarios/as); Media (ocupaciones intermedias y trabajadores/as por cuenta propia); y Desfavorecida (trabajadores/as manuales con y sin cualificación), siendo esta fórmula de agrupación simplificada la más usada en los análisis que se presentan.

La brecha entre clases sociales es una razón entre la frecuencia de una de ellas respecto a la de otra, que se toma de referencia.

La asignación de la clase social de los datos provenientes de SIVFRENT-A se refiere a la del individuo y se estima a partir de la clasificación nacional de ocupaciones según la ya mencionada propuesta de la Sociedad Española de Epidemiología, como se ha explicado más arriba.

Pobreza y desigualdad

La "Encuesta de condiciones de vida" (ECV) es una operación estadística anual dirigida a hogares, que se realiza en todos los países de la Unión Europea. La encuesta, en terminología inglesa European Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC), pertenece al conjunto de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea. La Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid explota la fracción de la muestra de residentes en esa ciudad de esa encuesta¹⁵.

La ECV se realizó por primera vez en 2004. Su objetivo principal es proporcionar información sobre la renta, el nivel y composición de la pobreza y la exclusión social en España, y permitir la realización de comparaciones con otros países de la Unión Europea. Desde 2013 se ha adoptado una metodología en la producción de datos relativos a los ingresos del hogar, combinando la información proporcionada por la persona entrevistada con los ficheros administrativos.

La ECV está diseñada para obtener información sobre:

1. Ingresos de los hogares privados y, en general, sobre su situación económica (la información sobre ingresos está referida al año anterior al de la encuesta).
2. Pobreza, carencias, protección social e igualdad de trato.
3. Empleo y actividad.
4. Jubilaciones, pensiones y situación socioeconómica de las personas mayores.
5. Vivienda y costes asociados a la misma.
6. Desarrollo regional.
7. Nivel de formación, salud y efectos de ambos sobre la condición socioeconómica.

Riesgo de pobreza. El umbral de riesgo de pobreza se calcula cada año a partir de la distribución de los ingresos del año anterior y siguiendo los criterios recomendados por Eurostat que lo fijan en el 60% de la mediana de los ingresos por unidad de consumo de las personas (escala OCDE modificada).

Se ha calculado el umbral en la ciudad de Madrid con la distribución de renta de la propia ciudad de Madrid. El umbral de riesgo de pobreza relativa en la ciudad se establece, para los hogares de una persona, en 11.004,9 €/año según datos de 2019 mientras que el de España fue 9.009,2 € al año. La **tasa de riesgo de pobreza** es el porcentaje de personas que está por debajo del umbral de pobreza. En los resultados que se presentan se ha utilizado el umbral para cada territorio.

Coefficiente de Gini¹⁶. Es una medida de la desigualdad ideada por el estadístico italiano Corrado Gini, normalmente se utiliza para medir la desigualdad en los ingresos o en las rentas dentro de un país, pero puede utilizarse para medir cualquier forma de distribución desigual. El coeficiente de Gini adopta valores que oscilan entre 0 y 1, en donde 0 se corresponde con la perfecta igualdad (todos tienen los mismos ingresos) y el valor 1 se corresponde



con la perfecta desigualdad (una persona lo tiene todo y los demás nada). El índice de Gini es el coeficiente de Gini expresado en porcentaje (coeficiente de Gini multiplicado por 100).

Indicador AROPE de riesgo de pobreza o exclusión social¹⁷. La tasa AROPE (At Risk of Poverty or Social Exclusion) forma parte de los indicadores de la Estrategia Europa 2020 de la Unión Europea¹⁸. Está definida según unos criterios establecidos por Eurostat. Incorpora aquella población que está al menos en alguna de estas tres situaciones:

1. En riesgo de pobreza (por debajo del 60% de la mediana de los ingresos por unidad de consumo).
2. En situación de carencia material severa. Son los hogares con carencia en al menos cuatro conceptos de una lista de nueve. Los conceptos considerados son:
 - a. No puede permitirse ir de vacaciones al menos una semana al año.
 - b. No puede permitirse una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días.
 - c. No puede permitirse mantener la vivienda con una temperatura adecuada.
 - d. No tiene capacidad para afrontar gastos imprevistos.
 - e. Ha tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, comunidad...), o en compras a plazos en los últimos 12 meses.
 - f. No puede permitirse disponer de un automóvil.
 - g. No puede permitirse disponer de teléfono.
 - h. No puede permitirse disponer de un televisor.
 - i. No puede permitirse disponer de una lavadora.
3. En hogares sin empleo o con baja intensidad laboral. Son los hogares en los que sus miembros en edad de trabajar lo hicieron menos del 20% del total de su potencial de trabajo, durante el año anterior al de la entrevista (periodo de referencia de los ingresos).

Inseguridad de acceso económico a los alimentos (IAEA). Para conocer la inseguridad alimentaria, entendida como la existencia de dificultades económicas para acceder a los alimentos necesarios para mantener una alimentación adecuada, se ha utilizado una de las preguntas del Cuestionario HFIAS, ya utilizada en anteriores ediciones de este Estudio. En concreto, se toma la pregunta que indaga sobre la preocupación por no tener suficientes alimentos:

“En las últimas cuatro semanas ¿le ha preocupado que en su hogar no hubiera suficientes alimentos? Las respuestas posibles son:

1. No.
2. Pocas veces (una o dos veces).
3. Si, algunas veces (entre tres y diez veces).
4. Si, con frecuencia (más de diez veces).
5. No sabe.
6. No contesta.”

Se ha considerado con inseguridad de acceso económico a los alimentos (IAEA) a las personas que han respondido “algunas veces” o “con frecuencia”, es decir las respuestas 3 o 4, en consonancia con la validación que se hace de esta escala.

Este cuestionario se utilizó también en el “Estudio de la situación nutricional de la población infantil en la ciudad de Madrid 2017”¹⁹, lo que permite establecer comparaciones. En el capítulo de inseguridad alimentaria se ofrecerá también información sobre otros indicadores que recogen esas severas dificultades desde otros enfoques.

1.2.3 MORTALIDAD

Los indicadores de mortalidad que se estudian son:

- Tasas brutas de mortalidad (TBM).
- Tasas ajustadas de mortalidad (TAM) y sus intervalos de confianza (IC95%) para Madrid y para España.
- Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) de Madrid.

Para facilitar la comparación, tanto entre diferentes territorios como entre distintos periodos, se ha eliminado el efecto de las distintas distribuciones de edad de las poblaciones, calculando como indicador de mortalidad la tasa de mortalidad estandarizada (ajustada) por edad o TAM, que ha sido obtenida por el método directo, para el conjunto de la población, para hombres, mujeres y por años, usando como población estándar la europea (2011-2030)²⁰.

Se han calculado los intervalos de confianza (IC) en los que se mueven dichas tasas al llevar las series a modelos de regresión de Poisson, tanto para Madrid como para España y, luego, se ha verificado si los intervalos consecuentes, para una seguridad del 95%, se superponen o no. Si no lo hacen asumimos que los hallazgos son diferentes y le otorgamos el rango de significación estadística a esa diferencia.

Se interpreta que el IC95% será más corto en la medida en que el fenómeno afecte a más personas, por ejemplo, si se estudian causas de muertes muy frecuentes, o territorios con poblaciones grandes, como el conjunto de España.

Las defunciones se agregan según Grandes Grupos o Capítulos y según la lista reducida de causas de muerte de la CIE-10 y, al igual que la población, en 20 grupos de edad (quinquenales hasta los 95 y más años).

En los últimos años el INE ha implantado nuevas variantes metodológicas en relación con el cálculo de estos indicadores, como podemos observar en la parte metodológica del documento “Estadística de defunciones según la causa de muerte”²¹, disponible en su página web. Eurostat viene publicando anualmente las tasas de mortalidad ajustadas por edad de España²², pero únicamente el valor de la TAM sin sus intervalos de confianza (IC95%). Desde hace algunos años el INE también hace públicas dichas tasas actualizando la metodología, pero no publica las tasas de algunas causas seleccionadas que son de interés para este estudio. Por ello, todas las TAM que aparecen en este trabajo con sus respectivos IC95% han sido elaboradas por el equipo de trabajo de este estudio, tanto para Madrid como para España, con la misma metodología.

Los datos de las defunciones de España son obtenidos del INE. Los datos de defunciones de la ciudad de Madrid los proporciona el Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid (IECM) (Estadísticas de movimiento natural de población), de la Consejería de Economía, Empleo y Hacienda, quienes gentilmente ponen esas bases de datos a disposición de este Estudio.

La población en 20 grupos de edad para España es la estimada a 1 de julio de cada año y obtenida de las “Cifras de población y censos demográficos”.

La población en 20 grupos de edad de la ciudad de Madrid se calculó realizando la media aritmética de la población a 1 de enero de un año y a 1 de enero del siguiente con los datos obtenidos de la revisión del padrón municipal.

Las tasas brutas y ajustadas que se calculan para España en los diferentes años analizados incluyen los fallecimientos en nuestro país, aunque legal y formalmente no cuenten con el reconocimiento administrativo de “residentes en España”. Se trata en su mayoría de personas extranjeras que viven en el país, aunque su situación no esté regularizada según la ley.

Las fuentes de datos utilizadas para los análisis de mortalidad proporcional son las mismas que las expuestas aquí para el cálculo de las tasas de mortalidad.



Mortalidad distribuida territorialmente

El análisis de la mortalidad general por distritos se hace a partir de datos de población publicados por la Dirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid (explotación de datos del padrón de habitantes) y de defunciones proporcionada por el Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. En este caso, los ajustes por edad se hacen a partir de agrupaciones quinquenales hasta un grupo final de 95 y más años. En esta edición se analiza la evolución de la mortalidad general por sexos y distritos en los años 2018, 2019 y 2020.

Se utiliza como indicador principal en este capítulo también la tasa de mortalidad por todas las causas estandarizada por edades según el método directo (TAM), usando como población estándar para el ajuste de tasas la europea (OMS). Por lo tanto, en el análisis por distritos se calculan las tasas brutas que luego se han de ajustar por edades por el método directo, para cada uno de aquellos, sumando las defunciones registradas por todas las causas y dividiendo por la población en riesgo de morir que, en este caso, es la población residente en cada territorio en cada uno de los años estudiados.

Al igual que ocurre en el estudio de la mortalidad por causas, a las tasas ajustadas de mortalidad (TAM) se le calculan los correspondientes IC95% según modelo de regresión de Poisson, lo que permitirá la comparación de los riesgos de morir entre los territorios analizados.

En todo caso, y como hemos hecho en otras ocasiones, territorializar la mortalidad nos permitirá poner en relación la mortalidad de la población residente en estas zonas con algunos datos de los estilos de vida, con la autopercepción de la salud, con la calidad de vida y con la morbilidad diagnosticada, aspectos todos de los que encontramos información en la ESCM'21.

Los cambios de las TAM por distritos entre el año 2019 y el 2020 (primer año de la pandemia de COVID-19) se representan en sus respectivos mapas realizados mediante el programa Arc Map. Se agrupan según los rangos obtenidos mediante el método Natural Breaks con el objetivo de minimizar la varianza intraclase y aumentar la varianza interclases.

Referencias bibliográficas

1. Eurostat. Código de Buenas Prácticas de las Estadísticas Europeas para los Servicios Estadísticos Nacionales y Comunitarios. 2011 28 de septiembre de 2011:1-8. Disponible en: <https://ec.europa.eu/eurostat>
2. Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo asociados a Enfermedades No Transmisibles en población Adulta (SIVFRENT-A). Año 2020. Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid. Madrid: Consejería de Sanidad; 2021. Disponible en: <https://bitly.ws/PzBp>
3. Área de Gobierno de Vicealcaldía, Dirección General de Transparencia y Calidad. Subdirección General de Calidad y Evaluación. Servicio de Evaluación. Encuesta de Calidad de Vida y Satisfacción con los Servicios Públicos de la Ciudad de Madrid 2021. Ayuntamiento de Madrid. Disponible en: <http://bitly.ws/KRo9>
4. Díaz Olalla, JM, Esteban Peña M. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid. 2008. Madrid Salud. Disponible en: <http://madridsalud.es>
5. Díaz Olalla, JM, Benítez-Robredo MT. Estudio de Salud de la ciudad de Madrid 2014. Madrid Salud 2015. Disponible en: <http://www.madridsalud.es>
6. Díaz Olalla, JM. (Dirección técnica); Benítez Robredo MT, Rodríguez Pérez M., y Sanz Cuesta M. R. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
7. Ayuntamiento de Madrid. Dirección General Estadística. Áreas de información estadística. Disponible en: <https://www.madrid.es>
8. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Nacional de Salud. España 2017. Principales resultados, 2018 y microdatos. Disponible en: <http://bitly.ws/PAkX>



9. Ministerio de Sanidad, Portal Estadístico del SNS. Encuesta Europea de Salud en España 2020. [Internet]. 2021 [citado 3 de noviembre de 2022]. Disponible en: <http://bitly.ws/PAjL> Oficina Regional para las Américas de la Organización Mundial de la Salud (OPS). Determinantes sociales de la salud. Washington, 2009. Disponible en: <http://bitly.ws/PLCq>
10. Ayuntamiento de Madrid, Subdirección de Estadística. Renta, cuentas de hogares. Disponible en: <http://bitly.ws/PLKC> (Julio 2023) United Nations Development Programme. Human Development Index (HDI). Technical notes (pag 277); 2021-2022. [Consultado 1.08.2023]. Disponible en: <http://bitly.ws/uhvc>
11. Cejudo Córdoba, R. Desarrollo humano y capacidades. Aplicaciones de la teoría de las capacidades de Amartya Sen a la educación. Revista Española de Pedagogía; año LXIV, n.º 234, mayo-agosto 2006, 365-380. Disponible en: <http://bitly.ws/Q7Q5>
12. Domingo-Salvany A, Bacigalupe A, Carrasco JM, Espelt A, Ferrando J, Borrell C. Propuestas de clase social neoweberiana y neomarxista a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones 2011. Gaceta Sanitaria 2013;27(3):263-72.
13. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. ENCUESTA DE CONDICIONES DE VIDA (ECV) 2019. Octubre 2020. Disponible en: <http://bitly.ws/Q7ZC>
14. Measuring an equivalence of purchase intervals using a revised Gini index. The 58th World Statistics Congress of the International Statistical Institute, Dublín, Ireland; 2011.
15. INE. Riesgo de pobreza y/o exclusión social (estrategia Europa 2020). Indicador AROPE. Disponible en: <http://bitly.ws/Q84B>
16. Eurostat. Estadísticas sobre pobreza de ingresos. 2019. [Consultado 17.02.2020]. Disponible en: <https://ec.europa.eu/eurostat>
17. Díaz Olalla, JM, Rodríguez Pérez, M, Junco Torres I. Estudio de la situación nutricional de la población infantil en la ciudad de Madrid. 2017:87. [Consultado 17.02.2020]. Disponible en: <http://www.madridsalud.es>
18. Eurostat. EU Standard Population. [Consultado 01.08.2023]. Disponible en: <http://bitly.ws/PMov>
19. INE. Estadística de defunciones según causa de muerte. Metodología. Disponible en: <http://bitly.ws/Q8bZ>
20. EUROSTAT. Estadísticas sobre causa de muerte. Disponible en: <http://bitly.ws/Q8c2>



2

FACTORES DETERMINANTES DE LA SALUD



2

FACTORES DETERMINANTES DE LA SALUD

■ 2.1 DETERMINANTES SOCIALES

2.1.1 ASPECTOS DEMOGRÁFICOS

La información relativa a la composición de la población por edades y sexos, su distribución territorial y los cambios que en el tiempo se dan en su número y estructura es fundamental para entender e interpretar los indicadores que configuran el perfil de salud y sus problemas más importantes. Forma parte por tanto, y como es suficientemente conocido, de los determinantes sociales inmodificables de la salud con los que hay que contar y ajustar todos los análisis en los que la salud es el fenómeno determinado, para estudiar los sucesos y sus causas, despejando de la ecuación el hecho incontrovertible de que el envejecimiento incrementa la probabilidad de morir y de sufrir mala salud, en especial por la aparición de enfermedades no transmisibles, afectando simultáneamente a otras variables, como las que tienen que ver con el nivel socioeconómico o con otros grupos de determinantes, como los hábitos.

Por ello la información que se recoge en este capítulo es básica para realizar un análisis epidemiológico adecuado de la salud de la población madrileña.

Metodología

La estructura por edades de la población madrileña procede de las operaciones que sobre el Padrón municipal de habitantes (Padrón continuo) realiza la Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Para el presente

análisis se toman los datos publicados en la web municipal a 1 de enero de 2022¹ y, para otros cálculos, en ocasiones y dependiendo de la disponibilidad según nivel de desagregación, a 1 de enero de 2021. Según se indica, algunos indicadores proceden directamente de esa fuente y otros son de elaboración propia.

Tasas de natalidad 2017-2019. Fuentes de datos:

Personas nacidas vivas: Instituto de Estadística, Comunidad de Madrid, Nacidos vivos de madres residentes, por municipios y ámbitos geográficos de residencia de la madre, según grupos de edad de la madre a 1 de enero 2017.

Población total de la ciudad de Madrid y por distrito y año (de 1 de enero de 2017 a 1 de enero de 2019): Estadística municipal, Ayto. Madrid: Padrón municipal de habitantes (Datos provisionales).

Población total de la ciudad de Madrid (2020): Estadística municipal, Ayto. Madrid, Población clasificada por nacionalidad (España y otros países destacados) y sexo, según distrito y barrio (desde 1 de enero de 2018 hasta 1 de enero de 2020).

Para el cálculo de **las tasas distritales**, los nacimientos de los que no existe información sobre el distrito de residencia de la madre (4,9% en toda la ciudad en 2017, 2,6% en 2018 y 0,9% en 2019) se asignan de forma ponderada a los 21 distritos municipales según la aportación proporcional de cada uno a la natalidad total de la ciudad en el periodo de estudio.

Tasas de natalidad según nacionalidad de las madres: Nacimientos según nacionalidad de la madre 2018-2019. Fuentes de datos:

Personas nacidas vivas según nacionalidad de la madre, estadística municipal, Ayto. Madrid y nacidos vivos de madres residentes en la ciudad de Madrid por distrito y barrio, según nacionalidad y grupo de edad de la madre, a 1 de enero de 2018 y 2019.

Para la **tasa de fecundidad** 2017-2020 (hijos por cada 1000 mujeres en edad fértil, demográficamente de 15 a 49 años). Fuentes de datos:

PMH, Mujeres en edad fértil 2017: Características de la población a 1 de enero (2017). Edad: Población clasificada por edad (grupos quinquenales) según distrito y barrio, para cada sexo (desde 1 de enero de 2005 hasta 1 de enero de 2017).

Mujeres en edad fértil 2018-2020: PMH, Características de la población a 1 de enero de 2018 a 2020. Población clasificada por edad (grupos quinquenales) según distrito y barrio, para cada nacionalidad (españoles y extranjeros) y sexo (desde el 1 de enero de 2018)

Personas nacidas vivas por grupo de edad de la madre 2017-2020, nacimientos. PMH, nacidos vivos: nacidos vivos de madres residentes en la ciudad de Madrid por grupo de edad de la madre según sexo del nacido (desde 2017-2020).

A partir de la tasa específica de fecundidad por edades (TEFE), que calculamos en grupos quinquenales desde los 15-19 hasta los 45-49 años (NV de mujeres del grupo de edad X / todas las mujeres del grupo de edad X * 1.000), calculamos el **Índice sintético de fecundidad** (ISF), dividiendo por 1.000 cada TEFE de cada grupo etario y multiplicando por 5 (quinquenio), obteniendo así el número de hijos promedio por cada mujer en ese grupo etario para, finalmente, a través del sumatorio de todos ellos, obtener el Índice buscado ($ISF = n^{\circ}$ promedio de hijos por mujer al final de su edad fértil, 49 años, considerando “el riesgo” de tener hijos para cada mujer en cada año de edad desde los 15 años).

Tasas brutas de mortalidad (2017-2020), fuentes de datos:

Población total de la ciudad de Madrid (a 1 de enero de 2020), estadística municipal, Ayto. Madrid. Padrón municipal de habitantes (datos provisionales). Población total de la ciudad de Madrid y por distrito (de 1 de enero de 2016 a 1 de enero de 2019), estadística Municipal, Ayto. Madrid. Población clasificada por nacionalidad (España y otros países destacados) y sexo, según distrito y barrio (desde 1 de enero de 2018 hasta 1 de enero de 2020).

Defunciones en la ciudad de Madrid por distrito: defunciones de residentes en la Comunidad de Madrid, por municipios y ámbitos geográficos de residencia, según estado civil y edad (grupos quinquenales) para cada sexo,

2017-2019 y 2020. Defunciones por distritos 2020: Ayuntamiento de Madrid. Área de información estadística. Padrón municipal de habitantes (explotación estadística). (Consultado el 26/6/2021.)

Saldo y tasas de migración neta. Fuente de datos:

Entradas (inmigraciones) y salidas (emigraciones) de 2016 a 2020: Estadística municipal. Inmigración y emigración. Altas y bajas por cambio de residencia (Inmigración y emigración) por lugar de procedencia o destino.

Población total de la ciudad de Madrid y por distrito y año (de 1 de enero de 2016 a 1 de enero de 2019): Estadística municipal, Ayto. Madrid. Padrón municipal de habitantes (Datos provisionales).

Población total de la ciudad de Madrid (2020): Estadística Municipal, Ayto. Madrid. población clasificada por nacionalidad (España y otros países destacados) y sexo, según distrito y barrio (desde 1 de enero de 2018 hasta 1 de enero de 2020).

Se consideran inmigrantes económicos (IE) a las personas nacidas en un país distinto a España, los países de la UE-15 junto a Suiza y Noruega, EEUU, Canadá, Japón, Australia y Nueva Zelanda.

La **renta disponible bruta per cápita** (RBDpc) de la ciudad y los distritos procede de contabilidad municipal de la ciudad de Madrid. Año 2019(a), cuenta de renta de los hogares, de la Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid.

2.1.1.1 Demografía estática

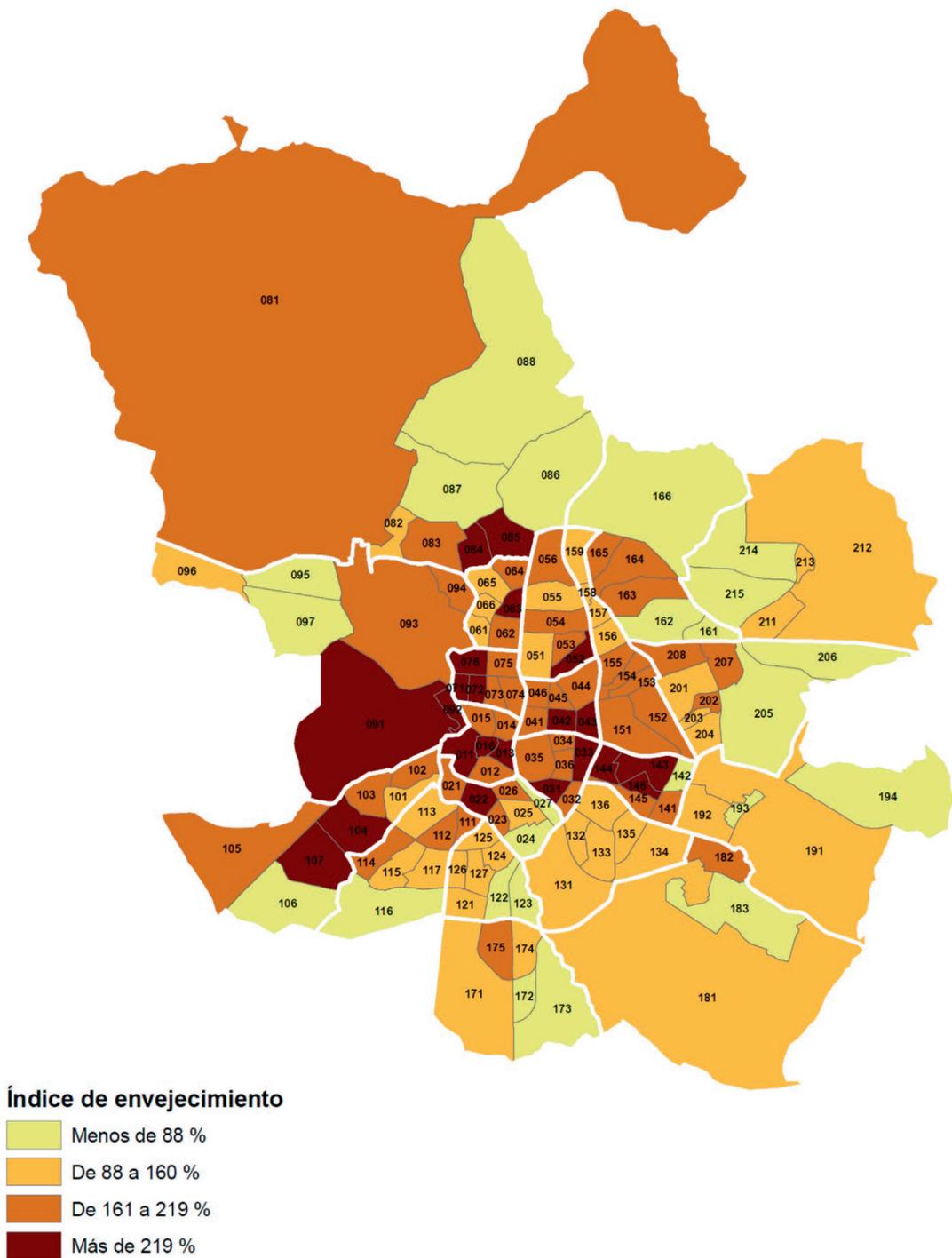
2.1.1.1.1 Estructura de la población por edad y sexo

El municipio de Madrid, a 1 de enero de 2022, cuenta con 3.286.662 habitantes (residentes) según el PMH, de los que el 53,3% son mujeres y el 46,7%, hombres. Los distritos con más población de la ciudad, al igual que lo registrado en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid de 2018², son Carabanchel con un 7,81% de la población total, seguido de Fuencarral-El Pardo con un 7,48%. El distrito con menos población vuelve a ser Barajas, con un 1,51%. La edad media de la población de la ciudad es 43,5 años, con una horquilla distrital que abarca desde los 39,3 años en Villa de Vallecas hasta los 47,9 años en Moratalaz.

La población de la ciudad de Madrid sigue manteniendo una estructura envejecida, pues la proporción de personas mayores de 65 años (20,3%) es mayor que el porcentaje de población menor de 16 años (13,6%). Los distritos con mayor proporción de personas jóvenes (menores de 16 años) son Villa de Vallecas (18,7%), Fuencarral-El Pardo (17,5%) y Hortaleza (17,5%), mientras que los que tienen menor proporción son Centro (7,4%), Chamberí (10,6%) y Salamanca (10,9%). Los distritos con porcentajes más elevados de personas mayores de 65 años son Retiro (26,6%), Moratalaz (26,4%) y Chamberí (24,4%), mientras que en el extremo opuesto encontramos Villa de Vallecas (13,1%), Vicálvaro (13,6%) y Centro (15,7%). La proporción de jóvenes (menos de 16 años) se correlaciona en sentido inverso con la renta per cápita de los distritos (r de Pearson de 0,36, no significativa).

Si ponemos en relación el número de personas mayores de 64 años (65 y más años) con el de menores de 16 para calcular el llamado Índice de envejecimiento y después lo distribuimos espacialmente en un mapa de los barrios de la ciudad (**mapa 1**) observaremos que esta situación demográficamente regresiva en términos relativos, en especial la más acusada (las personas mayores superan en más del doble a las personas más jóvenes) tiende a acumularse en el centro de la ciudad, estableciéndose un cierto eje Centro-Oeste o Centro-Noroeste.

Mapa 1. Índice de envejecimiento por barrios de la ciudad de Madrid, 2021

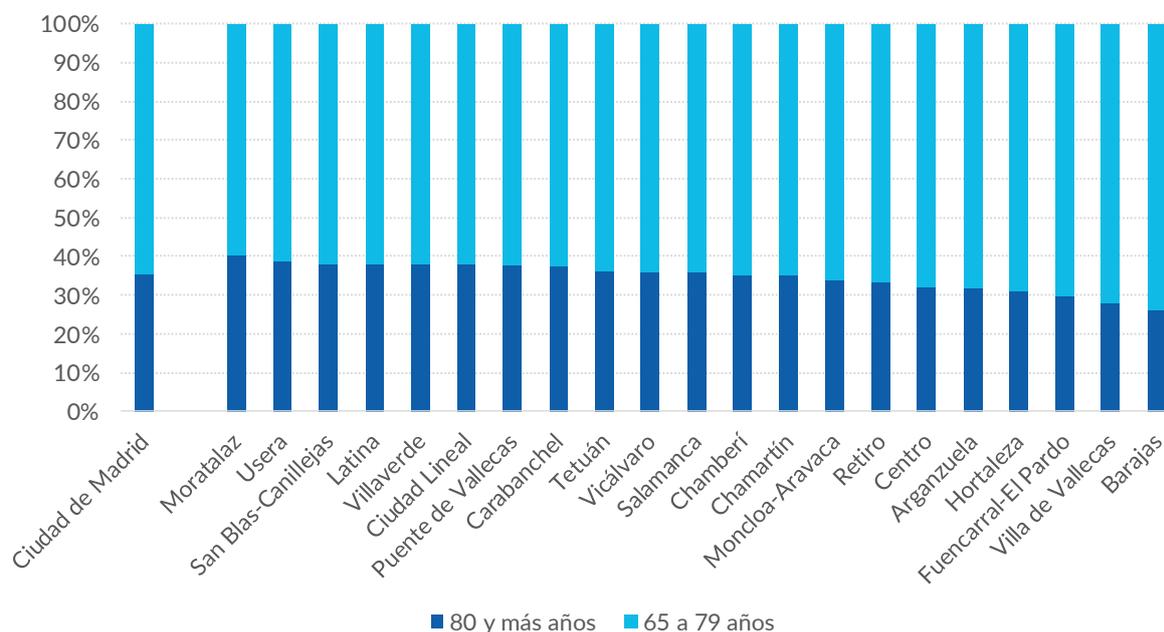


Nota. Índice de envejecimiento = $(\text{Personas de 65 y más años} / \text{personas menores de 16 años}) * 100$
 Fuente: PMH, 2021. Unidad de Estadística, Ayuntamiento de Madrid

Entre las personas con 65 años o más años, el porcentaje de las que han cumplido 80 o más es del 35,4% en el conjunto de la ciudad, un 0,8% menos que en el año 2018, que fue del 36,2%. Los distritos con mayor sobre-envejecimiento son Moratalaz, Usera y San Blas-Canillejas (**gráfica 1**).

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 1. Tasa de sobre-envejecimiento según distrito, 2022

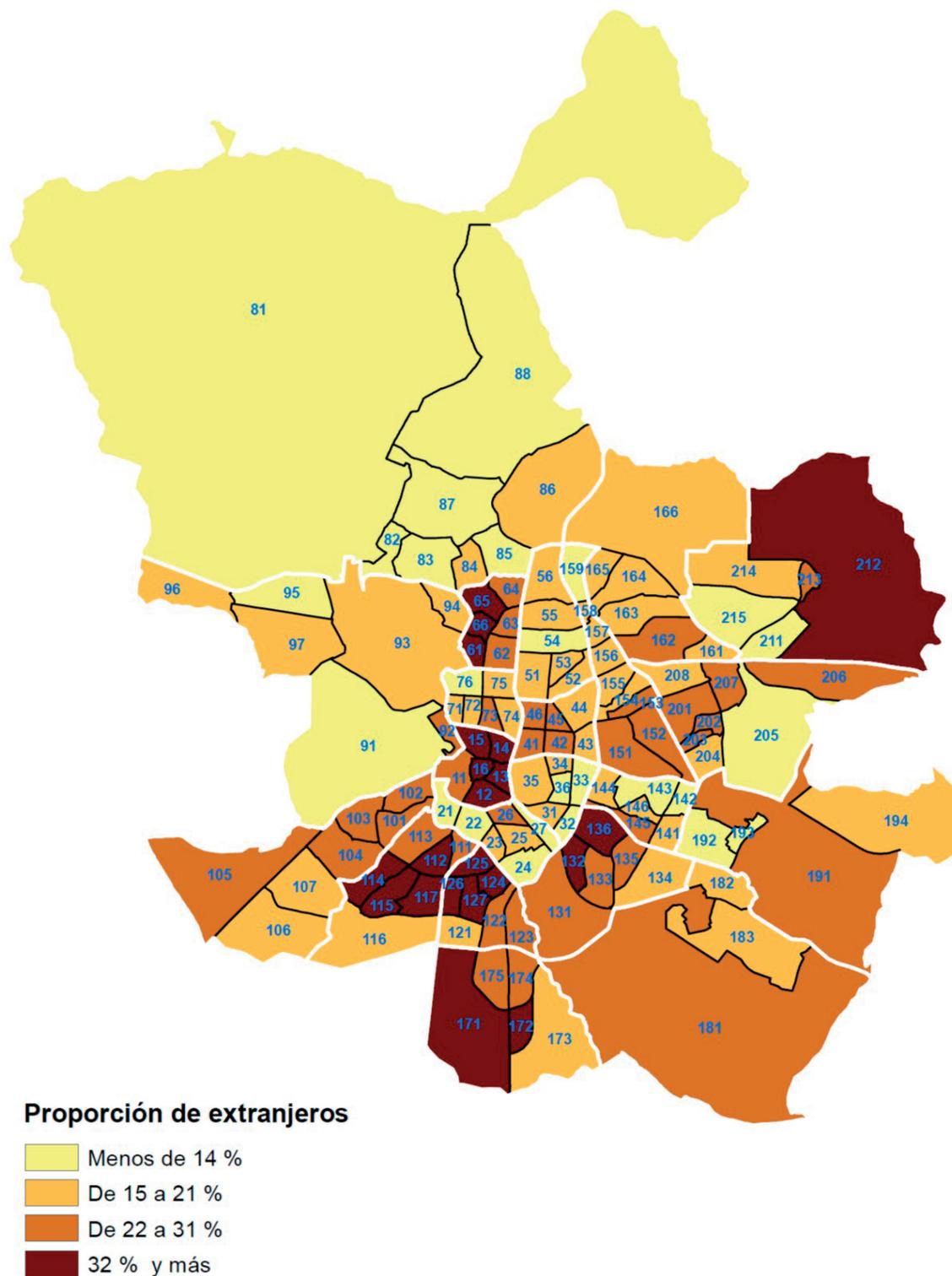


Nota. Población mayor de 80 años entre las personas de 65 y más años (%). Distritos ordenados según tasa de sobre-envejecimiento en sentido decreciente
Fuente: PMH, 2022. Elaboración propia

2.1.1.1.2 Estructura de la población según origen

Según el PMH a 1 de enero de 2022¹ en la ciudad de Madrid residen 812.534 personas nacidas fuera de España, lo que equivale a un 24,7% de toda la población residente en la ciudad, 3,7 puntos porcentuales más que hace 4 años (Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018)². Los distritos con mayor proporción de población nacida en otros países son Centro (36,2%), Usera (35,1%) y Villaverde (33,6%), mientras que los de menor población de origen extranjero son Retiro (14,9%), Fuencarral-El Pardo (15,4%) y Barajas (16,9%). En el **mapa 2** se puede observar la distribución de la población extranjera, en cuanto al peso proporcional que representa sobre la población total, en los distintos barrios de la ciudad a 1 de julio de 2022, considerando que para la elaboración de este mapa se define extranjero o extranjera en términos de nacionalidad (el que tiene una nacionalidad diferente a la española) en vez de tomar el país de nacimiento.

Mapa 2. Proporción de población extranjera sobre la población general de la ciudad de Madrid por barrios, 2022

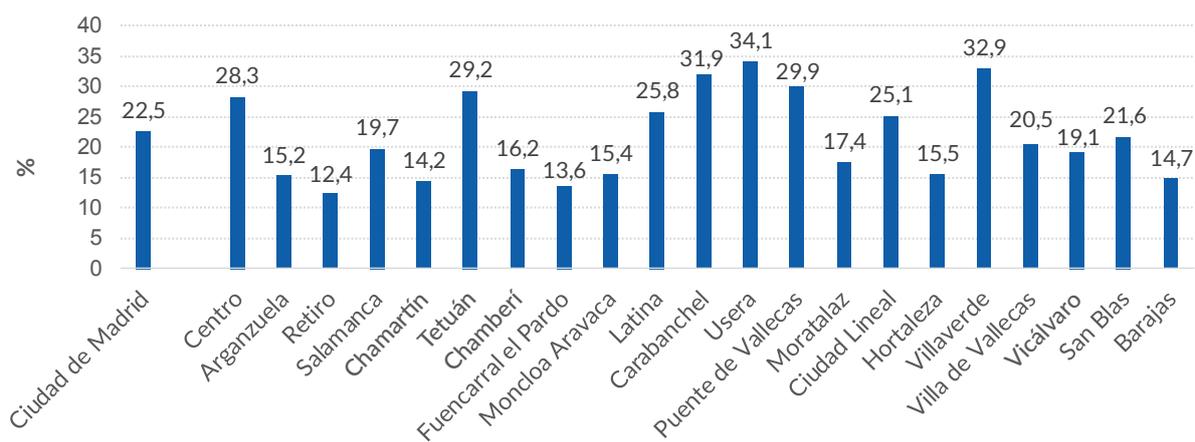


Fuente: PMH a 1 de julio de 2022. Unidad de Estadística, Ayuntamiento de Madrid¹.
 Nota: la definición de extranjero/a se hace según la nacionalidad

En cuanto a los y las inmigrantes económicos, en enero de 2022 sumaban 740.724 personas según se desprende de los datos del PMH (ver metodología en este capítulo), lo que significa un 22,5% de todas y todos los residentes en la ciudad y un 90,4% de toda la población extranjera residente.

Los distritos con mayor proporción de inmigrantes de posible naturaleza económica son Usera, Villaverde y Carabanchel, todos por encima de un 30%, mientras que los que tienen menor proporción son Retiro, Fuencarral-El Pardo y Chamartín, por debajo del 15% (**gráfica 2**).

Gráfica 2. Proporción de migrantes económicos por distritos, ciudad de Madrid, 2022



Fuente: PMH, 1 de enero de 2022. Unidad de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

La proporción de IE en los distritos se correlaciona con el indicador de renta según un coeficiente (r de Spearman) de -0,74 (p<0,05).

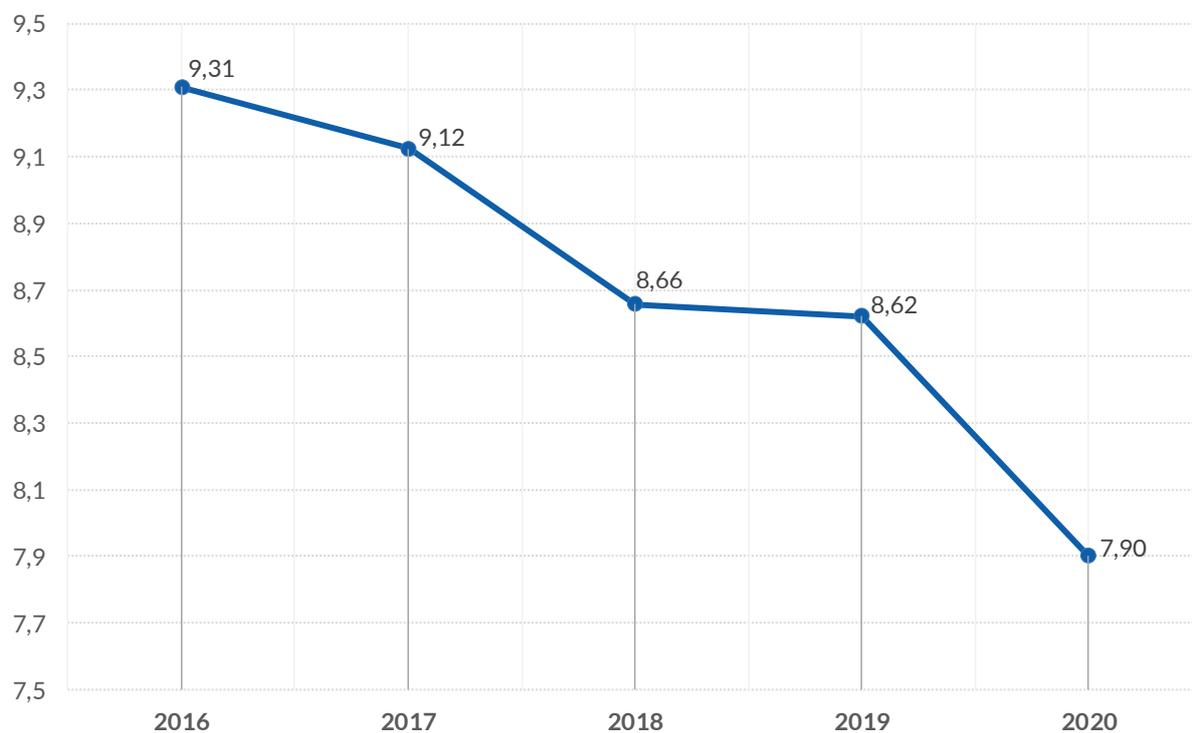
2.1.1.2 Demografía dinámica

2.1.1.2.1. Natalidad y fecundidad

Las mujeres residentes en la ciudad de Madrid tuvieron 84.740 hijos en el periodo trienal de 2017 a 2019, desglosados en 29.032 en el primero de ellos, 27.894 en el segundo y 27.814 en el último. De ello se derivan las siguientes tasas brutas de natalidad (TBN): 9,12, 8,66 y 8,62 por 1.000 habitantes, respectivamente, en cada uno de esos años. En el periodo conjunto la tasa promedio anual quedó en 8,8 por 1.000.

Se puede señalar que, aunque en el momento de redactar este informe no disponíamos de datos distritales para el año 2020, la TBN de toda la ciudad en ese año fue, con sus 26.345 nacimientos, de 7,9 por 1.000, consolidando por tanto la tendencia descendente, tal y como se puede observar en la **gráfica 3**, a la que se ha incorporado el dato de 2016 (Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018), si bien en el último año analizado, además de la tendencia temporal, entre las causas del declive se deberían añadir otras de naturaleza epidemiológica de sobra conocidas, que se tratarán más adelante.

Gráfica 3. Tasa bruta de natalidad por 1.000 habitantes, ciudad de Madrid, 2016 a 2020



Fuente: PMH, elaboración propia

Por distritos, las TBN evolucionan anualmente en el trienio como se aprecia en la **tabla 1**. Destacan por su mayor natalidad en 2019 Villa de Vallecas, Fuencarral-El Pardo y Chamartín, y por su escasez, Moratalaz, Centro y Latina.

Tabla 1. Tasa bruta de natalidad anual de la ciudad de Madrid y sus distritos municipales (2017-2019)

Distritos	Tasa de natalidad por 1.000 habitantes		
	2017	2018	2019
Centro	7,51	7,02	7,07
Arganzuela	9,20	8,50	8,48
Retiro	8,61	8,06	7,74
Salamanca	8,33	8,52	8,26
Chamartín	9,92	9,66	9,74
Tetuán	9,51	9,09	9,32
Chamberí	8,72	8,22	8,42
Fuencarral-El Pardo	11,05	10,25	9,93
Moncloa- Aravaca	8,26	8,12	7,82
Latina	7,70	7,32	7,29
Carabanchel	8,78	8,31	8,41
Usera	9,26	8,71	8,76
Puente de Vallecas	8,87	8,80	8,62
Moratalaz	6,37	6,80	6,40

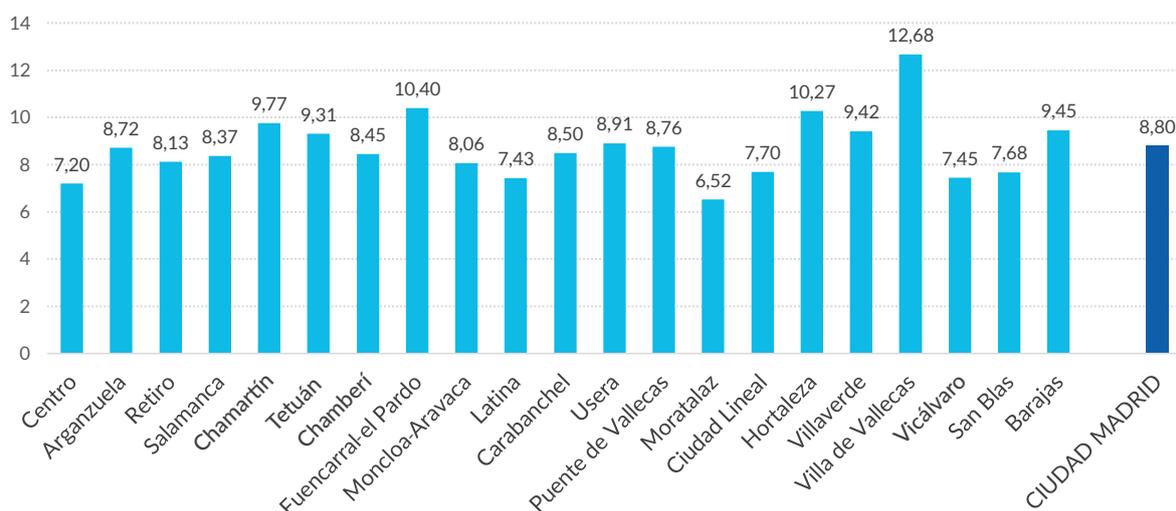
[Volver al Índice](#) 

Ciudad Lineal	8,09	7,60	7,41
Hortaleza	10,93	10,38	9,55
Villaverde	9,79	9,30	9,17
Villa de Vallecas	14,08	12,32	11,70
Vicálvaro	7,81	6,82	7,72
San Blas	7,98	7,74	7,34
Barajas	10,93	8,95	8,51
Ciudad de Madrid	9,12	8,66	8,62

Fuente: PMH, elaboración propia

En la **gráfica 4** se observa la tasa distrital media anual en el trienio referido, pudiéndose constatar que las TBN mayores y más pequeñas del periodo se dan en los mismos distritos que los señalados para 2019.

Gráfica 4. Tasa bruta de natalidad por 1.000, ciudad de Madrid y distritos, media anual en el periodo 2016-2019

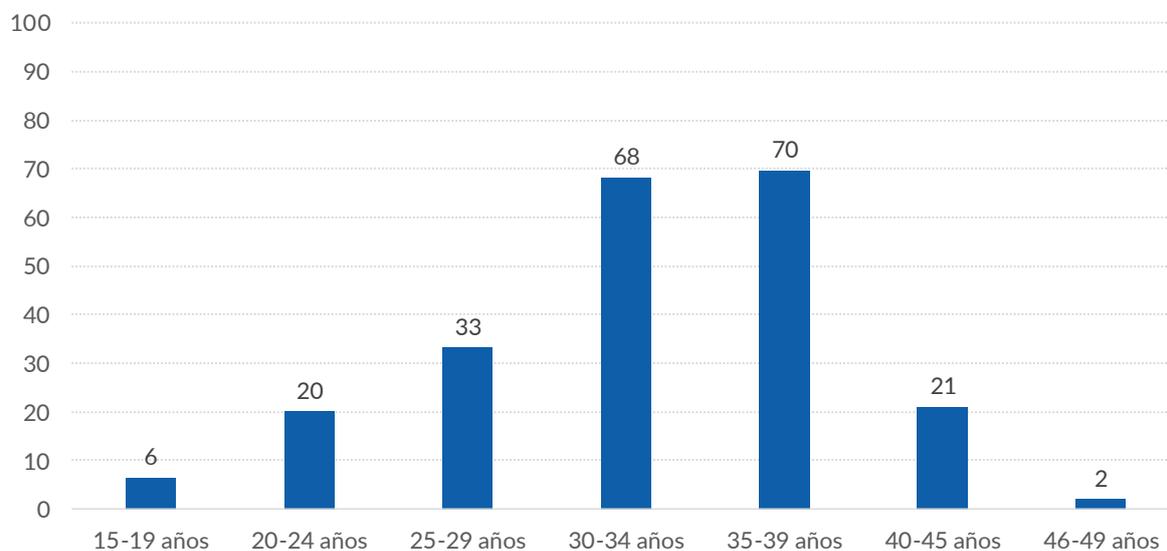


Fuente: PMH, elaboración propia

La Tasa de fecundidad general (TFG) en 2020 fue de 33,1 hijos o hijas por cada 1.000 mujeres en edad fértil, lo que demuestra una clara tendencia a su reducción si la comparamos con las de años precedentes (38,4 en 2017, 36,5 en 2018 y 35,8 en 2019, siempre por 1.000), según cálculos propios con datos procedentes del PMH.

Por edades de las madres (**gráfica 5**), se aprecia que la fecundidad más alta se concentra en las mujeres de 30 a 39 años, manteniendo una tasa muy significativa el grupo de mujeres de 40 a 45 años, señalando con claridad un desplazamiento de la fecundidad a las edades más avanzadas, ya registrado anteriormente⁴. Cabe añadir que desde 2017 se observa un descenso mantenido de las Tasas específicas de fecundidad por edades (TEFE) en mujeres de 30-34 y 35-49 años, si se tiene en cuenta las registradas aquel año (81 y 76 por 1.000 respectivamente), así como un desplazamiento de las tasas al grupo de más edad contiguo.

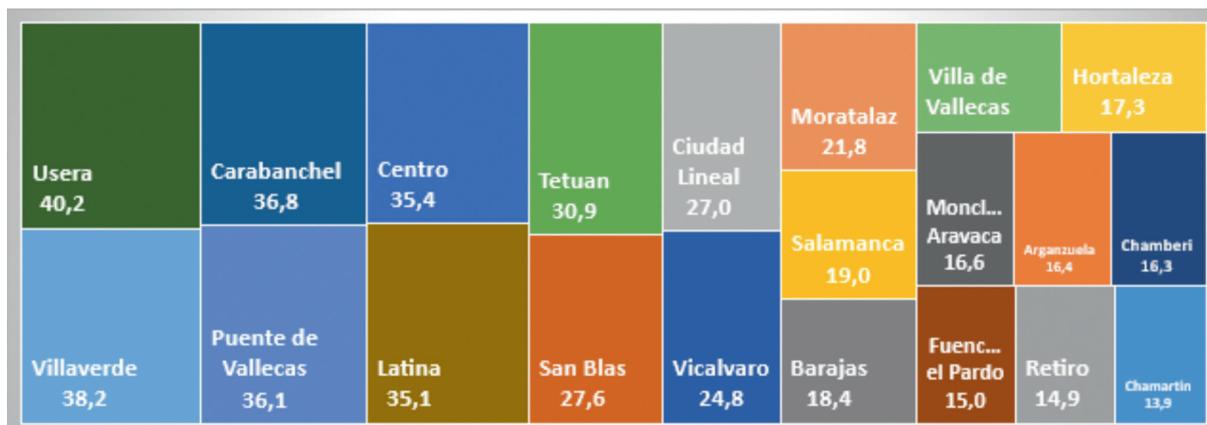
Gráfica 5. Tasa específica de fecundidad por edades (TEFE) por 1.000 (N.º de hijos e hijas por 1.000 mujeres). Ciudad de Madrid, 2020



Fuente: Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

En 2019, en casi uno de cada cuatro nacimientos ocurridos en la ciudad de Madrid la madre tenía nacionalidad extranjera (24,3%). Por distritos esta proporción es mayor de un 40% en Usera, seguido de Villaverde, Carabanchel y Puente de Vallecas (**gráfica 6**). Hay que resaltar aquí que se trata de nacionalidad y no de origen de las madres, por lo que se puede pensar que las extranjeras así clasificadas probablemente sean mayoritariamente mujeres que llevan poco tiempo residiendo en España. La correlación entre renta per cápita de los distritos en 2019 (RBDpc 2019, ver capítulo sobre Aspectos socioeconómicos) y el % de nacimientos de madres de nacionalidad extranjera fue inversa, arrojando un coeficiente de Pearson de - 0,75 ($p < 0,05$).

Gráfica 6. Proporción de nacimientos cuyas madres son de nacionalidad extranjera, por distritos de la ciudad de Madrid, en %, 2019 (área de cada rectángulo proporcional al % que aportan en cada distrito)



Fuente: Personas nacidas vivas según nacionalidad de la madre: Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Mujeres en edad fértil: Instituto Madrileño de Estadística. Elaboración propia

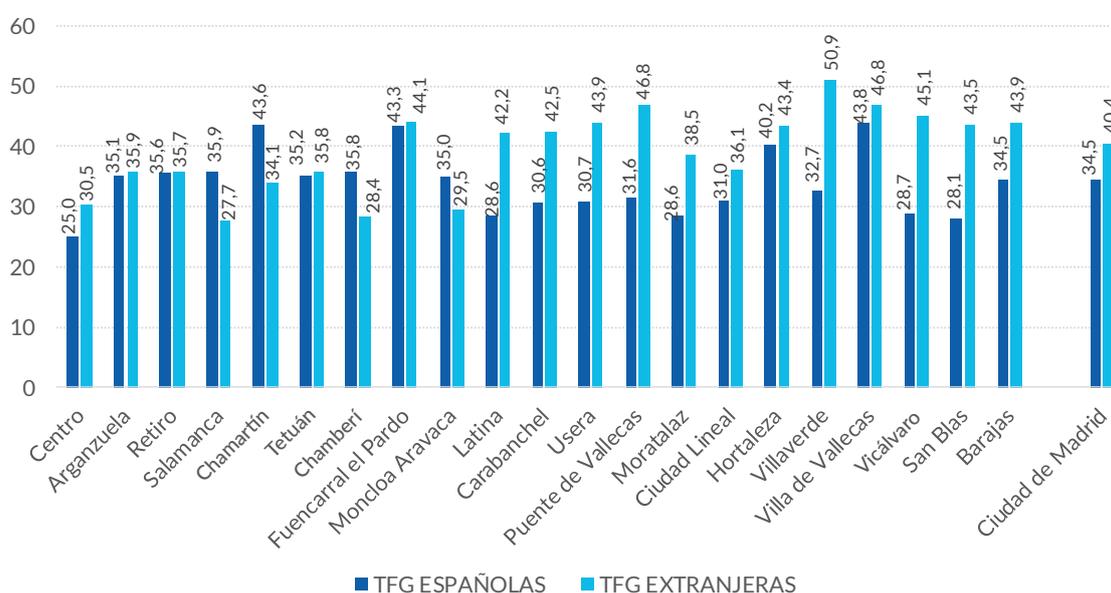
En la **gráfica 7** se puede observar la TFG por 1.000 mujeres en edad fértil en el año 2019 en los distritos y en el conjunto de la ciudad según nacionalidad de la madre. En la ciudad, la fecundidad de las mujeres extranjeras se sitúa aproximadamente un 5 por 1.000 por encima que la de las que tienen nacionalidad española (40,4 vs 34,5 por 1.000 mujeres respectivamente). Como se puede apreciar la fecundidad de las mujeres de nacionalidad ex-

tranjera, salvo raras excepciones, es mayor que la de las otras en todos los distritos. Estas excepciones se dan en los distritos de renta más alta, mientras que en el extremo contrario (renta más baja) el exceso de fecundidad en las extranjeras llega a los valores máximos de la serie.

Observamos también que prácticamente no existe correlación entre las TFG de españolas y de extranjeras en los distritos (r de Pearson cercana a 0).

De esta manera, el coeficiente de correlación de Pearson entre la TFG en mujeres españolas frente a la renta de los distritos (RBDpc) es 0,4 (no significativa), mientras que en las de nacionalidad extranjera se sitúa en - 0,8 ($p < 0,05$), esto es, en estas últimas mayor fecundidad se corresponde con menos renta media en el territorio y viceversa, encontrándose una situación opuesta al estudiar la misma correlación en las madres españolas.

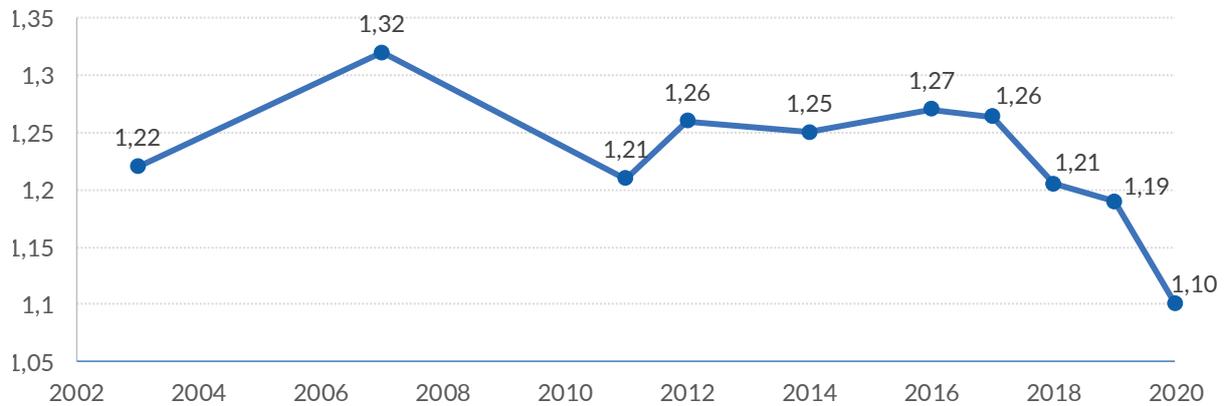
Gráfica 7. Tasa de Fecundidad General en la ciudad de Madrid y sus distritos según nacionalidad de la madre, 2019
Tasas por 1000 mujeres de 15 a 49 años 2019. Tasas por 1000 mujeres de 15 a 49 años



Fuente: Personas nacidas vivas según nacionalidad de la madre: Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Mujeres en edad fértil: Instituto Madrileño de Estadística. Elaboración propia

Además, se registra un descenso marcado del Índice Sintético de Fecundidad (ISF), o suma de nacimientos reducidos, situándose en 2020 en un muy discreto 1,1 hijo por mujer al final de la vida fértil, muy por debajo del que asegura el relevo generacional demográfico, que se perdió hace muchos años. Como se observa en la **gráfica 8**, a excepción de lo ocurrido entre los años 2011 a 2017, la tendencia es claramente la del descenso, en especial desde ese último año. El descenso dramático del último año en estudio, aún más llamativo en dicha gráfica por la escala utilizada, no puede entenderse sin considerar las particulares condiciones sociales y familiares que la pandemia de COVID-19 y las medidas tomadas para su control, determinaron en la población madrileña y en la de todo el mundo, como es de sobra conocido (confinamiento, distanciamiento físico, etc.).

Gráfica 8. Índice Sintético de Fecundidad (N.º de hijos por mujer al final de la vida fértil). Ciudad de Madrid, 2002 a 2020



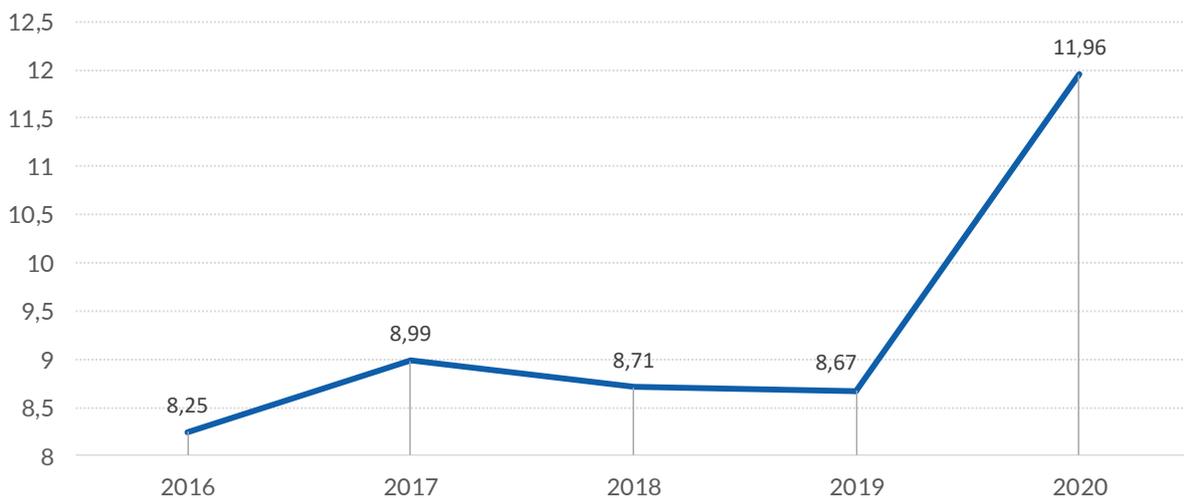
Fuente: Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Movimiento Natural de Población. Elaboración propia

2.1.1.2.2 Mortalidad

A efectos de comprender la dinámica poblacional se examina en este capítulo el riesgo de morir en la ciudad y en sus distritos.

En el año 2020 en la ciudad de Madrid fallecieron 39.867 personas según la más reciente revisión del PMH⁵, un 42,5% más que en 2019, un 42% más que en 2018 y un 39,4% más que en 2017. Ese crecimiento tan acusado de 2020, cuyo origen no es otro que la sobremortalidad derivada de la pandemia de COVID-19⁶, situó la Tasa Bruta de Mortalidad (TBM) de la ciudad en prácticamente 12 por 1.000, es decir un 38% más que el año previo (gráfica 9). En el trienio previo (2017-2019) la TBM anual media se situó en 8,8 por 1.000.

Gráfica 9. Tasa Bruta de Mortalidad por 1.000 hab. Ciudad de Madrid, 2016 a 2020

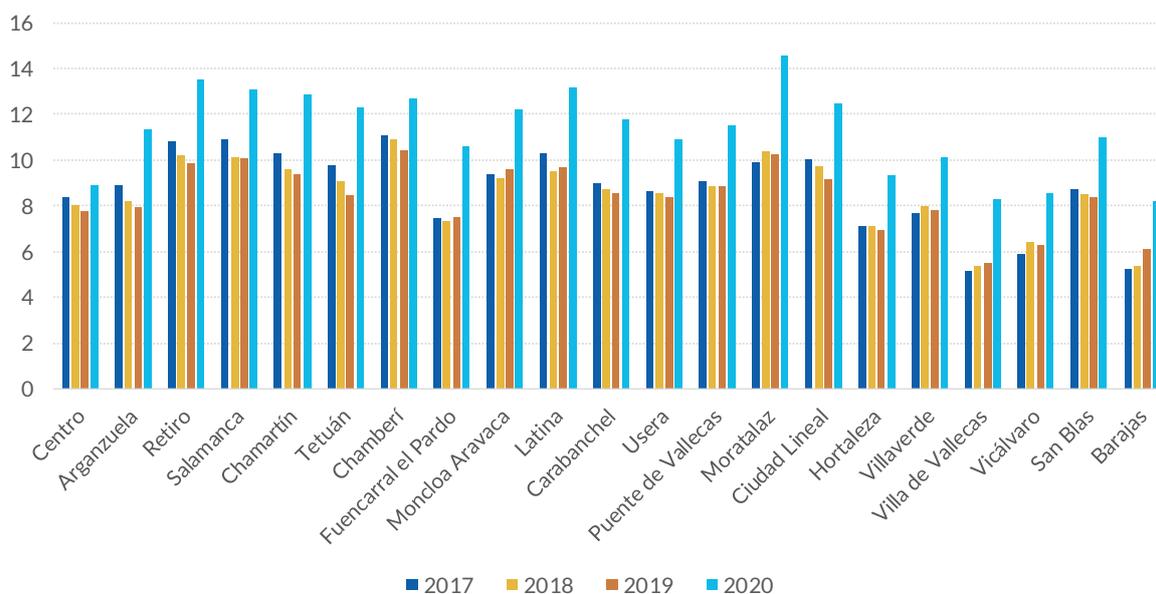


Fuente: PMH. Unidad de Estadística. Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

En relación con los distritos municipales, las TBM anuales en el cuatrienio 2017 a 2020 han evolucionado de la forma que se puede apreciar en la gráfica 10. Como se ve, el salto en todos ellos en 2020 es muy grande por la situación epidemiológica referida, destacando el incremento de Moratalaz, Retiro y Latina, esto es, los distritos más envejecidos, en coherencia con lo conocido de la importante mortalidad en mayores que produjo

la COVID-19, en especial en su primera ola. Como se trata de tasas sin ajustar la comparación entre distritos debe tomarse con mucha precaución, siendo también recomendable la prudencia incluso en las comparativas anuales dentro de cada uno, ya que los cambios en la estructura etaria pueden ser importantes. Esto será aún más evidente en los años posteriores a los aquí analizados, precisamente por ese exceso de mortalidad referido de 2020 y su afectación desigual de los distintos grupos etarios.

Gráfica 10. Tasas Brutas de Mortalidad en los Distritos de la ciudad de Madrid, 2017 a 2020. Tasas por 1.000



Fuente: PMH. Unidad de Estadística. Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

2.1.1.2.3 Migración

La tasa migratoria neta de 2021 fue de 12,02 por 1.000 habitantes, como resultado de una inmigración algo más alta que la emigración (48,46 por 1.000 vs 36,44 por 1.000). Después de 3 años en que el movimiento de llegada fue mucho mayor que el de salida (2017, 2018 y 2019 con tasas netas de 24,46; 23,62 y 27,97; todas por 1.000, respectivamente), en 2020 la TMN se desploma acercándose a 0 (**tabla 2**), para reiniciar el despegue en el último año analizado (2021).

2.1.1.2.4 Crecimiento de la población

A 1 de enero de 2022 la población residente en la ciudad de Madrid contaba con 25.648 personas menos que en la misma fecha de 2021, en que la cifra ascendía a 3.312.310 personas.

En la **tabla 2** y en la **gráfica 11** se puede observar la evolución de los indicadores demográficos dinámicos desde 2017 hasta 2021. En ese último año y con datos a 1 de enero de 2022, se registró un crecimiento vegetativo negativo de 0,75 por 1.000 habitantes. Desde 2018 el crecimiento natural es negativo, aunque cercano a 0, pero en 2020 se disparó el decrecimiento por la gran mortalidad ocurrida por la pandemia de COVID-19, en especial en su primera y segunda ola. En 2021, con una tasa de mortalidad más parecida a las previas a la pandemia, la negatividad de la dinámica vegetativa se modera, pero queda mayor que en 2019, sobre todo por la caída mantenida en la natalidad que no parece recuperarse tras la situación epidémica aguda.

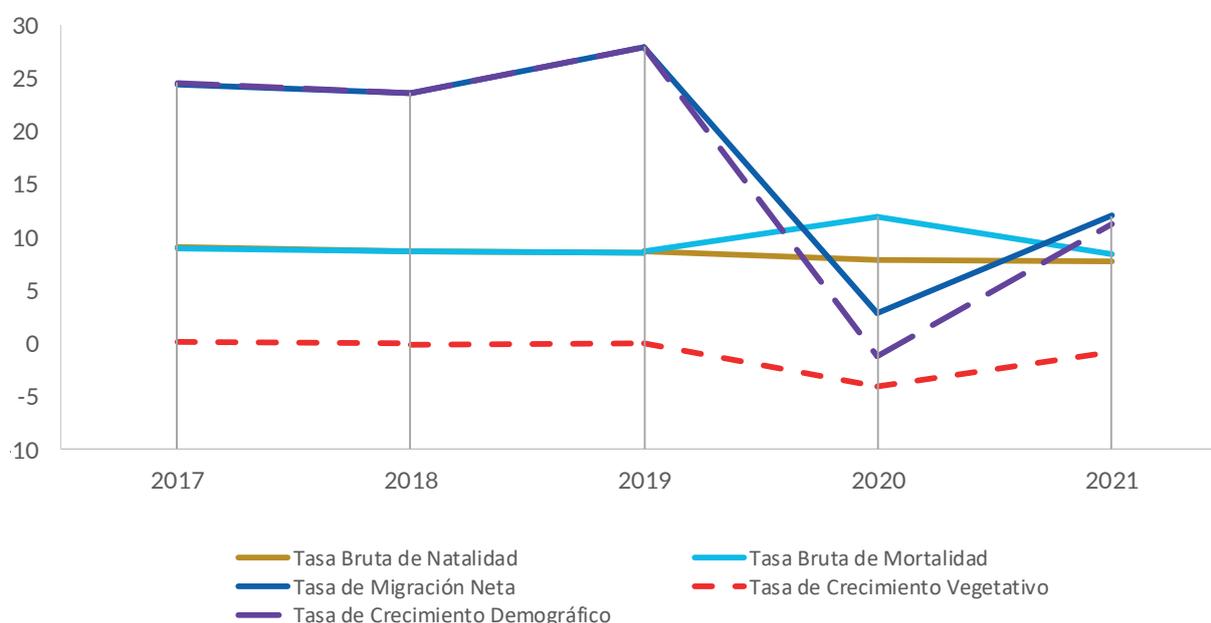
En todo caso el crecimiento demográfico global está dominado por la tasa migratoria neta, que vuelve a repuntar en los últimos años de la observación, aunque aún no haya alcanzado los niveles pre-pandémicos.

Tabla 2. Evolución de los indicadores dinámicos del movimiento de la población. Tasas por 1.000 habitantes. Ciudad de Madrid 2017-2021

	2017	2018	2019	2020	2021
Tasa bruta de natalidad	9,12	8,66	8,62	7,90	7,72
Tasa bruta de mortalidad	8,99	8,71	8,67	11,96	8,47
Tasa de migración neta	24,46	23,62	27,97	2,81	12,02
Tasa de crecimiento demográfico	24,60	23,56	27,92	-1,25	11,27

Fuente: De 2017 a 2020 PMH, Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia. Los indicadores de 2021 se han tomado directamente del PMH⁷

Gráfica 11. Evolución de los indicadores dinámicos del movimiento de la población. Tasas por 1.000 habitantes ciudad de Madrid 2017-2021



Fuente: De 2017 a 2020 PMH, Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia. Los indicadores de 2021 se han tomado directamente del PMH⁷

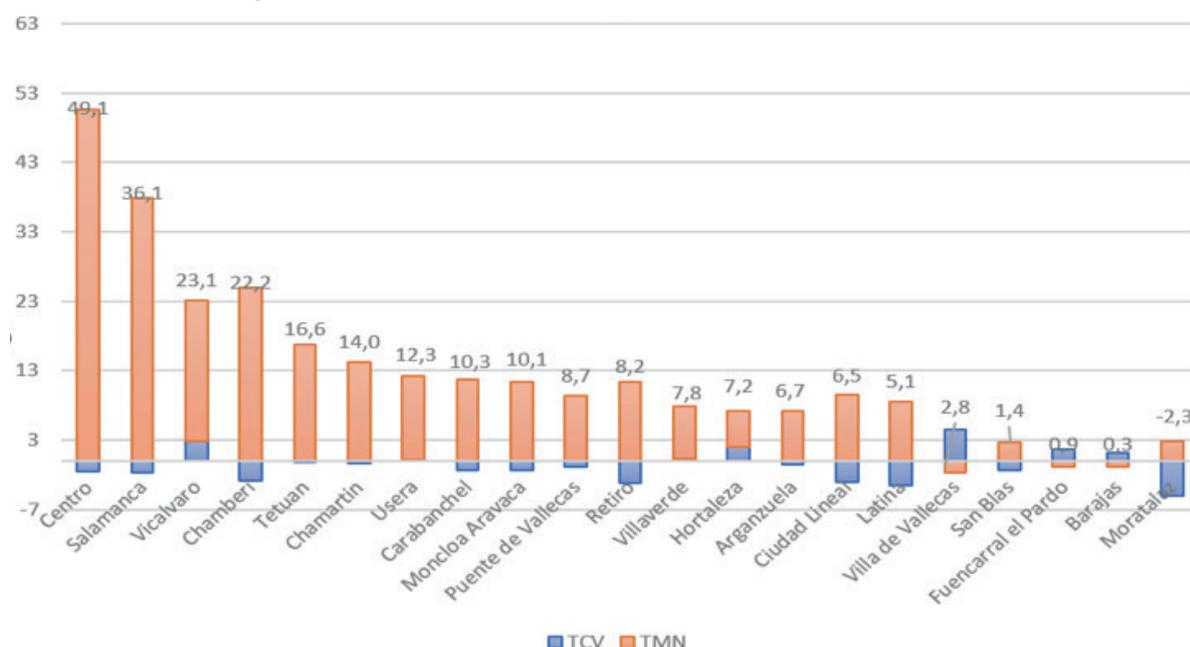
La tasa de crecimiento demográfico de 2021 se sitúa muy por debajo de la de 2017 e, incluso, de la de 2016, que fue de 19,57 por 1.000 (ver Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid, 2018), aunque en coherencia con la comentada tendencia involutiva, dándose la circunstancia en aquel año de que al pequeño saldo positivo del crecimiento natural (1,06 por 1.000) le acompañaba un crecimiento migratorio neto de 18,51 por 1.000. Con todo y como se deduce de la observación de la **gráfica 11**, la preponderancia de la inmigración sobre la emigración se fue incrementando hasta el año del inicio de la COVID-19.

En los distritos de la ciudad, tal y como se estudia en la **gráfica 12**, en 2021, con excepción de los distritos de Usera, Villaverde, Barajas, Fuencarral-El Pardo, Hortaleza, Vicálvaro y Villa de Vallecas, la mortalidad ha sido superior a la natalidad, por lo que se reduciría en todos ellos el número de personas residentes si obviásemos el fenómeno migratorio. El distrito donde más involución vegetativa se detectó fue en Moratalaz, seguido de Latina y Retiro, y donde menos en Villa de Vallecas, seguido de Vicálvaro y Fuencarral-El Pardo. Los distritos en los que más crecimiento migratorio neto se produjo fueron Centro (más de 50 personas resultantes del saldo migratorio por cada 1.000 habitantes), seguido de Salamanca (37,8 por 1.000) y Chamberí (25 por 1.000). En el extremo contrario, la emigración fue mayor que la inmigración en Villa de Vallecas

(Tasa de Crecimiento Migratorio Neto [TMN] de -1,7 por 1.000), Barajas (-0,9 por 1.000) y Fuencarral-El Pardo (0,8 por 1.000), los únicos distritos en los que ocurre esto.

Por último, el saldo general arroja un crecimiento demográfico global de la población de casi 50 por 1.000 en Centro, seguido a bastante distancia de Salamanca y Vicalvaro.

Gráfica 12. Tasas de crecimiento demográfico (TCD) y sus componentes (Tasa de crecimiento vegetativo -TCV- y Tasa de crecimiento migratorio neto -TMN-) por distritos de la ciudad de Madrid, 2021. Tasas por 1.000 habitantes



Nota. TCV y TMN representadas en colores en las columnas; TCD general: cifra en la cúspide de las columnas. Distritos ordenados según TCD
Fuente: PMH, Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid; datos de la evolución en 2021 mostrados a 1 de enero de 2022

Aunque no alcanza la significación estadística, el coeficiente de correlación de Pearson entre renta distrital (RB-Dpc de 2019) y la TMN fue, en términos positivos de 0,37 (a más renta per cápita más migración neta, es decir es mayor el exceso de las llegadas sobre las salidas). El coeficiente de correlación de Pearson entre la TCV y el indicador de renta de distrito referido fue de - 0,22, aunque según el valor de p no alcanzó la significación estadística.

Discusión

La ciudad de Madrid presenta una población envejecida y, en parte por ello, una ratio de feminidad por encima de la unidad. Los distritos municipales presentan gran heterogeneidad en cuanto al número de residentes.

Por cada 100 mayores de 64 años hay 67 menores de 16, y por cada 100 personas en edad demográficamente activa (16 a 64 años) se encuentra 51 dependientes de aquéllas según el mismo criterio, es decir, algo más de 1 persona dependiente por cada 2 en edad teóricamente activa.

La estructura por edad de los distritos guarda buena correlación con el nivel socioeconómico, si es que este estuviera representado por el indicador de renta que se ha usado en los análisis, de forma que juventud y renta se distribuyen de modo inverso, según la lógica habitual. Destaca, además, un elevado sobre-envejecimiento de la población mayor, lo que comporta importantes consecuencias tanto en la provisión de servicios como en la necesaria reestructuración de los patrones habituales de análisis demográficos en grandes grupos de edades: es indudable que no presentan habitualmente las mismas necesidades las personas que han alcanzado la edad teórica de la jubilación, pero aún no los 85 años, que las que los han rebasado.

En relación con el concepto de “extranjero/a” usado en este estudio habrá que aclarar que es más exigente que el convencionalmente recogido bajo el término “inmigrante”, que hace referencia a aquellas personas que se encuentran en un país diferente del suyo por motivos principalmente económicos y cuyo país de origen presenta un grado de desarrollo económico más bajo que el del país de acogida. Según la Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid “el concepto de inmigrante, en términos internacionales no cuenta con un grado de consenso amplio en su definición estadística. Para unos países lo son todas aquellas personas que han nacido fuera del mismo independientemente de la nacionalidad que se posea (concepto demográfico). Para otros, es la nacionalidad el elemento identificativo del sujeto de estudio, por lo que cuando una persona obtiene la nacionalidad del país de destino deja de ser considerado dentro de la categoría de inmigrante (concepto jurídico-sociológico)”⁸.

En general, y siempre que está disponible la información apropiada, preferimos usar el país de nacimiento para nuestros análisis, identificando extranjero como el nacido fuera de España. Se trata de una tendencia cada vez más consolidada, toda vez que los procesos de nacionalización llevados a cabo en los últimos años en nuestro país invisibilizan los problemas especiales relativos a la salud y, en general, a las condiciones de vida y trabajo, de un colectivo que puede ostentar la nacionalidad española, pero procede de otros países, en muchos casos de países en desarrollo.

Como quiera que una proporción sensiblemente alta de esos extranjeros según origen, proceden de países de alto nivel de desarrollo, para mejorar esa identificación preferimos avanzar algo más y clasificar como inmigrante por motivos económicos o, simplemente, inmigrante económico (IE) a las personas nacidas en un país distinto a España, los países de la UE-15 junto a Suiza y Noruega, EEUU, Canadá, Japón, Australia y Nueva Zelanda. Como se ve, se trata de los “inmigrantes” a secas, según la definición original que se sustenta un poco más arriba. No en vano “los migrantes económicos son personas que han salido de su país en busca de oportunidades laborales. En ocasiones, provienen de países en pobreza extrema y pueden llegar a jugarse la vida para entrar en un país con el fin de trabajar”⁹.

Baste con referir que llevamos años utilizando este mismo criterio en nuestros trabajos, hasta ahora con excelentes resultados.

Espacialmente la población extranjera se sitúa en el mapa de la ciudad de forma complementaria a la población mayor, aquella con tendencia centrífuga y esta centrípeta, de modo que la renta per cápita por distritos se distribuye en relación directa con esta última e inversa con la primera, respondiendo de forma bastante fiel al enunciado “a más renta menos extranjeros, más mayores y viceversa”. En ello no hallamos ninguna novedad reseñable respecto a lo conocido, como una constante universal, en la que se incluye, claro, la ciudad de Madrid según lo sabido por nuestros anteriores trabajos.

La fecundidad de las mujeres extranjeras es mayor que la de las otras mujeres, si bien, por lo general, bastante amortiguada respecto a los niveles que presenta en sus países de origen, poniendo en evidencia las posibilidades de la fecundidad dirigida cuando la gobiernan las propias mujeres y tienen a su alcance los métodos de planificación familiar, tomando en consideración el peso tan decisivo que tienen las cuestiones familiares, económicas y laborales. En este análisis constatamos además que la fecundidad en las mujeres extranjeras es más baja en los distritos de alta renta, aunque si consideramos que la variable del lugar de origen se ha definido en este caso con la nacionalidad de las mujeres, en esta relación es posible que esté involucrada la baja fecundidad de las extranjeras que proceden de países de alto nivel de renta, quienes con mayor frecuencia residen en los distritos de renta más alta.

No se ha encontrado correlación entre fecundidad de españolas y extranjeras en el territorio (distritos) de modo que pareciera que una y otra están determinadas por factores que se agregan y distribuyen de forma distinta en esas zonas. No obstante, y al continuar el análisis de factores asociados a nivel territorial con la fecundidad de las mujeres según su origen se observa que la de las extranjeras se correlaciona de forma negativa con la renta per cápita, mientras que la de las españolas lo hace de modo directo (a más renta más fecundidad en estas). Esta última observación contradice lo conocido hasta ahora como una constante universal, también observada en la propia ciudad de Madrid, que puede responder al esquema: renta baja, más población extranjera (en el sentido habitualmente usado de “migrantes económicos”), población más joven y más fecundidad. Pero como se ha comentado, el hecho de que en estos datos la procedencia de las personas que no han nacido en España se determine a partir de la nacionalidad, siendo este hoy por hoy en nuestro país un factor coyuntural

muy determinado por el tiempo de residencia, es posible encontrar una explicación alternativa que rebatiera la supuesta incongruencia detectada, ya que puede estar etiquetándose como extranjeras a mujeres cuyo común denominador posiblemente sea el escaso tiempo de estancia en nuestro país, independientemente de su lugar de origen. En muchos casos este lugar puede ser algún país de alto nivel de desarrollo y pertenecer esas personas a un estrato socioeconómico alto, en el que, históricamente, se registran bajas tasas de fecundidad.

El ISF, al igual que la natalidad cae llamativamente en 2020 en relación, sin duda, con la irrupción de la COVID-19, de la misma forma que la mortalidad y por el mismo motivo se dispara, considerándose además que esta lo hace por efecto directo de la pandemia. En 2021, tras el embate de las primeras olas de la pandemia sufridas el año previo, crece la población, aunque menos que antes, pues, aunque la mortalidad se redujo casi a niveles anteriores a la irrupción de la COVID-19, no lo hizo así la natalidad ni el saldo migratorio, que no se recuperan. Obsérvese que, aunque el crecimiento vegetativo previo se situaba en torno a 0, en 2021 es francamente negativo. Abundando en estas apreciaciones se puede señalar que, excepto en 2020, el crecimiento general de la población se sitúa prácticamente en las mismas cifras que el migratorio, resaltando este hecho lo importante que sigue siendo la migración en nuestra ciudad, también en términos demográficos.

Aunque sin alcanzar el margen suficiente para despejar del todo el efecto de cuestiones coyunturales y azarosas en los respectivos coeficientes de correlación, más renta per cápita en los distritos se corresponde con más tasa migratoria neta, pero con menos crecimiento vegetativo. En todo caso, y obviando otros factores muy importantes como el precio de la vivienda, etc., el objetivo económico de la migración queda patente en el primero de esos hallazgos, y el envejecimiento de los territorios de mayor estatus socioeconómico, en el segundo.

La situación bien documentada de que sigue cayendo la fecundidad mientras se traslada a edades más avanzadas de las mujeres, comunica un panorama sombrío y preocupante para el futuro, no sólo para el demográfico, sino también para el socioeconómico, tan decisivamente condicionado por aquel.

Conclusiones

- La población de la ciudad de Madrid está envejecida.
- La Tasa de sobre-envejecimiento es de 35,4% mayores de 80 años por cada 100 de 65 y más años, destacando Moratalaz, Usera y San Blas-Canillejas.
- El 24,7% de la población residente en la ciudad ha nacido fuera de España.
- Los distritos con mayor proporción de población extranjera son Centro, Usera y Villaverde, mientras que los de mayor proporción de migrantes económicos son Usera, Villaverde y Carabanchel, correlacionándose esta tasa de forma inversa con la renta.
- La fecundidad en la ciudad de Madrid tiende a decrecer y a desplazarse hacia edades más avanzadas de las mujeres.
- En 1 de cada 4 nacimientos registrados en 2019 en nuestra ciudad la madre es extranjera.
- Las mujeres de origen extranjero experimentan niveles de fecundidad más altos que las españolas, en especial en los distritos de renta más baja.
- La pandemia de COVID-19, que comenzó en 2020, impactó de modo determinante en la población madrileña, afectando a todas las variables dinámicas de la demografía, aunque de modo desigual, modificando por tanto también la estructura poblacional.
- La mortalidad fue la más afectada, incrementándose en 2020 hasta alcanzar una TBM de 12 por 1.000, siendo especialmente alta en Moratalaz, Retiro y Latina.
- El Índice Sintético de Fecundidad registró en 2020 su nivel más bajo de los conocidos hasta ahora: 1,1 hijos de promedio por mujer al final de la vida fértil.
- El saldo migratorio en la ciudad y sus distritos sigue siendo positivo, si bien cayó mucho durante el primer año de la pandemia, situándose en cifras cercanas al 0.

- En ese mismo año la tasa de crecimiento general fue negativa debido a su componente vegetativo.
- Aunque en la actualidad la tasa migratoria neta se recupera un poco, la natalidad no lo hace de la misma forma.
- El crecimiento vegetativo es negativo en casi todos los distritos de la ciudad, excepto en la corona periférica del Norte, Este y Sur.

Referencias bibliográficas

1. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Padrón Municipal de Habitantes, explotación estadística, 1 de enero de 2022. Disponible en: <https://tinyurl.com/mr2c3eaa>
2. Díaz Olalla J. M. (Dirección técnica); Benítez Robredo M. T., Rodríguez Pérez M., y Sanz Cuesta M. R. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
3. Group Whoq. Study protocol for the World Health Organization project to develop a Quality of Life assessment instrument (WHOQOL). Quality of life Research. 1993;2:153–9.
4. Díaz Olalla J. M. (Dirección técnica); Benítez Robredo M. T., Rodríguez Pérez M., y Sanz Cuesta M. R. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
5. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Padrón Municipal de Habitantes, explotación estadística. Demografía y población. Movimiento natural de la población. Defunciones de residentes en la ciudad de Madrid por Edad, Sexo y Estado civil, año 2020. Disponible en: <https://tinyurl.com/3t8anyvp>
6. José Manuel Díaz-Olalla, Irene Valero-Oteo, Silvia Moreno-Vázquez, Gema Blasco-Novalbos, Juan Antonio del Moral-Luque y Agustín Haro-León. Caída de la esperanza de vida en distritos de Madrid en 2020: relación con determinantes sociales. Gac Sanit. 2021. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2021.07.004>
7. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Padrón Municipal de Habitantes. Indicadores demográficos por Distrito. Dinámica poblacional 2021 (1 de enero 2022). Disponible en: <https://tinyurl.com/249r6w4x>
8. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid; Madrid Datos, Población extranjera en la ciudad de Madrid; PMH a 1 de julio de 2022 (Datos provisionales). Disponible en <https://tinyurl.com/bddnr39x>
9. UNHCR/ACNUR; “Migrantes y refugiados, ¿qué diferencia hay? ACNUR responde”, 2018, Disponible en: <https://tinyurl.com/2racffh>

2.1.2 ASPECTOS SOCIOECONÓMICOS

El estudio de las características socioeconómicas de la población revela aspectos altamente explicativos de los fenómenos que definen la salud, de modo que es imposible realizar un acercamiento a esta sin estudiarlos en profundidad, no solamente desde el punto de vista de la precariedad en la que viven las personas (intensidad, n.º de personas en esa situación), sino también desde los desequilibrios que en la sociedad existen, ya que ellos mismos provocan “un extra” de mala salud que trasciende lo que es razonable y científico adjudicar a la precariedad misma.

Es conocido el hecho de que se trata de conceptos atravesados por la relatividad, sobre los que no existe un consenso claro, ni un conocimiento suficiente, de qué indicadores los recogen con mayor acierto y eficacia, aunque sí la evidencia de que la brecha que separa a grupos sociales dentro de un país o de una ciudad, crece de forma imparable e inquietante.

Es cierto que hablamos de desigualdades sociales en la salud (DSS), cuando lo que generalmente queremos hacer es hablar de inequidades (DSS injustas y modificables desde la intervención sanitaria) y no lo es menos que su presencia y sus nocivos efectos no son invencibles, incluso en un tiempo razonable si se dieran todas las circunstancias (“Subsanar las desigualdades en una generación; alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud”)¹.

Una de las principales funciones de un sistema público de salud es terminar con el efecto de las inequidades en la salud colectiva, por lo que el conocimiento de ellas es algo fundamental para planificar intervenciones y planes de salud, además de medirlas y visualizarlas, a cuyo fin contribuye un trabajo como el presente (ver cita anterior). Por ello, en todos los Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid elaborados hasta ahora^{2,3,4} así como en este, su análisis y el alcance de sus efectos es uno de los hilos argumentales principales, intentando siempre un abordaje comprensivo y multifactorial e incorporando en lo posible diferentes fuentes de información.

En este capítulo abordamos estos aspectos desde el análisis territorial a partir de la renta y su relación con el desarrollo humano, la privación material distribuida en áreas pequeñas de la ciudad, la situación educativa y laboral de la población y, desde otras ópticas y a partir de información obtenida de la ESCM’21, el análisis de un indicador indirecto de posición social como es la Clase Social Ocupacional (CSO), de las dificultades económicas para llegar a fin de mes y para asegurar una ingesta proteica suficiente, así como de la inseguridad residencial, alimentaria y la pobreza energética.

2.1.2.1 Renta, nivel educativo y desarrollo. Índice de desarrollo y clúster de distritos

En la parte metodológica de este estudio se aborda cómo se hace esta clasificación, a partir del cálculo de un indicador de desarrollo humano, el Índice combinado de salud, conocimiento y renta (ICSCR), una aproximación del IDH, calculado periódicamente por el PNUD⁵. Se aborda allí, aunque aquí se traslade un resumen, porque se usa para la estratificación de la muestra de la ESCM’21. En todos los Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid se ha hecho esta misma clasificación, buscando la misma utilidad que aquí.

Entonces como ahora, además de la justificada pretensión de conocer, esta clasificación se hace más por necesidad que por virtud, pues surge de la posibilidad de agrupar territorialmente los distritos de la ciudad, de 21 a 4 grupos, a través de un criterio común como es el de desarrollo humano, advirtiendo, como hace el PNUD, que desarrollo humano es mucho más que desarrollo económico, pues aquél traslada la idea de que la población tiene más desarrollo humano cuando mejor salud disfruta (“vivir muchos años y saludables”), mayor nivel educativo (“acceso a la educación y al conocimiento”) y mejor nivel económico (“poder llevar una vida digna”). La agrupación en cuatro grupos (clúster de desarrollo) nos permite abordajes territoriales sobre todo cuando se trabaja con muestras escasas o sobre problemas de baja prevalencia.

Metodología

Los componentes del ICSCR en cada distrito son:

- Esperanza de Vida al Nacer (EVN)
- % Personas de 30 a 64 años con estudios por encima de secundarios
- Renta Bruta Disponible per cápita

De esos indicadores (años de vida, % de personas y €/persona) se pasan a los índices comparables (misma escala y mismas unidades) de la siguiente forma:

$$I = \text{Valor de referencia} - \text{Valor mínimo} / \text{Valor máximo} - \text{Valor mínimo}$$

Para, por último, calcular el indicador final:

$$\text{ICSCR} = (\text{ievida}^1 + \text{ieduca} + \text{irenta}^2) / 3$$

Donde [1]: Valor mínimo es 20 años; y [2]: $(x \cdot \text{val min}) / (\text{val máx.} \cdot \text{val})$

Cuando ya se dispone del ICSCR de cada distrito, y mediante un análisis de clúster realizado con el paquete SPSS 17.0 se llega a la agrupación que a continuación se presenta.

Para la presente edición se calculó el indicador con los últimos datos disponibles en el momento de seleccionarse la muestra de la ESCM'21: EV 2019, indicador educativo 2020 y renta disponible pc de 2017. Se trata por tanto del ISCR 17-20.

Resultados

Para cada distrito el resultado obtenido es el que aparece en la **tabla 1**.

Tabla 1. Índice de Salud, Conocimiento y Renta (ISCR) 2017-2020 para los distritos de la ciudad de Madrid, con sus indicadores e índices derivados

Distritos	evida'19 (años)	educa'20 (%)	renta'17 (euros)	ievida19	ieduca20	irenta17	ICSCR 17-20
Centro	84,589	55,855	26.084,438	0,9679	0,8180	0,8861	0,8906
Arganzuela	86,348	57,103	25.549,468	0,9943	0,8363	0,8679	0,8995
Retiro	86,532	64,804	28.904,134	0,9970	0,9490	0,9818	0,9760
Salamanca	86,190	67,064	29.439,048	0,9919	0,9821	1,0000	0,9913
Chamartín	86,732	68,284	29.385,849	1,0000	1,0000	0,9982	0,9994
Tetuán	85,522	43,621	21.739,103	0,9819	0,6388	0,7384	0,7864
Chamberí	86,026	66,850	29.024,039	0,9894	0,9790	0,9859	0,9848
Fuencarral-El Pardo	85,636	55,538	23.579,550	0,9836	0,8133	0,8010	0,8660
Moncloa-Aravaca	85,590	61,348	27.366,395	0,9829	0,8984	0,9296	0,9370
Latina	85,178	29,744	19.193,156	0,9767	0,4356	0,6520	0,6881
Carabanchel	85,443	25,194	17.929,730	0,9807	0,3690	0,6090	0,6529
Usera	84,873	18,057	16.395,559	0,9721	0,2644	0,5569	0,5978
Puente de Vallecas	84,526	16,934	16.166,559	0,9669	0,2480	0,5492	0,5880
Moratalaz	86,059	37,040	21.349,475	0,9899	0,5424	0,7252	0,7525

[Volver al Índice](#) 

Ciudad Lineal	86,604	41,463	21.835,777	0,9981	0,6072	0,7417	0,7823
Hortaleza	85,875	52,556	24.638,346	0,9872	0,7697	0,8369	0,8646
Villaverde	84,678	17,793	16.482,695	0,9692	0,2606	0,5599	0,5966
Villa de Vallecas	84,319	30,003	19.881,470	0,9638	0,4394	0,6753	0,6929
Vicálvaro	84,691	29,626	19.312,306	0,9694	0,4339	0,6560	0,6864
San Blas-Canillejas	84,840	33,549	19.972,583	0,9717	0,4913	0,6784	0,7138
Barajas	85,799	50,244	25.746,718	0,9860	0,7358	0,8746	0,8655
Madrid	85,592	42,416	223.93,132	0,983	0,621	0,761	0,788

Fuente: PMH. Elaboración propia

El análisis de clúster agrupa a aquellas entidades que se parecen más entre sí en relación con los componentes del indicador de desarrollo y, a la vez, se diferencian más de los demás. En esta edición arrojó las agrupaciones que se ven en la **tabla 2**.

Tabla 2. Clúster de distritos de la ciudad de Madrid según desarrollo humano (2017-2020)

Clúster	Distritos
Menor desarrollo	Carabanchel, Usera, Puente de Vallecas y Villaverde
Desarrollo medio-bajo	Tetuán, Latina, Moratalaz, Ciudad Lineal, Villa de Vallecas, Vicálvaro, San Blas
Desarrollo medio-alto	Centro, Arganzuela, Fuencarral-El Pardo, Moncloa-Aravaca, Hortaleza, Barajas
Mayor desarrollo	Retiro, Salamanca, Chamartín, Chamberí

Fuente: PMH. Elaboración propia

En relación con la anterior clasificación (2014-2017) calculada para la ESCM'17, todos mantienen sus puestos excepto: Moncloa-Aravaca que, aunque lo mantiene, cae del clúster de Mayor desarrollo al de Desarrollo medio alto; Usera, que sube un puesto dentro del mismo clúster (Menor desarrollo) y Villaverde que intercambia posición con el de Usera.

En todo caso es procedente incidir en una evidencia que se repite, edición del estudio tras edición, en estos cálculos: cambian los indicadores y, generalmente mejoran, aunque no siempre, sin embargo, las posiciones relativas de unos distritos sobre otros casi siempre permanecen inalterables.

A continuación, se ha hecho un escueto análisis comparativo sobre la evolución de cada uno de los tres indicadores que componen el índice para cada uno de los distritos en las tres ediciones en que se han calculado.

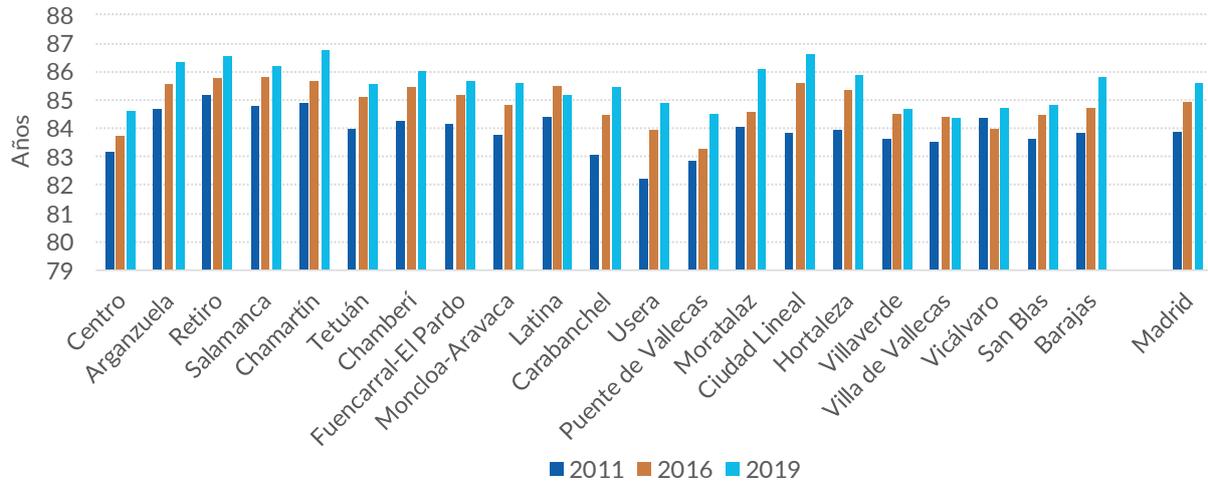
En las **gráficas 1, 2 y 3** se recogen estos cambios para la esperanza de vida, el % de personas de 30 a 64 años con estudios por encima de secundarios (indicador educativo) y la renta bruta disponible per cápita.

En lo referente a la esperanza de vida al nacer se aprecia que hay un aumento gradual y mantenido en todo el periodo en la mayoría de los distritos con excepción de lo ocurrido en Villa de Vallecas y en Latina en que se registra un cierto retroceso entre 2016 y 2019 o en Vicálvaro en que la caída de 2011 a 2016 es llamativa. La mejora gradual de otros es notable, sin embargo, como lo ocurrido en Usera o Carabanchel, si bien en el primero se partía de una situación bastante retrasada. Por regla general, los cambios llamativos en cortos periodos de tiempo en la esperanza de vida en los territorios responden más a recambios de población, y estos a desarrollos urbanísticos que sustituyen unas poblaciones por otras, que a mejoras objetivas en la situación de la población que allí existía al principio del periodo.

La mirada a la **gráfica 1** nos informa también de una cierta uniformidad en este indicador de salud en casi todos los distritos, en comparación con lo que ocurre para los otros dos indicadores, como se verá en las **gráficas 2 y 3**. También que la esperanza de vida entre 2011 y 2016 en los distritos que partían de una situación peor crece de una manera bastante moderada, seguramente como efecto de la crisis económica que en ese periodo se vivió de manera especialmente intensa en las zonas de la ciudad más deterioradas.

[Volver al Índice](#)

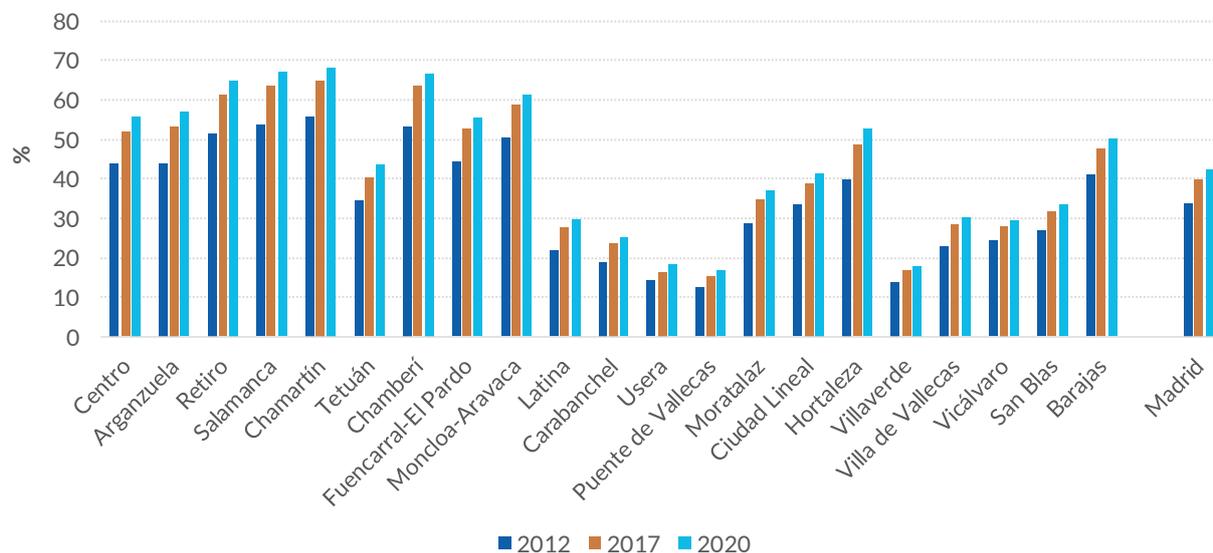
Gráfica 1. Evolución de la esperanza de vida al nacer por distritos en la ciudad de Madrid, 2011, 2016 y 2019



Fuente: PMH. Elaboración propia

El indicador educativo, **gráfica 2**, muestra una dispersión entre distritos mucho más llamativa, existiendo una auténtica brecha interdistrital, especialmente llamativa entre los periféricos (Latina, Carabanchel, Usera, Villa de Vallecas, Villaverde y Puente de Vallecas) y los distritos de la almendra central. Crecen todos, no obstante, en el periodo completo que se ha estudiado, si bien entre 2017 y 2020 hay solo 3 años de observación, por lo que el incremento de la población en buena situación educativa es más atenuado que en el previo.

Gráfica 2. Evolución del % de Personas de 30 a 64 años con estudios por encima de secundarios, distritos de la ciudad de Madrid, 2012, 2017 y 2020

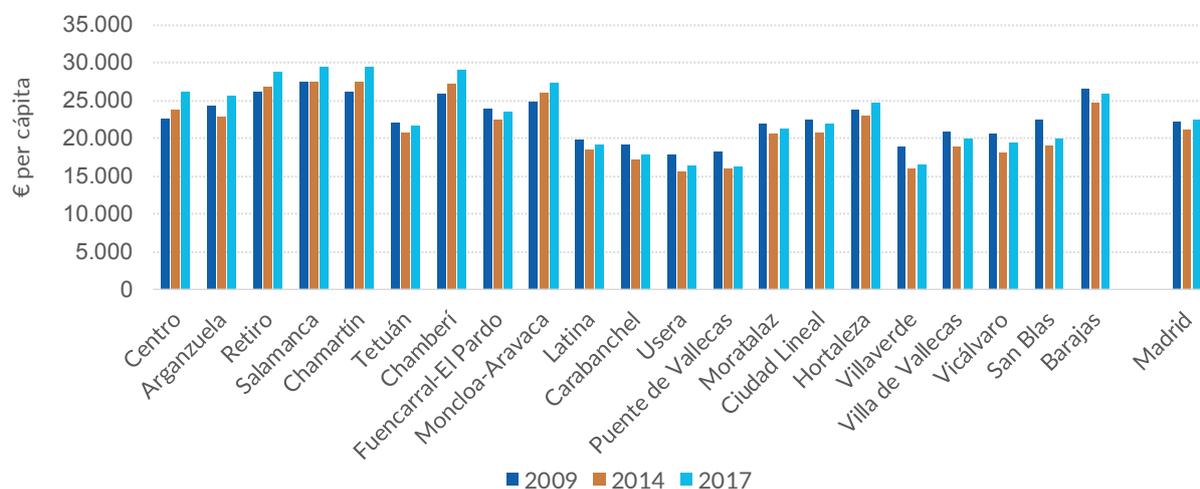


Fuente: PMH. Elaboración propia

Por último, en la **gráfica 3** se puede apreciar la evolución del indicador de renta entre 2009, 2014 y 2017. Se aprecia que la dispersión interna es menos llamativa que para el indicador educativo, si bien la renta en la mayor parte de los distritos y en el conjunto de la ciudad hoy es la misma que en 2009, siendo este efecto llamativo sobre todo en los distritos periféricos, en algunos de los cuales como Carabanchel, Usera, Puente de Vallecas, Villaverde, Villa de Vallecas, Vicálvaro y San Blas, se ha registrado un claro retroceso. Cabe

señalar que como este efecto no ha sido común en los distritos de la almendra central, la brecha en renta entre 2009 y 2017 se ha incrementado de manera notable dentro de la ciudad.

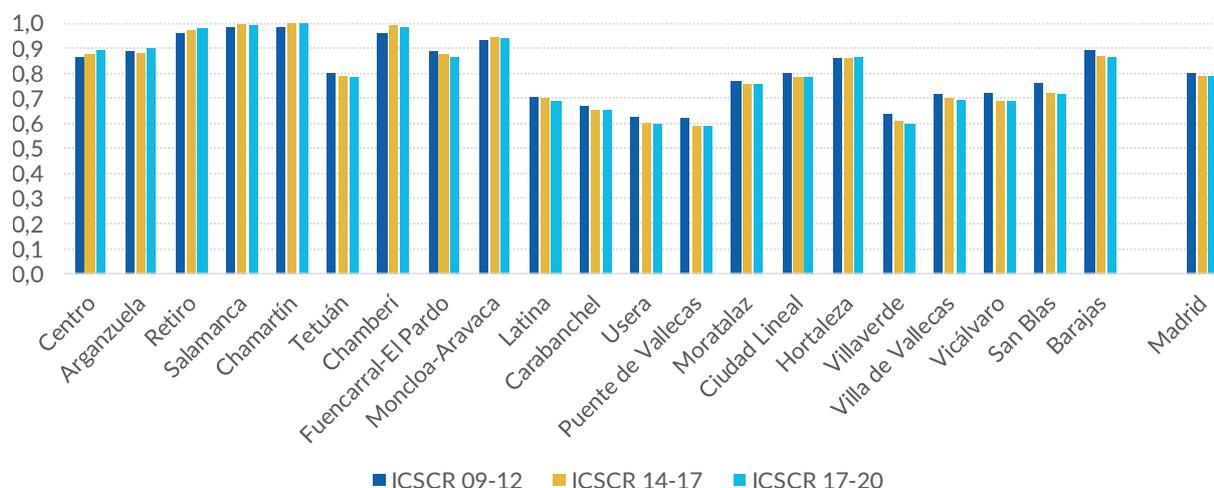
Gráfica 3. Evolución de la Renta bruta disponible per cápita en los distritos de la ciudad de Madrid, 2009, 2014 y 2017



Fuente: Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Como efecto de todas estas situaciones diferenciadas el indicador global de desarrollo (ICSCR) se ha movido como se observa en la **gráfica 4**. Llama la atención en ella, y considerando que al estar los tres componentes estudiados equiponderados en su cálculo, el ICSCR debe ser la traducción global y compensada de sus oscilaciones en cada distrito, que las diferencias entre distritos son llamativas (brecha interdistrital) pero, en la actualidad, prácticamente las mismas que las observadas en el primer periodo de estudio, porque lo que casi no tiene cambios, o estos son mínimos, es el valor del indicador en cada uno de los territorios. Se debe apuntar aquí que según la metodología de cálculo el mayor desarrollo relativo que se puede obtener es el que corresponde al valor 1 del indicador y el menor, el 0. De un vistazo se aprecia que algunos distritos están en casi un 40% por debajo del desarrollo que han alcanzado otros o, lo que es lo mismo, del máximo desarrollo que se podría alcanzar en la ciudad en las actuales circunstancias.

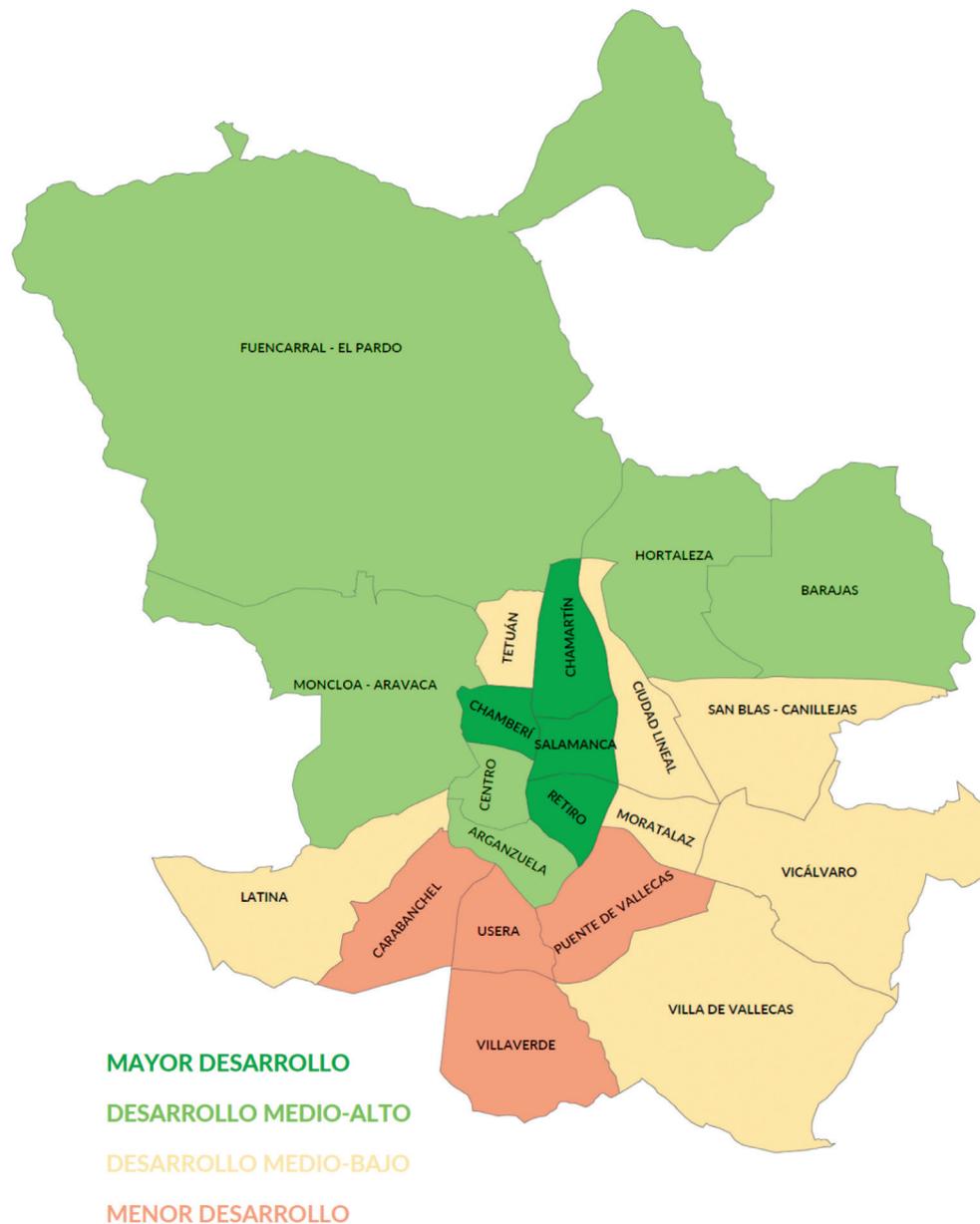
Gráfica 4. Evolución del ICSCR en los distritos de la ciudad de Madrid, según periodo de análisis



Fuente: Elaboración propia

En el **mapa 1**, se puede observar cómo se distribuyen en la ciudad las agrupaciones (clúster) de desarrollo obtenidas para el periodo más reciente, que sirve de base a este Estudio. Como se deduce de lo observado en las tablas precedentes, se detectan pocos cambios sobre el mapa que sirvió de base al Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018⁴. Es bien conocido en nuestros anteriores estudios y en otros trabajos, que existe un gran paralelismo entre la distribución de este indicador de desarrollo y la de otros indicadores socioeconómicos y de salud, en virtud de la cuál las zonas más atrasadas de la ciudad en desarrollo (también en salud) se sitúan al Sur de la ciudad y, ampliando la mirada a otras situaciones difíciles aunque un poco atenuadas en relación con las referidas, también al Sur-Oeste y al Sur-Este, mientras que las de mayor desarrollo están en el centro de la ciudad, aunque no precisamente en el distrito Centro, situándose el resto (grupo medio-alto) en el Norte y Nor-Oeste más algunos distritos centrales. Hay que señalar la situación del distrito de Tetuán, ubicado en el centro, pero que tiene una situación por debajo del desarrollo de los distritos que le rodean.

Mapa 1. Clúster de distritos de la ciudad de Madrid según desarrollo humano (2017-2020)



Fuente: *Elaboración propia*

Discusión

Esta elaboración, ya realizada en otros estudios como este, nos informa de que las posiciones relativas entre unos distritos y otros se suelen mantener en el tiempo, independientemente de la evolución de cada componente. Además, se destaca la importante disparidad interdistrital en renta y en nivel educativo, muy superior a la que se registra en el indicador de salud utilizado.

Se confirma lo conocido de la peor situación en desarrollo humano de la parte Sur y Sureste de la ciudad de Madrid, alcanzando las mejores cotas el centro de la ciudad y encontrando una situación intermedia en el Norte. Hay que llamar la atención de algunos casos conocidos como la particular situación del distrito Centro, con buenos indicadores socioeconómicos, pero con los de salud más propios de la zona Sur de la ciudad. En general la situación de desarrollo de los distritos se puede decir que está estancada desde hace 10 años, lo que no sería extraño en aquellos distritos que tienen las mejores notas, resultando mucho más preocupante la poca recuperación de aquellos otros que aún tienen por delante un importante recorrido hasta alcanzar las mejores situaciones de los primeros.

La esperanza de vida al nacer y el nivel educativo son los indicadores que con más claridad crecen en los distritos en el periodo analizado, aunque hay que destacar que quienes más lo hacen son las poblaciones de los distritos en mejor situación. La renta global de la ciudad, desde la perspectiva del indicador utilizado, está estancada en niveles como los registrados hace 10 años, pero se debe señalar que en los distritos del Sur se detecta una pérdida importante respecto al análisis de 2009-2012.

Conclusiones

- El desarrollo humano en los distritos de la ciudad permanece estancado en niveles similares a los de hace 10 años.
- Quienes menos crecen en desarrollo son los distritos que tienen más margen de mejora (distritos del Sur de la ciudad).
- Los distritos del Sur y Sur-Este de la ciudad (clúster de menor y medio-bajo desarrollo), además de Tetuán, son los que registran las posiciones más retrasadas en desarrollo de la ciudad.
- En renta esos distritos experimentan retrocesos llamativos sobre lo hallado en 2009.

Referencias bibliográficas

1. Organización Mundial de la Salud; Comisión sobre Determinantes Sociales de la salud (WHO/IER/CSDH/08.1). Subsanan las desigualdades en una generación. Alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud. Ginebra, 2008. Disponible en: <https://tinyurl.com/yc6hpyvs>
2. Díaz-Olalla JM (Dirección Técnica), Esteban-Peña M (Coordinación). Estudio de Salud de la ciudad de Madrid 2008. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2008. Disponible en: https://madridsalud.es/pdf/publicaciones/OtrasPublicaciones/Estudio_salud_ciudad_de_Madrid08.pdf
3. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. (eds.) Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid: Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2015. Disponible en: http://www.madridsalud.es/publicaciones/OtrasPublicaciones/estudio_salud_madrid_2014.pdf
4. Díaz Olalla J. M. (Dirección técnica); Benítez Robredo M. T., Rodríguez Pérez M., y Sanz Cuesta M. R. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
5. United Nations Development Programme (PNUD). Human Development. Report 2021/2022, Uncertain times, unsettled lives. Shaping our future in a transforming world. New York, 2022. Disponible en: https://hdr.undp.org/system/files/documents/global-report-document/hdr2021-22pdf_1.pdf

2.1.2.2 Índice de Privación en area pequeña, ciudad de Madrid 2021

Es conocido el hecho de que cuando se trabaja en el ámbito ecológico (indicadores agregados en el territorio) se tiende a sacar conclusiones generales a partir de valores promedios (por ejemplo, de la esperanza de vida, de la renta per cápita, o de la proporción de personas con estudios superiores), que pueden estar muy sesgados por los valores extremos que formen parte de esos datos poblacionales. Es el caso de lo presentado en el capítulo anterior sobre el indicador de desarrollo (ICSCR). El sentido común y el conocimiento científico nos enseñan que para conocer de forma mucho más certera y eficaz la situación de la población que habita en un territorio, es preciso, y como necesario complemento a lo anterior, tener alguna información sobre la dispersión de la población alrededor de las medidas de centralización, esto es, saber cuánta población se aleja de esas medias, en qué medida lo hace y, si es posible, en dónde se ubican preferentemente. Los índices de privación (IP) pueden ser una solución a esta necesidad de información.

Los índices para medir la privación son herramientas ampliamente utilizadas en el análisis de las desigualdades en salud, tanto en el ámbito nacional como en el internacional. Se trata por tanto de un indicador integral, que se compone, como el ICSCR referido anteriormente, de otros indicadores y se usa para la caracterización socioeconómica de las zonas.

A diferencia del concepto clásico de pobreza, la privación considera la dificultad de acceso (*capabilities*) al empleo, la educación, la cultura y el desarrollo social¹ a niveles que se consideran aceptables en una sociedad dada, y no solo la falta de alimentación, el vestido o las condiciones básicas de la vivienda. A pesar de ello y como la pobreza, la privación es básicamente un concepto relativo concebido en un sentido multidimensional.

Muchos de estos índices se construyen, en la medida de lo posible, en áreas pequeñas, siempre que exista disponibilidad de los datos a ese nivel de máxima desagregación. Hacerlo así tiene la enorme ventaja para los objetivos de estos trabajos de que en esos territorios las posibilidades de que la población sea homogénea en relación con muchas de las variables que se analizan es infinitamente mayor que en los que acumulan más población. Esto, sin duda, incrementa las capacidades explicativas de unas variables sobre otras cuando se relacionan dentro del territorio, incluso aunque se establezcan a partir de promedios. El área administrativamente más pequeña en las grandes ciudades en España es la sección censal; en el caso de la ciudad de Madrid esta unidad contiene no más de 1.200 o 1.400 personas. Por ello, este Índice de privación se ha calculado en el año 2021 para cada una de las más de 2.400 secciones censales de la ciudad de Madrid.

Existen importantes precedentes de la elaboración de este tipo de índices en España. Nuestro equipo publicó en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid de 2014 un primer Índice de Privación para las ssc de esta ciudad que recogía información acumulada en el periodo 2011- 2014². Anteriormente los estudios MEDEA (Atlas de mortalidad y desigualdades socioeconómicas y medioambientales 2001-2007 y 2008-2015)³ habían calculado para la Comunidad de Madrid y para las principales ciudades de este país los respectivos IP. Más recientemente en el año 2021 se publicó un IP para toda España por sección censal con datos de 2011¹. Uno de los problemas habituales de este tipo de índices es que la información que recogen procede de los censos de población que se realizan cada 10 años, el último en 2021, y los datos, cuando están disponibles, muestran un decalaje temporal muy amplio, seguramente por la demora inherente a la desagregación territorial, contando con la dificultad añadida en las últimas operaciones de que los censos de población han dejado de ser un registro de la totalidad de la población en un momento dado, para convertirse en una aproximación a ese universo realizada por muestreo, seleccionándose para ello algunas secciones censales del país, pero no todas.

Algunas de estas dificultades metodológicas nos hemos propuesto sortearlas a través de la elaboración del Índice de Privación de 2021 de Madrid Salud (IP'21 MS), que se basa en fuentes alternativas de información fácilmente actualizables. Sus características, metodología y principales resultados, así como la relación que mantiene el propio índice y sus componentes con indicadores de salud (mortalidad), se muestran a continuación.

Metodología

El IP'21 MS presenta los siguientes aspectos diferenciales respecto al IP'España 2021:

- Fuentes de información: A diferencia del IP'España 2021, el IP'21 MS cuenta con el Padrón municipal de habitantes (PMH; Padrón continuo) de 2021, del que obtiene la renta media per cápita (RMpc) y por hogar 2017 (Urban Audit), datos de insuficiencia educativa y datos de población migrante; con el Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE); y con los resultados electorales, de la Comunidad de Madrid. La metodología del IP'España 2021 fue por análisis de componentes principales y análisis de varianzas, mientras que el IP'21 MS se obtiene a partir del cálculo de índices de cada dimensión y análisis factorial (como los IDH, IPH1 e IPH2)
- Indicadores o componentes incluidos: el índice madrileño excluye la salud entre sus componentes porque es el objeto de los análisis que se harán con él (factor determinado).

El objeto de ese trabajo fue construir un índice de privación por área pequeña (sscc) de la ciudad de Madrid en 2021 para el análisis de las desigualdades territoriales y, por ende, sociales, en la salud. También se calculó para barrios y distritos.

Componentes (indicadores), diferencias más importantes entre los distintos IP:

- IP'14 MS: Insuficiencia educativa, exclusión social (RMI), vivienda (hacinamiento), desempleo (Tasa paro registrado).
- IP'11 España (SEE): Población trabajadora manual, población asalariada eventual, desempleo, dos indicadores de instrucción insuficiente (en personas de 16 y más años y en población joven de 16 a 29 años) y viviendas principales sin acceso a internet.
- IP'21 MS: Insuficiencia educativa, baja renta hogar, desempleo, tasa abstención electoral, tasa población inmigrante económica.

El IP'21 MS se calcula para las 2.443 ssc (seccionado a 1 de noviembre de 2017), obteniéndose también la correlación que mantiene con tasas de mortalidad en 2.373 ssc (datos quinquenio 2010-2014, publicados en 2018)⁴.

Se correlacionó también el IP en barrios con la tasa ajustada de mortalidad general (TAM) 2013-2016 y para los distritos con las TAM 2019 ("Aproximación al impacto de la pandemia de COVID-19 en la mortalidad de la población madrileña").

Componentes del IP'21 MS y sus fuentes:

Población: Padrón municipal de habitantes (PMH) 1 de enero de 2021 (Servicio de Estadística Municipal, Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia). Población de 30 a 64 años por niveles de estudios y población total de 30 a 64 años: PMH a 1 de enero de 2021 (datos no publicados, explotación ad-hoc, Servicio de Estadística Municipal, Ayuntamiento de Madrid, para este trabajo). Población 16-64 años: PMH a 1 de enero de 2021 (Servicio de Estadística Municipal, Ayuntamiento de Madrid).

Renta pc (RMP) y por hogar 2017 (Urban Audit): Instituto Nacional de Estadística (Estadística experimental). Servicio de Estadística Municipal, Ayuntamiento de Madrid.

Hogares monomarentales (una mujer adulta con uno o más menores): PMH, 1 de enero de 2021. Servicio de Estadística Municipal, Ayuntamiento de Madrid. Hogares por composición del hogar según distrito y sección.

Censo electoral y abstención: Elecciones y participación ciudadana. Resultados electorales. Ciudad de Madrid. Elecciones a la Asamblea de Madrid de 4 de mayo de 2021. Comunidad de Madrid. Subdirección General de Estadística. Elaboración propia.

Personas desempleadas de 16-64 años: Parados/as residentes en la ciudad de Madrid (demandantes cuyo municipio del domicilio de residencia sea Madrid) de 16 a 64 años, por secciones censales a 1 de enero de 2021. Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid, con datos del Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE).

Población extranjera en total y por país de nacimiento: Población a 1 de enero de 2021 según sección censal y zonas de nacimiento (PMH a 1 de enero de 2021). (Consideramos “inmigrante económico” a quien nació en cualquier país distinto de España, UE-15 más Suiza y Noruega, EE. UU., Canadá, Japón, Australia y Nueva Zelanda).

Por lo tanto, los INDICADORES del IP'21 MS, fueron:

- Baja renta per cápita (2017)
- Tasa abstención electoral (2021)
- Tasa población de 30 a 64 años con estudios secundarios o menos (2021)
- Tasa de desempleo registrado en la oficina de empleo de 16 a 64 años (2021)
- Tasa de inmigrantes económicos según país de nacimiento (2021)

Los indicadores son de naturaleza y magnitudes distintas y se miden por unidades diferentes, por lo que se llevan cada uno a un índice normalizado de 0 a 1 (método IDH)⁵ en el que el 0 será la mejor situación de todas las sscs para el indicador dado y el 1 la peor. El IP final es la media geométrica de los índices normalizados que miden cada componente. El primer paso es crear subíndices para cada dimensión. Se deben determinar valores mínimos y máximos (valores límites) para transformar los indicadores en índices que tomen valores entre 0 y 1.

Cálculo de los índices del IP para cada territorio (sscc) (en el análisis factorial se desechó el indicador de hogares monomarentales como se señalará):

- IRpc (Índice de renta): $(\text{Valor máximo} - \text{valor ssc}) / (\text{valor máximo} - \text{valor mínimo})$
- IAbstención: $(\text{valor ssc} - \text{valor mínimo}) / (\text{valor máximo} - \text{valor mínimo})$
- Iestudios: $(\text{valor ssc} - \text{valor mínimo}) / (\text{valor máximo} - \text{valor mínimo})$
- Iparados: $(\text{valor ssc} - \text{valor mínimo}) / (\text{valor máximo} - \text{valor mínimo})$
- IIE (Índice inmigrantes económicos): $(\text{valor ssc} - \text{valor mínimo}) / (\text{valor máximo} - \text{valor mínimo})$

Finalmente, a partir de esos índices se calcula el IP (IP'21):

$(\text{IRpc} + \text{IAbstención} + \text{Iestudios} + \text{Iparados} + \text{IIE}) / 5$

En donde 0 es la menor privación y 1 la mayor: un solo número (IP) define condensadamente la situación de privación de un territorio con relación a todos los demás.

Análisis de la escala y análisis factorial del IP'21 MS.

Confiabilidad de la escala: La escala con sus 5 índices obtuvo un alfa de Crombach de 0,939 tipificada, ningún elemento al retirarse mejoró esa puntuación (fiabilidad) por lo que se pudo pasar al análisis factorial para comprobar si era posible eliminar algún elemento.

Análisis factorial (n.º mínimo de dimensiones capaces de explicar el máximo de información contenida en los datos): KMO “bueno” (0,79) y Barlett significativo ($p < 0,05$) es decir, los 5 ítems están bien representados en la solución factorial (comunalidades), aunque la tasa de inmigrantes económicos es la que alcanza menor representación.

Hay un solo factor extraído que explica más de un 80% de la varianza, siendo una solución unidimensional ya que el primer factor explica más del doble que los demás. Los hogares monoparentales conforman “otra dimensión”, por lo que se extraen de la escala.

Según la tabla de saturaciones todos los componentes obtienen saturaciones altas en el factor extraído, la más alta con el % de población sin estudios por encima de secundarios (0,94) y la más baja con el % de población inmigrante (0,8).

Resultados

El IP de la ciudad de Madrid fue 0,352.

Los indicadores que se usan para componer el IP fueron, para la ciudad (totalidad de las ssc, barrios y distritos):

- Renta pc 2017: 15.930 €
- Tasa de abstención: 24,42%
- % personas con estudios secundarios o menos: 57,05%
- Tasa de desempleo registrado: 9,26%
- Tasa de inmigrantes económicos: 21,96%

Las tablas con todos los componentes, los índices derivados y los IP'21 de la totalidad de las ssc y de los barrios de la ciudad no se pueden trasladar a este documento por la dimensión que alcanzan, pero están disponibles para quien lo solicite en la dirección: msdocumentacion@madrid.es.

En la mayoría de las tablas, las frecuencias de los indicadores aparecen sin elevar (generalmente a 100 o %) mostrándose en términos de “tanto por uno” (n afectados en el territorio/N población en el territorio).

Para los distritos se pueden observar en la **tabla 1**.

Tabla 1. IP'21 MS de los distritos de la ciudad de Madrid, indicadores que lo componen e índices derivados correspondientes (0 a 1)

Distrito	Renta pc 17 (€)	Tasa abstención	Tasa estudios secundarios o menos	Tasa desempleo	Tasa inmigrantes económicos	Índice renta	Índice abstención	Índice educativo	Índice paro	Índice inmigración	IP'21
Centro	15.930	0,2657	0,4349	0,0895	0,2661	0,5259	0,2294	0,3382	0,1875	0,4150	0,3392
Arganzuela	17.738	0,1989	0,4175	0,0638	0,1477	0,4593	0,1457	0,3175	0,1228	0,2156	0,2522
Retiro	21.598	0,1775	0,3434	0,0629	0,1168	0,3171	0,1188	0,2289	0,1206	0,1636	0,1898
Salamanca	24.683	0,1941	0,3211	0,0603	0,1838	0,2035	0,1396	0,2022	0,1140	0,2764	0,1871
Chamartín	26.267	0,1712	0,3111	0,0611	0,1372	0,1452	0,1109	0,1903	0,1160	0,1979	0,1521
Tetuán	15.180	0,2732	0,5570	0,0900	0,2891	0,5535	0,2389	0,4842	0,1887	0,4536	0,3838
Chamberí	22.897	0,1868	0,3249	0,0603	0,1539	0,2693	0,1305	0,2068	0,1140	0,2260	0,1893
Fuencarral-El Pardo	18.661	0,1905	0,4373	0,0703	0,1337	0,4253	0,1352	0,3411	0,1391	0,1920	0,2465
Moncloa-Aravaca	22.792	0,1813	0,3789	0,0639	0,1518	0,2732	0,1236	0,2713	0,1232	0,2225	0,2028
Latina	12.370	0,2619	0,6983	0,1049	0,2548	0,6570	0,2247	0,6529	0,2263	0,3959	0,4314
Carabanchel	10.988	0,3083	0,7443	0,1138	0,3161	0,7079	0,2829	0,7079	0,2486	0,4992	0,4893
Usera	9.552	0,3402	0,8144	0,1228	0,3400	0,7607	0,3230	0,7917	0,2712	0,5394	0,5372
Puente de Vallecas	9.706	0,3266	0,8278	0,1309	0,2951	0,7551	0,3059	0,8077	0,2916	0,4638	0,5248
Moratalaz	14.135	0,2350	0,6255	0,1017	0,1685	0,5920	0,1910	0,5660	0,2182	0,2506	0,3636
Ciudad Lineal	15.111	0,2536	0,5787	0,0908	0,2460	0,5560	0,2143	0,5101	0,1907	0,3811	0,3704
Hortaleza	18.620	0,2068	0,4650	0,0774	0,1487	0,4268	0,1556	0,3742	0,1571	0,2173	0,2662
Villaverde	9.875	0,3124	0,8165	0,1311	0,3241	0,7488	0,2881	0,7942	0,2921	0,5126	0,5272

Villa de Vallecas	12.114	0,2635	0,6932	0,1102	0,1974	0,6664	0,2267	0,6469	0,2395	0,2992	0,4157
Vicálvaro	11.941	0,2392	0,6988	0,1045	0,1850	0,6728	0,1962	0,6536	0,2253	0,2784	0,4052
San Blas-Canillejas	13.559	0,2654	0,6588	0,0978	0,2118	0,6132	0,2291	0,6058	0,2083	0,3235	0,3960
Barajas	17.807	0,1977	0,4897	0,0725	0,1418	0,4567	0,1441	0,4037	0,1447	0,2056	0,2710
Ciudad Madrid	15.930	0,2442	0,5706	0,0927	0,2197	0,5259	0,2025	0,5004	0,1955	0,3368	0,3522

Nota. Las tasas se dan sin elevar, de modo que, por ejemplo, 0,2661 equivale a 26,61%
Fuente: Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Con relación a las ssc, la que registró el IP'21 más alto (mayor privación) fue la 45 del distrito 18 (Villa de Vallecas, Barrio Ensanche de Vallecas, Cañada Real Galiana), con 0,894, mientras que la de menor privación fue la 175 del distrito 8 (Distrito Fuencarral-El Pardo, barrio Mirasierra, desarrollo urbanístico Montecarmelo), con 0,034.

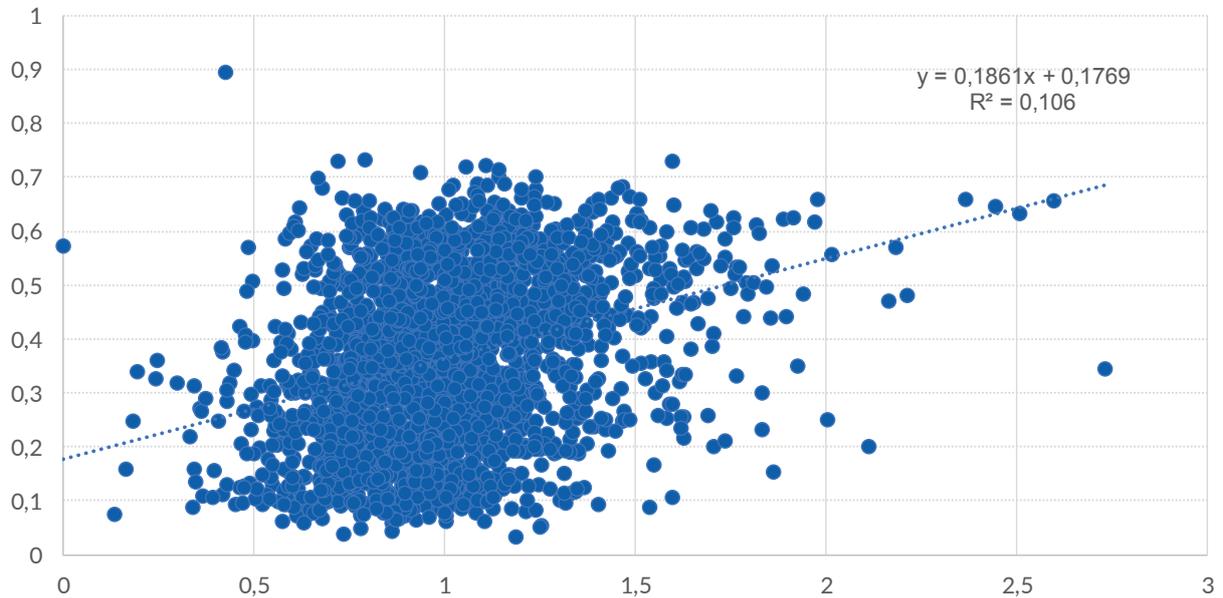
En las 2.443 ssc de la ciudad los valores de los indicadores componentes del IP oscilaron en los siguientes rangos:

- Renta pc 17: entre 3.055 € y 30.210 €. La 1ª corresponde a la ssc 45 del distrito 18 (Villa de Vallecas). La última es común a varias ssc.
- Abstención: Las ssc con mayor y menor tasa de abstención son las mismas que obtuvieron el mayor y menor IP, registrando en las últimas elecciones, la primera, una abstención de 87,96% y la segunda una de 8,28%.
- La insuficiencia educativa, la menor tasa en la ssc 123 del distrito 16 (Hortaleza) con 15,19% de población con nivel educativo secundario o menos, mientras que la mayor, con un 98,86% de la población adulta en esa situación, se dio en la ssc 45 del distrito 18 (Villa de Vallecas).
- El desempleo osciló entre el 1,5% de la ssc 130 del distrito 8 (Fuencarral-El Pardo) al 41,23% de la ssc 45 del distrito 18 (Villa de Vallecas).
- La tasa de inmigrantes económicos se mantuvo entre el 1,96% de la ssc 134 del distrito 7 (Chamberí) al 61,35% de la 66 del distrito 12 (Usera).
- Las distribuciones de esos indicadores mostraron unas DT respectivas de 5.964 €; 8,84%; 21,75%; 3,70% y 12,04%. La DT del IP fue 0,16.

La correlación de los IP'21 MS en las ssc con la mortalidad de hombres y mujeres en esos territorios (Razón de mortalidad estandarizada -RME- por edades según el método indirecto, mortalidad de referencia la del conjunto de la ciudad), tanto para hombres como para mujeres se puede observar en las **gráficas de dispersión 1 y 2**. Como se aprecia en los valores de la ecuación lineal obtenida que figura en cada gráfica el IP explica un 10,6% de la RME de los hombres (varianza) ($p < 0,05$) pero apenas el 0,2% de las mujeres (no significativo).

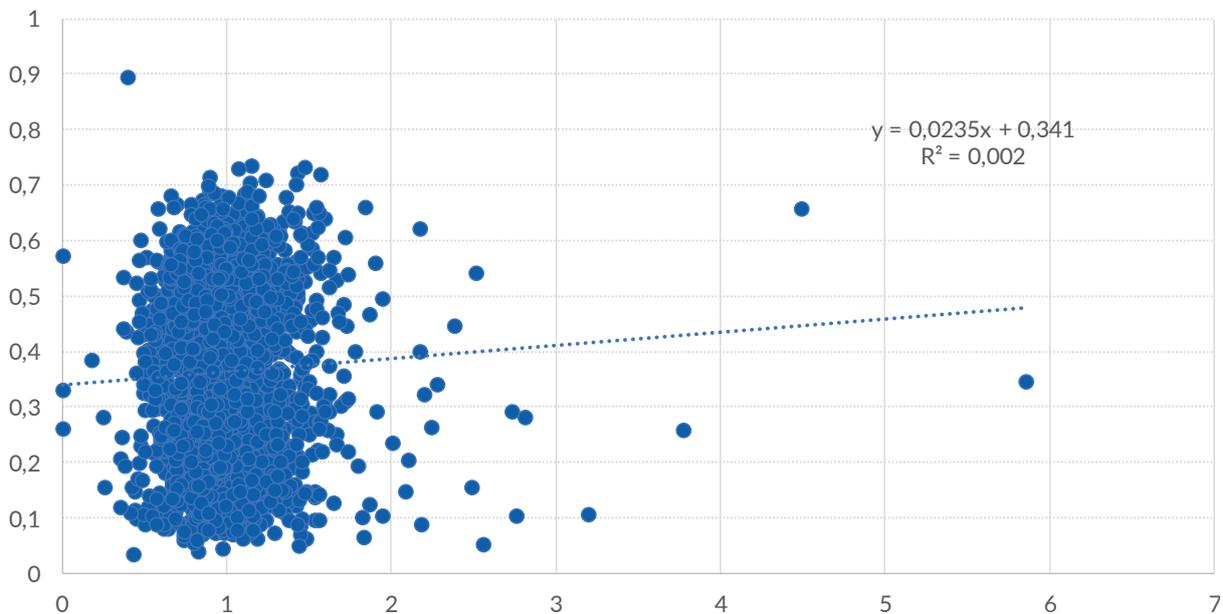


Gráfica 1. Diagrama de dispersión entre el IP'21 MS y la razón de mortalidad estandarizada (RME) por edades (2010-2014) de los hombres, en las sscd de la ciudad de Madrid



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 2. Diagrama de dispersión entre el IP'21 MS y la razón de mortalidad estandarizada (RME) por edades (2010-2014) de las mujeres, en las sscd de la ciudad de Madrid



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia



Se da la circunstancia de que de los 5 componentes del IP en las sscs los que mejor correlación hallaron con la mortalidad fueron la abstención y el desempleo que obtuvieron ambos 0,364 (siempre con $p < 0,05$). Sobre la relación entre el indicador de desempleo y los IP en sscs de la ciudad de Madrid puede consultarse el trabajo “Aportación de un indicador de desempleo a la capacidad explicativa de la mortalidad por parte de los índices de privación en área pequeña en la ciudad de Madrid”.

Análisis por quintiles de privación:

Cuando clasificamos y separamos las sscs de la ciudad, tras ponerlas en orden de mayor a menor privación y agrupar en cada clase el 20% de ellas (quintiles de IP), observamos los indicadores de cada quintil que ofrece la **tabla 2**.

Tabla 2. IP'21 MS e indicadores que lo componen según quintiles de IP en sscs (Q1 menor privación/Q5 mayor privación)

Quintil (n=489)	Renta pc (€)	Tasa Abstención (%)	Tasa Insuficiencia educativa (%)	Tasa Paro (%)	Tasa Inmigrantes económicos (%)	IP
Q1	24.565,26	15,30	27,65	5,18	10,79	0,137
Q2	17.849,85	19,15	43,05	7,10	13,70	0,252
Q3	14.261,21	23,43	58,43	8,97	20,23	0,357
Q4	11.138,92	29,90	73,42	11,29	27,81	0,470
Q5	8.792,94	37,93	84,22	13,84	38,70	0,583

Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

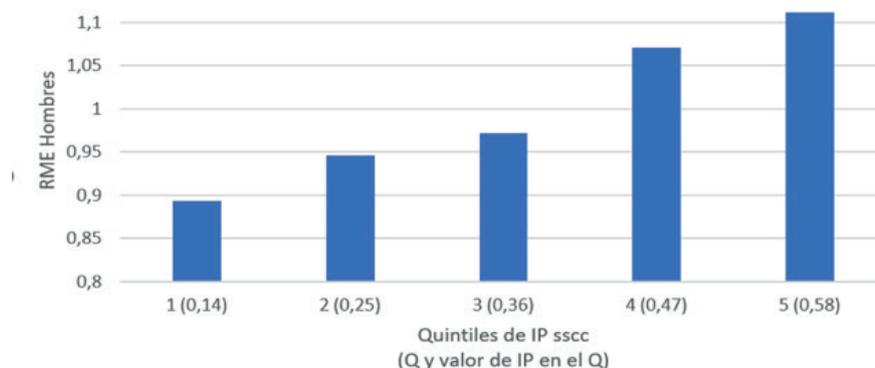
La mayor brecha entre quintiles la hallamos en:

- 1º- La inmigración (3,58 veces mayor en el Q5 que en el Q1),
- 2º- Indicador educativo (3,05 veces),
- 3º- La renta (2,79 veces más el de menos privación que el de más privación),
- 4º- El paro (2,67 veces) y
- 5º- La abstención (2,47).

El IP muestra una brecha entre los quintiles extremos de 4,25 veces.

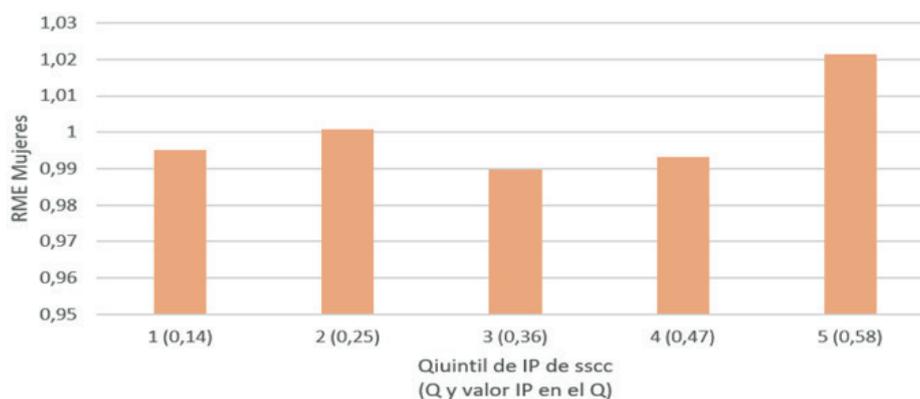
En las **gráficas 3 y 4** se observa el valor de la RME de hombres y mujeres en cada quintil de privación.

Gráfica 3. RME de hombres 2010-2014 según quintiles de privación (IP'21 MS) ordenados de menor a mayor privación en las ssc de la ciudad de Madrid (RME=1, la de la ciudad)



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 4. RME de mujeres 2010-2014 según quintiles de privación (IP'21 MS) ordenados de menor a mayor privación en las ssc de la ciudad de Madrid (RME=1, la de la ciudad)

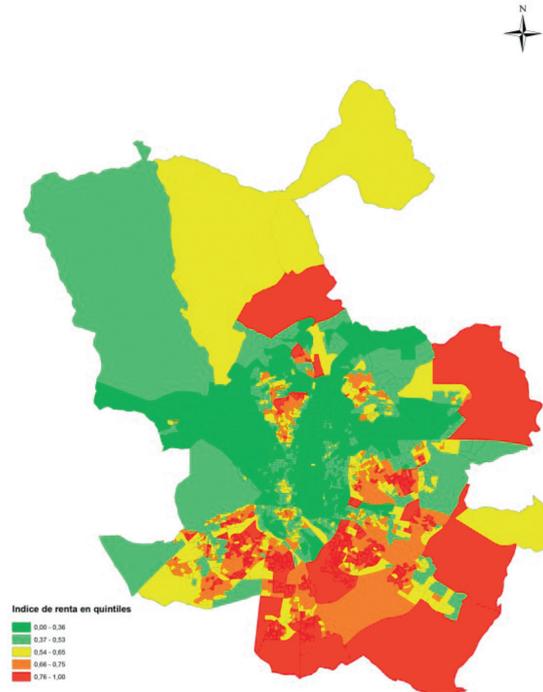


Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

La correlación entre el IP'21 MS y el IP publicado en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014 (es posible calcularlo en las 2.245 ssc de la ciudad de Madrid que existían en ambos periodos, 2011-2014 y 2017-2021 y registraban todas las variables que componen ambos índices), es de 0,949 (Rho de Spearman), con una p bilateral por debajo de 0,01, evidenciando que recogen la misma situación relativa de privación en las ssc de la ciudad por lo que, aunque con algún componente diferente, ambos índices son comparables y es posible usarlos con el mismo fin de investigación.

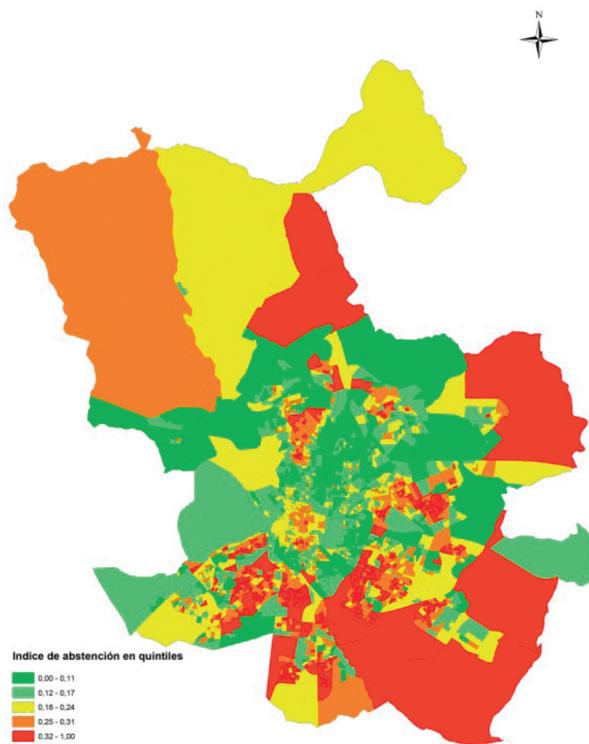
A continuación, podemos ver en los **mapas de 1 a 5** cómo se distribuyen en las ssc de la ciudad cada uno de los indicadores componentes del IP'21 MS, tras convertirlos en los índices normalizados correspondientes, tomando en cuenta que al estar formulados en términos de precariedad se puntúan más las situaciones más adversas, por lo que en la escala que presentan de 0 a 1, 0 será el valor más favorable para la población y el 1 el más desfavorable). En el **mapa 6** se observa cómo se distribuye el propio IP. Todas las distribuciones se representan por quintiles de cada índice.

Mapa 1. Índice de (baja) Renta pc por sscd de la ciudad de Madrid, según quintiles de (baja) renta, 2017



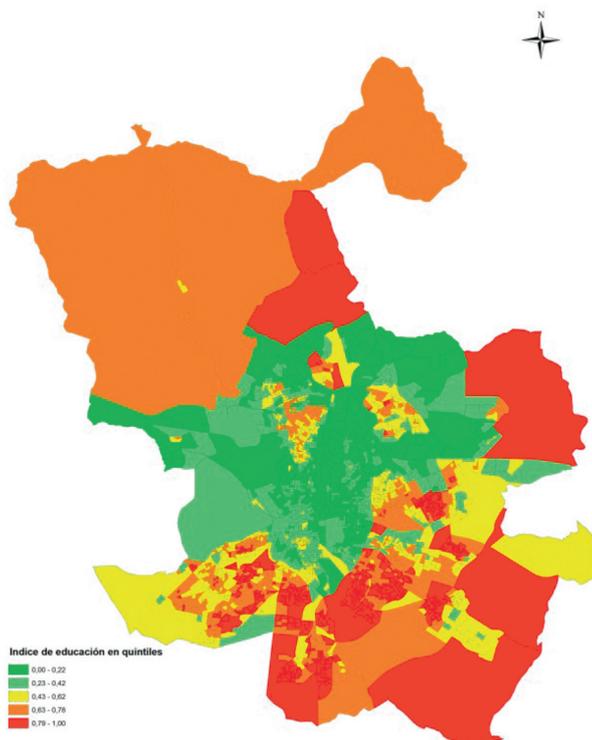
Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Mapa 2. Índice de abstención electoral por sscd de la ciudad de Madrid, según quintiles de abstención, 2021



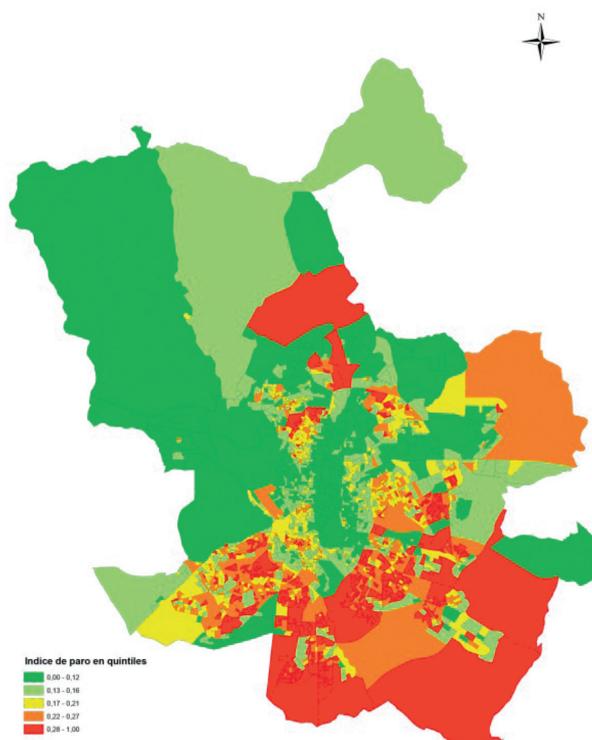
Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Mapa 3. Índice de Insuficiencia Educativa por ssc de la ciudad de Madrid, según quintiles de insuficiencia educativa, 2021



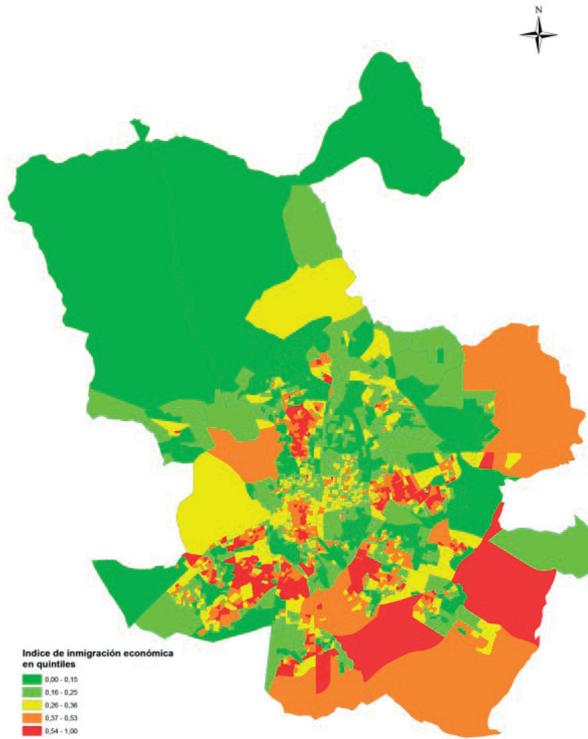
Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Mapa 4. Índice de Desempleo por ssc de la ciudad de Madrid, según quintiles de desempleo, 2021



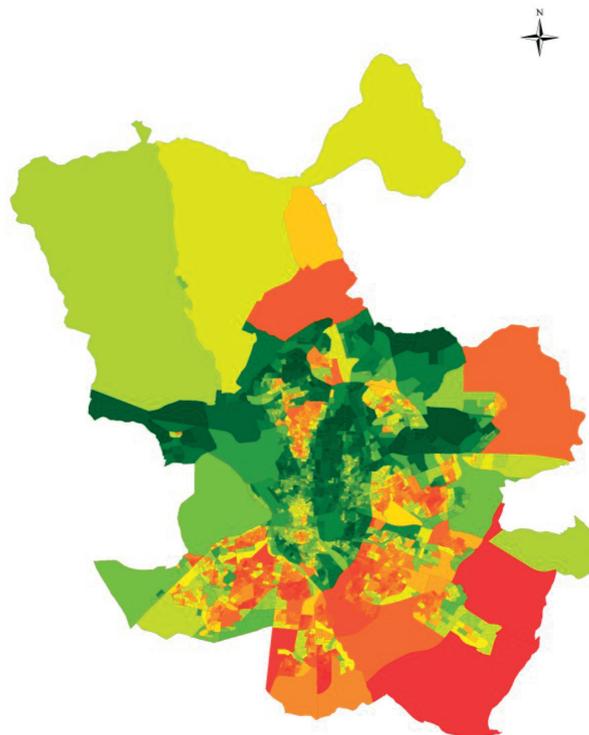
Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Mapa 5. Índice de Inmigración por ssc de la ciudad de Madrid, según quintiles de inmigración, 2021



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Mapa 6. IP'21 MS (nb 32) por ssc de la ciudad de Madrid



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

En relación con la distribución del IP'21 MS por barrios, en la **tabla 3** podemos apreciar sus valores de dispersión, así como los de sus componentes.

Tabla 3. Distribución de los valores de dispersión del IP'21 MS y sus indicadores componentes en los barrios de la ciudad de Madrid (tasas sin elevar)

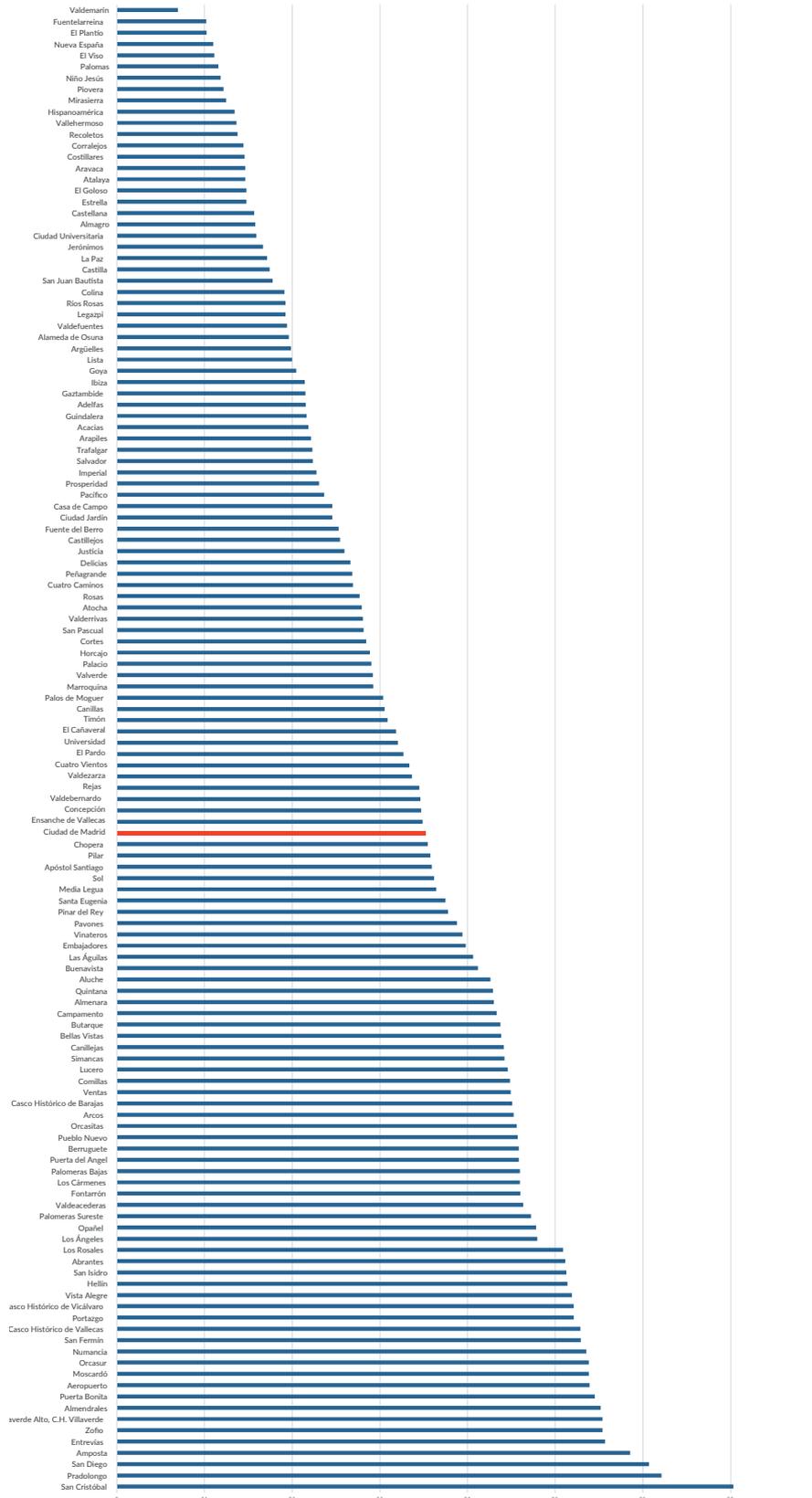
	N	Mínimo	Máximo	Desviación típica
Renta (€)	131	6.624	30.210	5.857,616
Tasa Abstención	131	0,122	0,460	0,0708
Tasa Insuf. Educativa	131	0,210	0,912	0,2030
Tasa Paro	131	0,0341	0,169	0,0299
Tasa inmigración	131	0,068	0,539	0,0963
IP'21	131	0,068	0,703	0,1463

Fuente: *Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia*

Nota. *Las tasas se dan sin elevar, de modo que, por ejemplo, 0,912 equivale a 91,2%*

En la **gráfica 4** se observan ordenados, los barrios de la ciudad de Madrid según valor del IP'21 MS, apreciándose que el barrio con mayor IP es San Cristóbal (0,70) y con menor IP Valdemarín (0,069).

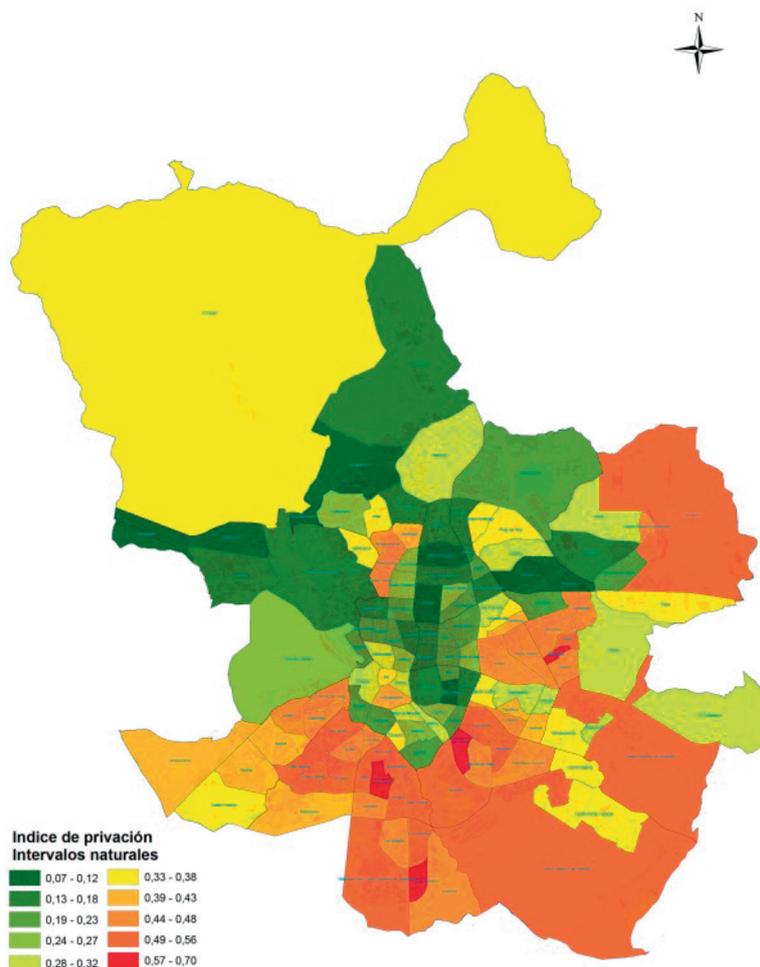
Gráfica 4. IP'21 de los barrios de la ciudad de Madrid ordenados de menor a mayor privación



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

En el **mapa 7** se puede ver la distribución del IP'21 MS en los barrios de la ciudad agrupados en intervalos naturales (*Jenks natural break* o nb).

Mapa 7. IP'21 MS por barrios de la ciudad de Madrid



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

En lo referente a la distribución del IP'21 MS por distritos de la ciudad, en la **tabla 4** se pueden observar algunos datos de dispersión.

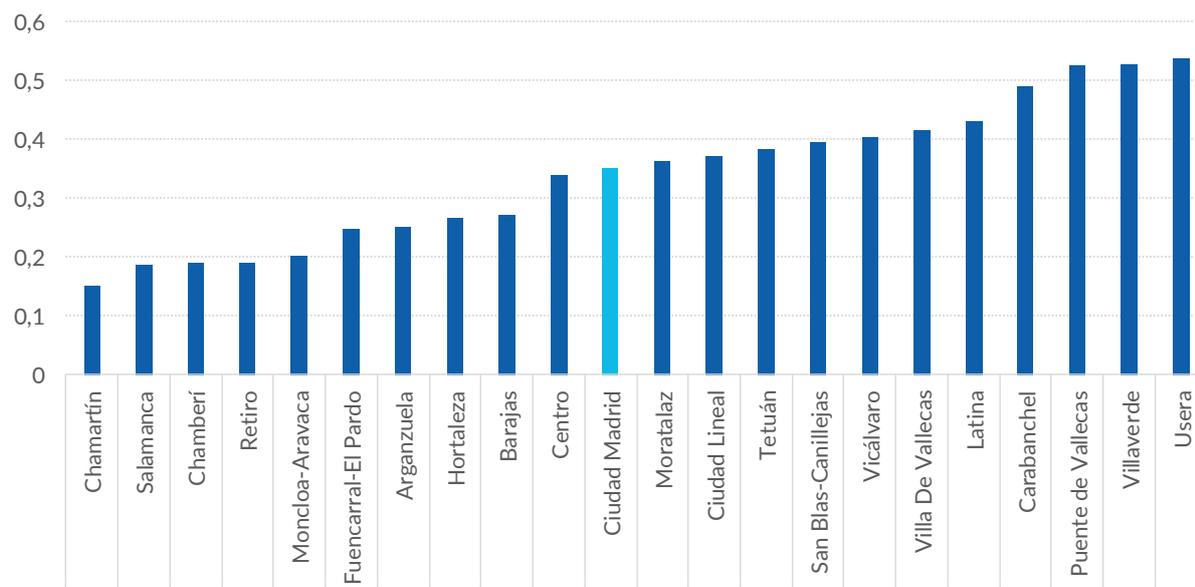
Tabla 4. Distribución de los valores de dispersión del IP'21 MS y sus indicadores componentes en los distritos de la ciudad de Madrid

	N	Mínimo	Máximo	Desviación típica
Renta (€)	21	9.552	26.267	4.996,246
Tasa Abstención	21	0,171	0,340	0,051245
Tasa Insuf. Educativa	21	0,311	0,828	0,172547
Tasa Paro	21	0,060	0,131	0,023495
Tasa inmigración	21	0,177	0,340	0,070055
IP'21	21	0,152	0,537	0,120483

Nota. las tasas sin elevar, de modo que por ejemplo, 0,34 equivale a un 34%
 Fuente. Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia.

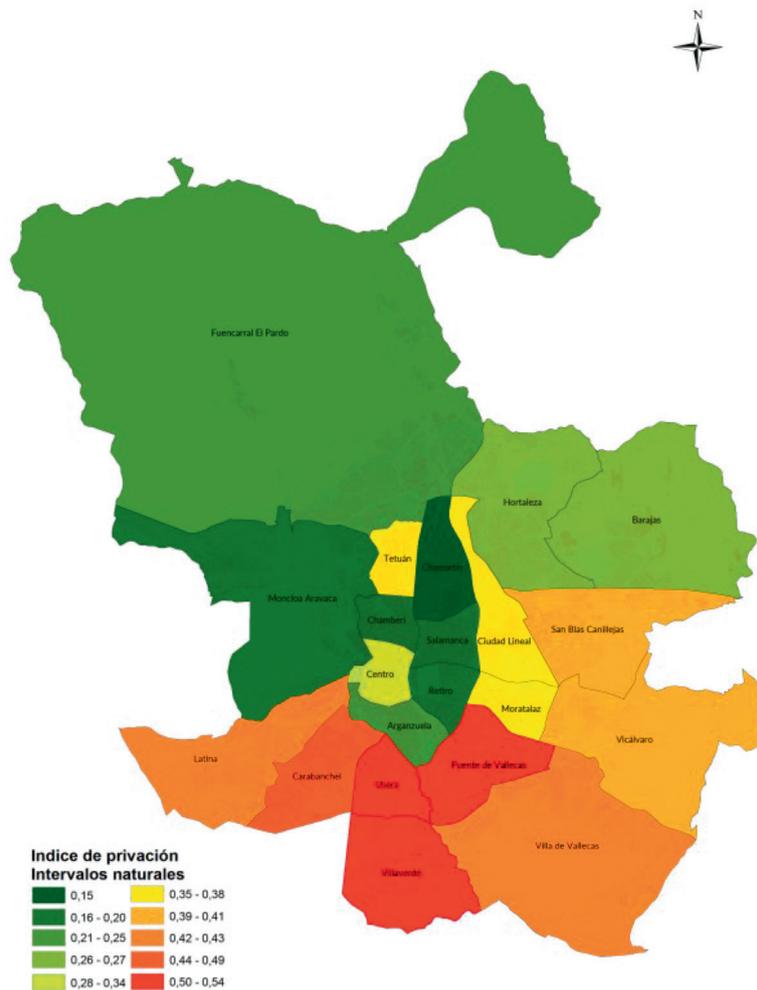
En la **gráfica 5** se observa la distribución en los distritos de la ciudad del IP'21 MS ordenados según privación. En el **mapa 8** se aprecia la distribución territorial en nb.

Gráfica 5. IP'21 de los distritos de la ciudad de Madrid ordenados de menor a mayor privación



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Mapa 8. IP'21 MS por distritos de la ciudad de Madrid



Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Finalmente, y tras comprobar que se daban las hipótesis básicas del modelo que lo hacen posible (linealidad, normalidad e independencia de los errores, homocedasticidad e independencia lineal de las variables explicativas) se procede a obtener sendos modelos de regresión lineal múltiple entre los componentes del IP'21 MS y las RME de hombres y de mujeres. Los resultados se pueden ver en las **tablas 5 y 6**.

Tabla 5. Modelo de regresión lineal múltiple entre los índices de los componentes del IP'21 MS y la RME Hombres en las sssc de la ciudad de Madrid

RME Hombres Variables independientes	Beta tipificada	t	p
Constante	0,792		
I. Renta	-0,006	-0,69	ns
I. Abstención	0,354	7,23	<0,05
I. Educación insuficiente	-0,85	-1,59	ns
I. Desempleo	0,206	5,11	<0,05
I. Inmigración	-0,105	3,08	<0,05
Modelo de RLM (RME hombres)			
F = 86,374 (p<0,05) (ANOVA)			
R² corregida = 0,153			

Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 6. Modelo de regresión lineal múltiple entre los índices de los componentes del IP'21 MS y la RME mujeres en las sssc de la ciudad de Madrid

RME Mujeres Variables independientes	Beta tipificada	t	p
Constante	0,983		
I. Renta	-0,135	-2,49	<0,05
I. Abstención	0,143	2,70	<0,05
I. Educación insuficiente	0,019	0,33	ns
I. Desempleo	0,093	2,13	<0,05
I. Inmigración	-0,067	-1,80	ns
Modelo de RLM (RME mujeres)			
F = 6,96 (p<0,05) (ANOVA)			
R² corregida = 0,012			

Fuente: Instituto Madrileño de Estadística. Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Con la RME de toda la población como variable dependiente del modelo de regresión lineal múltiple, solo queda fuera el indicador educativo, alcanzando el valor de Beta mayor de nuevo la abstención, resultando el modelo significativo y explicando un 8,8% de la mortalidad general y global.

Discusión

Los índices de privación son herramientas de gran utilidad para analizar las desigualdades sociales en la salud (DSS) de la población. Cuando se calculan para áreas pequeñas su capacidad explicativa de la realidad de la salud se incrementa notablemente. En la actualidad es difícil obtener información reciente sobre la situación socioeconómica y sobre la salud de la población desagregada en estas pequeñas áreas. Desde Madrid Salud y utilizando otras fuentes de información diferentes al Censo de población proponemos un índice de privación en las secciones censales a partir, básicamente, de datos actualizables procedentes del Padrón municipal de habitantes.



En el IP'21 que se presenta se encuentra que el componente educativo es el que mejor se correlaciona con el índice final, mientras que el migratorio es el que lo hace peor. Tras los análisis estadísticos efectuados consideramos que este IP refleja bien la realidad de *privación* de la población, tanto desagregada en zonas administrativamente pequeñas de la ciudad, como las secciones censales, cómo en áreas más grandes, como los barrios o, incluso, los distritos. El análisis factorial nos ayuda a entender que los 5 componentes de este IP en realidad explican una sola dimensión, que es la que llamamos *privación*. Es muy interesante destacar que a pesar de que este IP se construye a partir de indicadores diferentes a los que se usó para construir el IP que se publicó en el año 2014, la correlación entre uno y otro es altísima, por lo que se puede deducir que ambos tenían una alta capacidad explicativa del fenómeno estudiado y de la posición relativa de unos territorios respecto a otros y que son igualmente útiles para ese propósito.

Los 5 indicadores que componen este IP muestran, en las secciones censales de la ciudad de Madrid, distribuciones con alta dispersión, lo que demuestra, por un lado, las grandes diferencias en condiciones de vida (determinantes sociales de la salud) que se dan entre unas zonas y otras y, por lo tanto, entre una población y otra según el lugar de residencia y, por otro lado, la necesidad de contar con medidas que nos informen de cómo se aleja una parte de la población de las medias con las que normalmente observamos o medimos estos fenómenos. Curiosamente, los indicadores de salud, o de falta de salud, que es lo mismo tal y como se hace en este trabajo, parecen mostrar menos desigualdad en la población que los determinantes sociales agregados que, en parte, la definen, posiblemente por el efecto amortiguador de esas desigualdades que tiene un sistema sanitario público y universal, que equipara a todos ante la necesidad de una atención de salud de calidad.

El IP presentado tiene una alta capacidad predictiva de la mortalidad en las secciones censales, sobre todo de los hombres, abundando convenientemente en la idea de usar estas herramientas en el análisis de las desigualdades sociales en la salud.

El repaso de los mapas que aquí se ofrecen, arroja imágenes ciertamente distintas, aunque con una base común, según la distribución territorial que en ellos se represente, la más pequeña, como la ssc, o la más grande, como los barrios o los distritos. Destaca de un vistazo una idea que no por conocida sigue siendo menos interesante: todos los mapas se parecen mucho entre sí, de la misma manera que se parecen a los mapas donde se refleja la mortalidad, de lo que se puede extraer la idea de la importancia del factor socioeconómico en la salud de la población. Como ya era conocido, en el mapa de IP por secciones censales observamos que hay un acúmulo de problemas en el Sur de la ciudad, en el Sureste y también en el Suroeste, además de en algunas zonas del Norte, que corresponden a secciones censales de Tetuán y de Fuencarral-El Pardo. En la medida en que vamos observando mapas donde se representan divisiones territoriales de mayor amplitud, la información que se recoge, como es lógico, ofrece menos matices. Pero todas ellas parecen entroncar en una misma idea y es que la mayor parte de los problemas socioeconómicos y también de la salud de la población madrileña se concentran en una zona que quedaría delimitada por la entrada de la carretera N-V en la ciudad hasta alcanzar la M-30, continuaría por esta en dirección Este y saldría de la ciudad por la carretera N-II: la zona territorial que queda fuera de esta delimitación es donde se concentran las peores situaciones de *privación* y también las peores situaciones de salud de la población.

Por último, los modelos de regresión lineal múltiple explican el 15% de la mortalidad de los hombres y mucho menos la de las mujeres, debiendo considerar algo que ya veníamos observando desde hace algún tiempo: el índice que más aporta a esta predicción de la mortalidad es la tasa de abstención que se da en las secciones censales y, después el desempleo, aunque este último, sobre todo, de la mortalidad de los hombres.

Conclusiones

- Se propone el IP'21 MS en las ssc de Madrid, en sus barrios y en sus distritos, con la metodología y resultados descritos, que pueden ser de utilidad para el análisis de indicadores de salud de la ciudad, dado el buen resultado obtenido con los distintos indicadores de mortalidad, en especial y como es habitual, con el de los hombres.
- En este sentido creemos que es una óptima actualización del anterior IP (2014), de amplio uso y buenos resultados, mostrando ambos las mismas situaciones relativas de *privación* entre las distintas ssc de la ciudad, a pesar de componerse ambos a partir de indicadores de naturaleza diferente.



- En análisis de regresión lineal múltiple tanto con la mortalidad de hombres como con la de mujeres en las sssc observamos que el factor que más fuerza de asociación mantiene con la variable dependiente es la abstención, quedando el educativo fuera de los modelos, que son capaces de explicar un 15% y un 1,2% de la mortalidad, respectivamente.
- En el mapa del IP'21 MS por sssc de la ciudad se observa con claridad a ese nivel de máxima desagregación territorial la brecha que diagonalmente en sentido Sur-Oeste a Nor-Este separa dos realidades de privación material en la ciudad.

Referencias bibliográficas

1. Duque I, Domínguez-Berjón MF, Cebrecos A, Prieto-Salceda MD, Esnaola S, Calvo Sánchez M et al. Índice de privación en España por sección censal en 2011. Gac Sanit [Internet]. 2021 Abr; 35(2): 113-122. Disponible en: http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0213-91112021000200113&lng=es. Epub 29-Nov-2021. <https://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2019.10.008>.
2. Díaz-Olalla JM, Antona-Rodríguez A y García-Howlett M. Informe Monográfico: Propuesta de un Índice de Privación en Área Pequeña en la Ciudad de Madrid para el análisis de las desigualdades territoriales en salud. En Díaz-Olalla JM y Benítez-Robredo T (eds.). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid: Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2015. p. 224-242.
3. Gandarillas A, Domínguez MF, Duque I, Cebrecos A, Aránguez E, Ordóñez JM, Cervigón P, Elosegí U. Tercer atlas de mortalidad y desigualdades socioeconómicas en la Comunidad de Madrid, 2008-2015. Consejería de Sanidad, Madrid, 2021.
4. Madrid Salud; Centro Nacional Epidemiología, ISCIII; Ciberesp y Centro Nacional de Sanidad Ambiental (ISCIII). Estudio de evaluación de la incidencia en la salud de las emisiones procedentes del Parque Tecnológico de Valdemingómez. Madrid, julio 2018. Disponible en: <https://aeversu.org/wp-content/uploads/2019/09/Estudio-2019-Madrid-Salud-Incidencia-en-la-salud.pdf>
5. United Nations Development Programme (PNUD). Informe sobre Desarrollo Humano 2020. La próxima frontera: desarrollo humano y el Antropoceno. Nota informativa para los países acerca del Informe sobre Desarrollo Humano 2020. Disponible en: <https://hdr.undp.org/sites/default/files/Country-Profiles/es/SPA.pdf>

2.1.2.3 Clase social ocupacional

Introducción

El análisis de la clase social aporta una información clave como determinante de muchos aspectos de la salud y bienestar de las personas. Las condiciones materiales y oportunidades que rodean al sujeto, entre otros aspectos sociales como son el sexo o el estatus migratorio (que a su vez también interseccionan con la clase), pueden configurarse como el germen de muchas de las desigualdades observadas en su salud: posibilidad de acceso a servicios sanitarios, enfermedades, trastornos psicológicos, conductas y factores de riesgo (alimentación, actividad física, estado ponderal...), etc.¹. Es por ello que estudios epidemiológicos como el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid utilizan este factor como elemento indispensable en sus análisis. En este trabajo se utilizará la clasificación de clase social neweberiana (CSO-SEE12), de manera que resulta ser un indicador indirecto de posición social basado en la ocupación².

Tener en cuenta la clase social como uno de los ejes de desigualdad social que influyen en la salud de la población se torna aún más importante en el escenario en el que nos encontramos tras la irrupción de la pandemia de COVID-19 y la crisis social, económica y, por supuesto, de salud, que a raíz de ella se ha desarrollado. El posible empeoramiento de las condiciones materiales y socioeconómicas surgidas a raíz de ella ha podido agravar estas desigualdades³.

En el presente texto se analizará tanto la clase social del/la sustentadora principal de la familia a la que se ads-

cribe la persona entrevistada (clase social familiar) —que será la clasificación usada preferentemente en los análisis de este estudio— como la propia clase social de la misma persona a la que se entrevista (clase social individual o de la persona entrevistada) interesante también para otros análisis ya que, en ocasiones, la clase perteneciente al sustentador o sustentadora principal puede no coincidir con la de la persona entrevistada y no tiene por qué traducirse en unos ingresos compartidos ni en unas condiciones de vida similares. Si bien, estas clasificaciones han sido analizadas y cuestionadas desde teorías feministas, pues en familias heterosexuales, en los casos en los que el sustentador principal es el hombre, se podría estar enmascarando la situación real de la mujer (gender blind)⁴.

Por tanto, los objetivos de este análisis fueron conocer cómo se distribuye la clase social ocupacional de las personas de 15 o más años residentes en la ciudad de Madrid y en sus distritos como determinante social de la salud y según factores socioeconómicos y demográficos como son el sexo, la edad y el nivel de estudios; el segundo objetivo será observar posibles cambios que se hayan dado en tal distribución con respecto a la anterior encuesta, teniendo en cuenta la irrupción del COVID-19.

Método

Fuentes de datos

La información sobre la clase social se extrae de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid⁵ a través de una serie de preguntas que permiten asignar a la persona la clase social ocupacional del hogar donde reside, también denominada clase social familiar o CSF (esto es, la clase que corresponde al sustentador o sustentadora principal del hogar, que no necesariamente tiene por qué coincidir con la persona que se entrevista); así como la clase social ocupacional de la propia persona que se entrevista (clase social de la persona entrevistada o CSE).

Siguiendo las recomendaciones de la Sociedad Española de Epidemiología (SEE)², la clase social ocupacional se clasifica por medio de 7 categorías (clasificación exhaustiva), que serían:

- Directores/as y gerentes de establecimientos de 10 o más asalariados/as y profesionales tradicionalmente asociados/as a licenciaturas universitarias.
- Directores/as y gerentes de establecimientos de menos de 10 asalariados/as, profesionales tradicionalmente asociados/as a diplomaturas universitarias y otros/as profesionales de apoyo técnico.
- Ocupaciones intermedias: asalariados/as de tipo administrativo y profesionales de apoyo a la gestión administrativa y de otros servicios.
- Trabajadores/as por cuenta propia.
- Supervisores/as y trabajadores/as en ocupaciones técnicas cualificadas.
- Trabajadores/as cualificados/as del sector primario y otros/as trabajadores/as semicualificados/as.
- Trabajadores/as no cualificados/as.

Siguiendo con el trabajo de Domingo-Salvany y su equipo², estas 7 categorías se pueden agrupar en 3:

- Clase I (directores/as y gerentes y profesionales universitarios/as): conformada por las clases I y II de la clasificación anterior.
- Clase II (ocupaciones intermedias y trabajadores/as por cuenta propia): proveniente de las clases III y IV.
- Clase III (trabajadores/as manuales): derivada de la agrupación de las clases V, VI y VII.

Para simplificar, se propone denominar a la clase I como “favorecida”, a la clase II como “media” y a la III como “desfavorecida”.

A la hora de tomarla como variable independiente en nuestros análisis, utilizamos de manera general la clase social familiar (la clase social asignada a la persona entrevistada según el sustentador principal del hogar).

También cabe señalar que al analizar los datos sobre la clase social de la persona entrevistada observamos que un 22,06% (de los cuales el 7,29% son hombres y un 14,77% mujeres) afirma no haber tenido un trabajo asalariado nunca. Se trata de un alto porcentaje de personas con características muy específicas que, al no haber dispuesto de ocupación hasta la fecha de la encuesta, quedarían fuera de la clasificación recomendada por la SEE y, por tanto, de los análisis, perdiendo información relevante, aunque la mayor parte de estas personas sí que tendrían una clase social familiar asignada según el sustentador principal del hogar donde se encuentre. Además, la clase social ocupacional en ciertas ocasiones puede arrojar una categoría imprecisa en relación con la situación actual de empleo de la persona ya que para clasificarla se toma en cuenta su último empleo, independientemente de si en la actualidad está desempleada, lo cual podría enmascarar su nivel adquisitivo real.

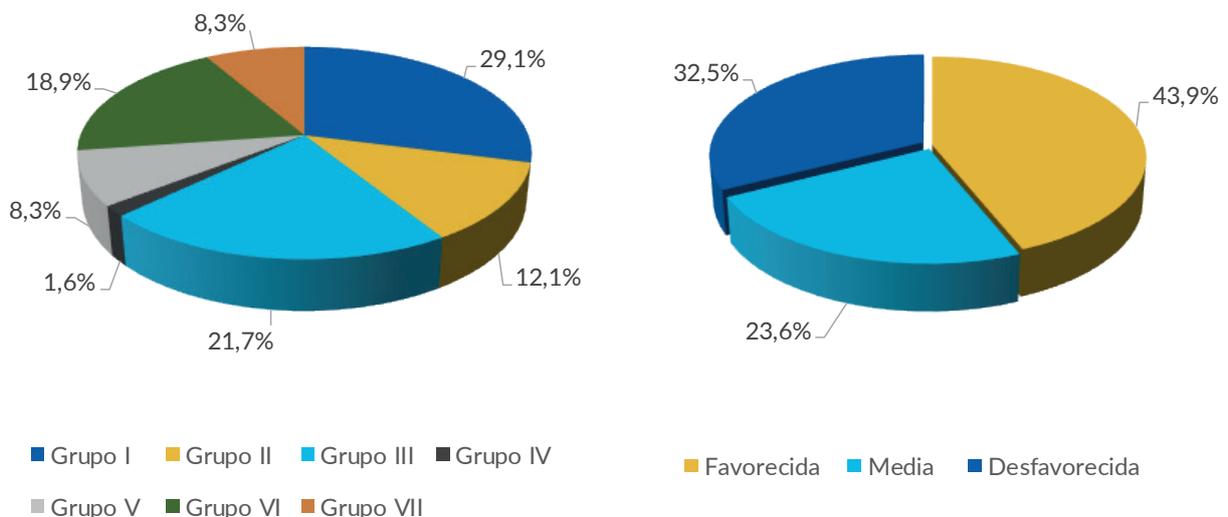
Técnicas de análisis

Se ha realizado un análisis descriptivo por medio del programa SPSS de los datos extraídos de la encuesta de salud sobre la clase social ocupacional, tanto del hogar como de la propia persona encuestada. Se ha llevado a cabo por medio de la herramienta tablas personalizadas, con la muestra ponderada para poder elevar los resultados a la población general. De este modo se han calculado las prevalencias de la CSF y de la CSE con sus respectivos intervalos de confianza, tanto en la ciudad de Madrid en general, como por sexo, edad, nivel de estudios y grupo de distrito en el caso de la primera, y por sexo, nivel de estudios, tramos de edad y clase social ocupacional del hogar en el caso de la segunda. También se ha elaborado un evolutivo para observar las posibles diferencias y fluctuaciones entre clases sociales que hayan podido acaecer entre 2014, 2017 y 2021. Por último, se ha calculado la razón de hogares de clase social favorecida sobre la clase social desfavorecida según el grupo de desarrollo del distrito.

Resultados

La **gráfica 1** muestra los resultados obtenidos a partir de los datos de la encuesta en cuanto a la distribución de la muestra por la clase social del hogar, tanto en 7 como en 3 categorías. Como podemos observar, el 43,9% de esta pertenece a un hogar de clase social ocupacional favorecida [IC95% = 42,8-44,9], el 23,6% [IC95% = 22,7-24,5] a un hogar de clase media y el 32,5% [IC95% = 31,5-33,5] a un hogar de clase social desfavorecida.

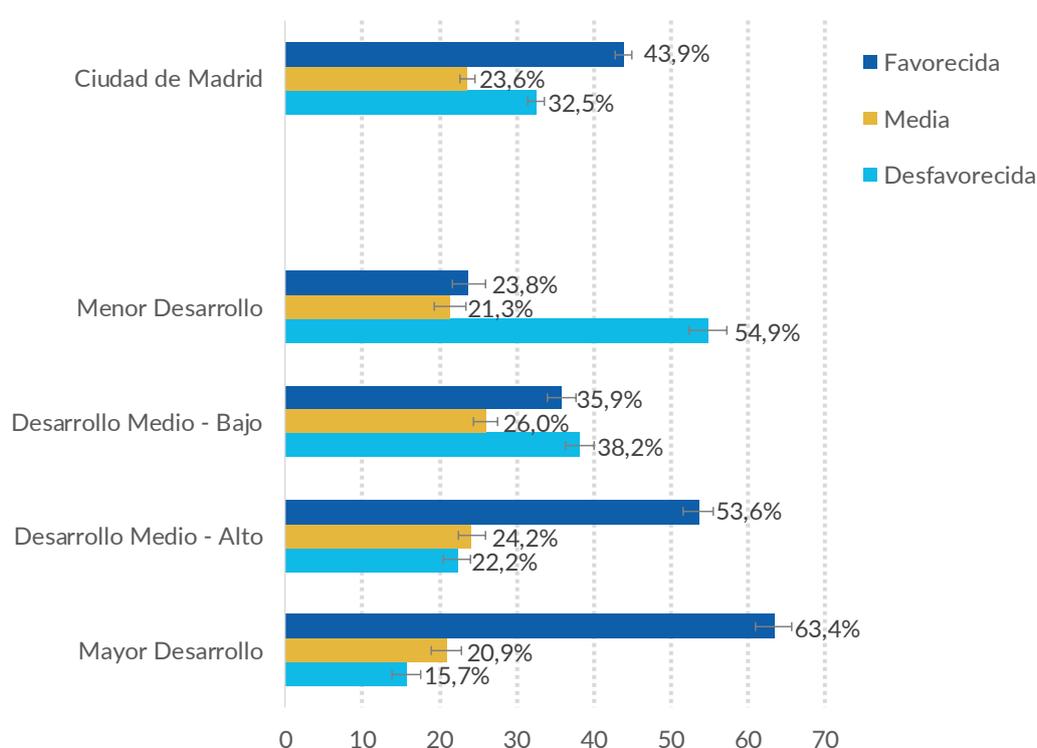
Gráfica 1. Distribución de la muestra según la clase social del hogar en 7 categorías y en 3 categorías



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

En cuanto a los datos sobre cómo se distribuye la clase social de los hogares en el conjunto de la ciudad de Madrid, encontramos que la clase social favorecida es la más frecuente existiendo diferencias significativas entre todas ellas. Es seguida por la clase social desfavorecida con una diferencia de 11,3 puntos porcentuales (pp) y, por su parte, la clase social menos frecuente de los hogares de la ciudad sería la clase media, con una diferencia de 20pp con respecto a la favorecida. Si observamos lo que ocurre a nivel distrital, en la **gráfica 2** vemos que las grandes fluctuaciones se producen entre las clases sociales extremas (favorecida y desfavorecida), aumentando de manera directa la frecuencia de los hogares de clase social favorecida a medida que mejora el desarrollo del distrito y experimentando una gradación inversa en el caso de los hogares de clase social desfavorecida (a mayor nivel de desarrollo de los distritos, menos presencia de hogares de clases sociales desfavorecidas en ellos). Si bien, los hogares de clase media se distribuyen de una manera más o menos homogénea a lo largo de los grupos de distrito de la ciudad.

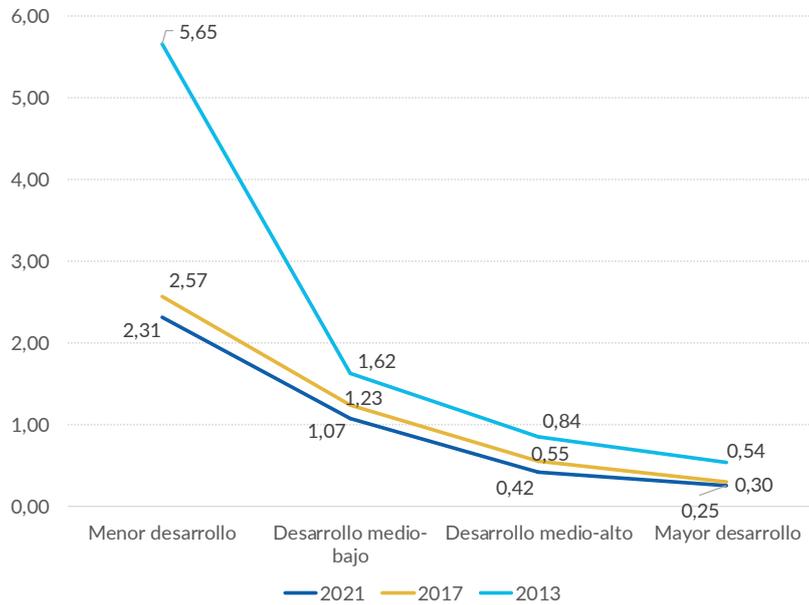
Gráfica 2. Distribución de frecuencias de la clase social del hogar en cada grupo de desarrollo de los distritos (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Si analizamos cómo se distribuyen las clases sociales extremas en función de la brecha existente entre ellas según los clústeres de distritos, encontramos que los hogares de clase social desfavorecida en 2021 son 2,3 veces más frecuentes que los de clase favorecida en los distritos de menor desarrollo, mientras que, en los distritos con un mayor nivel de desarrollo, los hogares de clase social desfavorecida son cuatro veces menos frecuentes que los de clase favorecida (razón de 0,25). Como podemos ver en la **gráfica 3**, los datos parecen informarnos de que el mayor equilibrio entre las frecuencias de estas clases (es decir, donde existen menos diferencias) se da en los distritos de desarrollo medio-bajo. Por último, para el conjunto de la ciudad, se observa que la razón es de 0,7 hogares de clase social desfavorecida por cada hogar de clase favorecida (razón de 0,74).

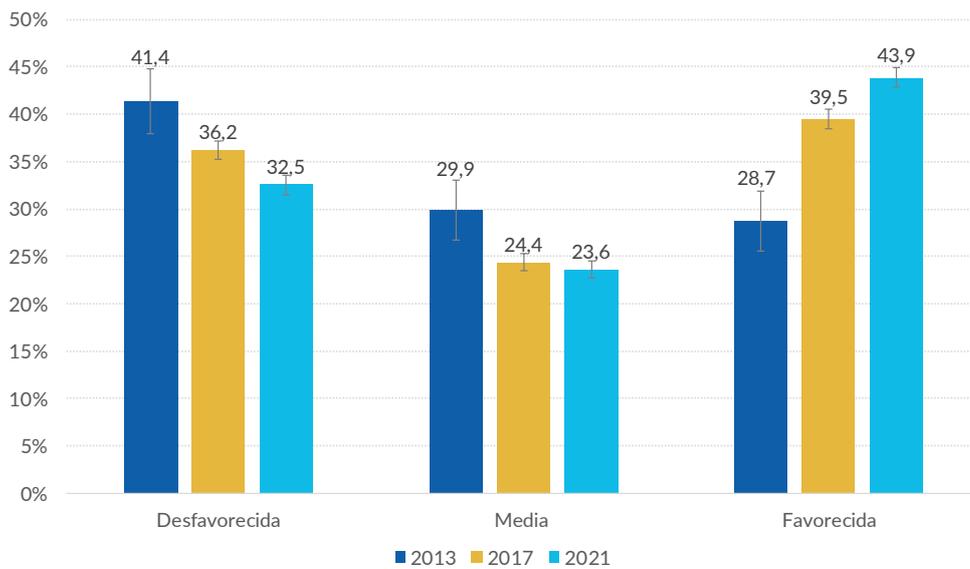
Gráfica 3. Razón de hogares de clase social desfavorecida vs clase social favorecida según grupo de desarrollo de los distritos. 2013-2021⁷



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

La **gráfica 4** muestra cómo ha cambiado la distribución de las clases sociales de los hogares en la ciudad de Madrid a partir de los datos aportados por nuestra encuesta en 2013, 2017 y en 2021. Vemos que ha ido aumentando la clase favorecida, mientras que la desfavorecida ha disminuido su frecuencia (siendo estas diferencias estadísticamente significativas). Por su parte, la clase media se ha mantenido prácticamente invariable entre 2017 y 2021.

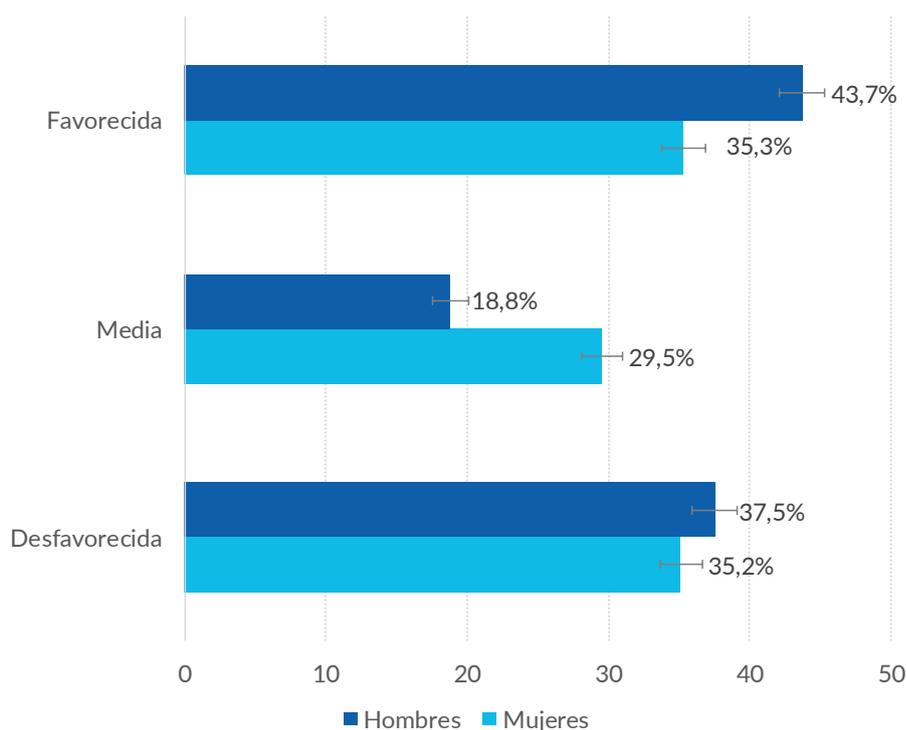
Gráfica 4. Evolutivo de la distribución de frecuencias de los hogares por clase social (2013-2021)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Por otro lado, con relación a la clase social ocupacional de la persona entrevistada, vemos en la **gráfica 5** su distribución según sexos. Así, mientras que hay una frecuencia prácticamente idéntica de mujeres en la clase social favorecida y desfavorecida [35,3%; IC95% = 33,8-36,8 y 35,2% y IC95% = 33,6-36,7, respectivamente], los hombres predominan de manera significativa sobre las mujeres en la clase favorecida [43,7%; IC95% = 42,1-45,4] (clase a la que pertenecen aquellas personas con cargos directivos, gerentes y profesiones asociadas a titulaciones universitarias) dándose la circunstancia de que las mujeres predominan sobre estos en la clase media (aquellas ocupaciones intermedias de tipo administrativo, de apoyo u otros servicios, y a trabajadores/as por cuenta propia). Entre hombres y mujeres no hay diferencias estadísticamente significativas en la clase desfavorecida (trabajadores/as manuales), si bien, hay un ligero porcentaje mayor de hombres: un 35,2% de ellas [IC95% = 33,6-36,7] frente a un 37,5% de ellos [IC95% = 35,9-39,1].

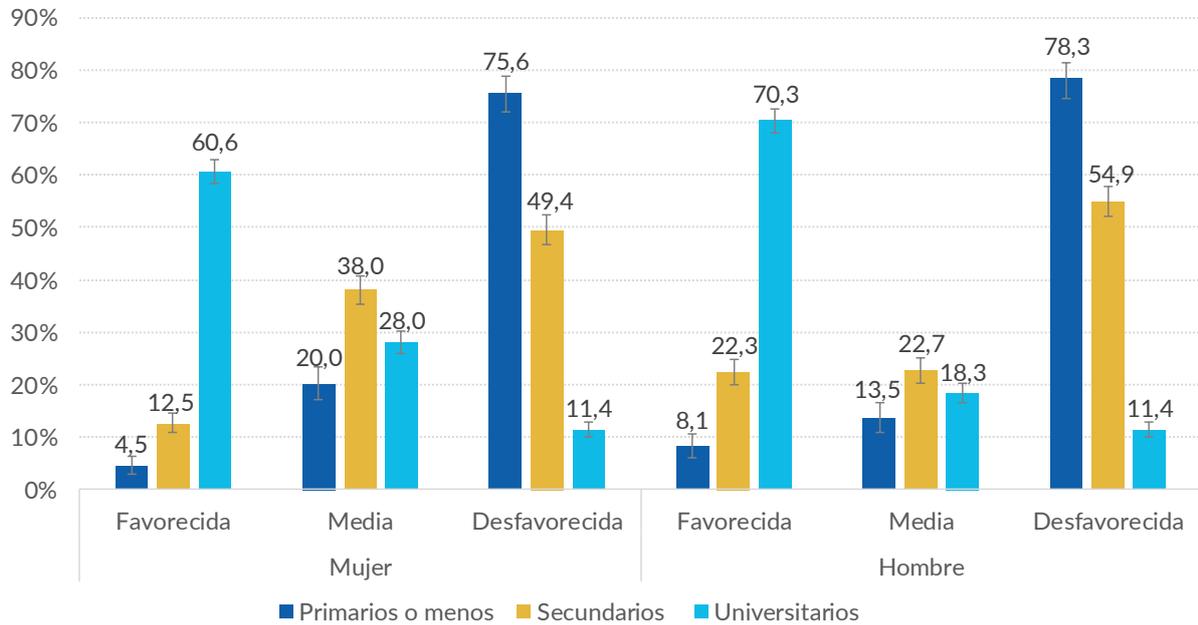
Gráfica 5. Clase Social Ocupacional de la persona entrevistada (en 3 categorías) según sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Por nivel de estudios, aunque hombres y mujeres se distribuyen de una manera muy similar entre las clases sociales ocupacionales asignadas individualmente, podemos ver ciertas diferencias (**gráfica 6**). Por ejemplo, las mujeres mayores de 24 años con estudios universitarios si bien ocupan principalmente la clase social favorecida, la diferencia respecto a los hombres de esta edad con ese mismo nivel de estudios es de 10pp a favor de estos, mientras que la diferencia entre las mujeres con estudios universitarios pertenecientes a la clase social media es casi 10pp mayor que los hombres. Por otro lado, en ambos sexos con este nivel de estudios, su presencia en la clase social desfavorecida es muy similar. También vemos que los hombres con estudios primarios y secundarios asignados a la clase favorecida es mayor que en el caso de las mujeres (el doble en el primer caso, y casi un 10% más en el segundo).

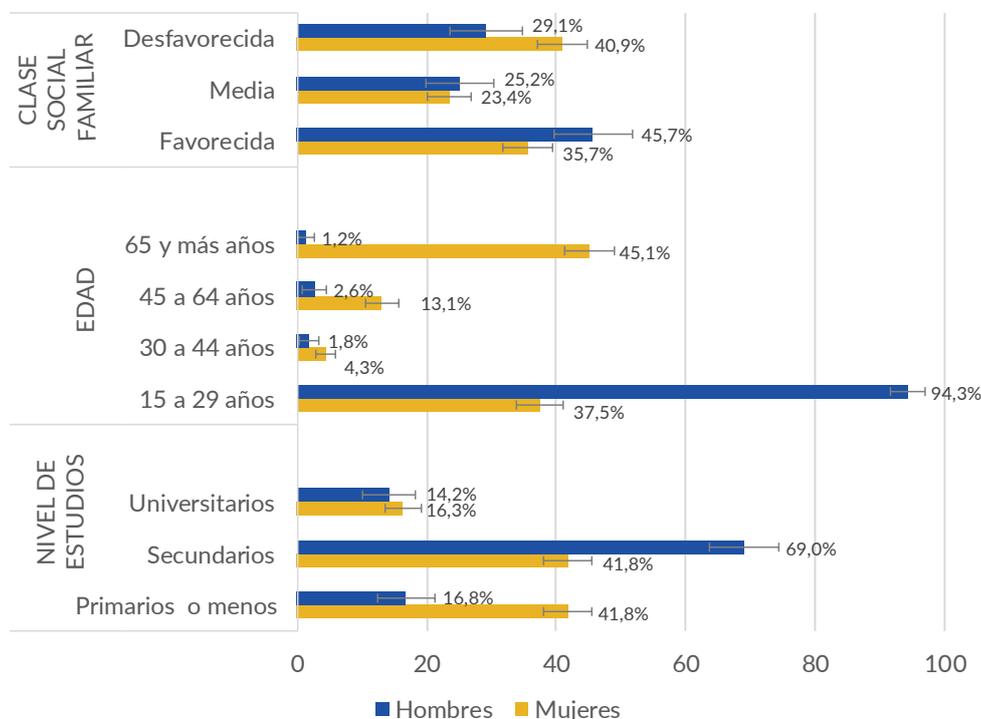
Gráfica 6. Distribución de la población madrileña mayor de 24 años por nivel de estudios y clase social individual según sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Como hemos comentado con anterioridad, las personas que afirman no haber trabajado de manera asalariada hasta el momento de la encuesta quedan excluidas de la clasificación propuesta por la Sociedad Española de Epidemiología a la hora de asignárseles una clase social individual. Sin embargo, se trata de un grupo numeroso, con características propias que merece la pena analizar, (gráfica 7). Así, mientras los hombres que afirman no haber trabajado nunca son principalmente jóvenes de 15 a 29 años [94,3%; IC95%=91,1-96,6], las mujeres que no han trabajado nunca son, en su mayoría, las mayores de 65 años [45,1%; IC95% = 41,3-48,9], seguidas de las más jóvenes [37,49%; IC95%=33,9-41,3]. Por clase social familiar, entre los hombres que no han trabajado nunca predominan aquellos que provienen de una familia de clase social favorecida [45,7%; IC95%=39,79-51,84], mientras que, en las mujeres, se da más esta circunstancia en aquellas que provienen de un hogar de clase social desfavorecida [41,0%; IC95%= 37,0-44,8], aunque no se encuentran diferencias significativas respecto a la favorecida [35,7%; IC95% = 32,0-39,5] que sería la siguiente clase más numerosa. Por nivel de estudios, en hombres esta circunstancia prevalece en aquellos con estudios secundarios [69,0%; IC95% = 63,6-74,4], mientras que en las mujeres se distribuye por igual en aquellas con estudios primarios y secundarios [41,8%, IC95% =38,2-45,7, en ambos casos]. En general vemos que dos tercios de las personas que no han tenido un trabajo asalariado nunca es mujer: 70,4% vs 29,6%, respectivamente.

Gráfica 7. Distribución de población madrileña que afirma no haber tenido un trabajo asalariado nunca por sexo, según CSF, edad y nivel de estudios (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Discusión

Al comparar los resultados de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021 con los datos de encuestas anteriores, resulta interesante observar cómo en la ciudad ha ido creciendo de manera constante la clase social favorecida, mientras que la desfavorecida ha ido disminuyendo, y aunque la clase social media sea la que haya sufrido menos cambios, sobre todo entre estos últimos años, si comparamos con datos de 2013⁶ vemos que también disminuye. Esto no tiene por qué querer decir que aquellas personas que en 2013 tenían una peor situación socioeconómica ahora estén mejor, sino que circunstancias determinadas como un precio de la vivienda cada vez más elevado en toda la ciudad, influidos por fenómenos como la turistificación y la gentrificación (término acuñado por la socióloga Ruth Glass, que se define precisamente como el desplazamiento de clases desfavorecidas de un determinado lugar que antes habitaban por la llegada de clases más favorecidas) son las que pueden estar explicando estos cambios.

A la vista de los datos, parece pues que la clase social ocupacional favorecida crece poco a poco a costa del resto de clases en la ciudad, pudiendo observarse este fenómeno a través de la brecha entre las clases sociales extremas según clúster de desarrollo de distritos y cómo esta va cambiando a lo largo del tiempo. Así, vemos que el equilibrio entre ambas clases se va desplazando hacia aquellos distritos con menor desarrollo socioeconómico, siendo además las diferencias en los de mayor desarrollo poco a poco más amplias. Esto se puede inferir en la razón de hogares de clase favorecida frente a desfavorecida, pues aunque la menor diferencia vuelve a encontrarse en el grupo de desarrollo medio-bajo, como ocurría en 2017, la razón es más cercana a 1; esto unido a que en 2014 el equilibrio lo encontrábamos en los distritos de desarrollo medio-alto, puede darnos a entender que, mientras en los distritos de desarrollo más alto hay menos hogares desfavorecidos que se pueden permitir vivir en ellos, en los de menor desarrollo cada vez se encuentran más hogares de clase favorecida que van desplazando a los de clase desfavorecida. Esto se constata también al observar que en el grupo de distrito de menor

desarrollo la razón es de 2 hogares desfavorecidos por cada hogar favorecido, mientras que en los de desarrollo más alto la razón es de 4 hogares favorecidos por cada desfavorecido. Las clases menos favorecidas, por tanto, estarían siendo poco a poco expulsadas del núcleo urbano hacia la periferia de la ciudad. Esto concuerda con los datos aportados por otros estudios, como el de Sorando y Ardura⁸ y el de López-Gay, Andújar-Llosa y Salvati⁹, sobre los procesos de gentrificación de grandes ciudades en España, como Madrid y Barcelona. Además, estudios como el último presentado por FOESSA en 2022¹⁰ muestran que el porcentaje de personas en exclusión social moderada o severa en la Comunidad de Madrid ha pasado de un 17,2% en 2018 a un 22,3% tras la pandemia de la COVID-19. Todo esto nos lleva a pensar que los resultados arrojados por la ESCM'21 no son incompatibles con la evidencia del aumento de la vulnerabilidad, precariedad y pobreza de la población tras la crisis sanitaria aportado por otros estudios, aunque en un primer momento pudiera parecer que no es así, por el incremento de la clase favorecida en la ciudad. A esto se le añade que la propia clasificación de clase social según ocupación propuesta por la SEE tiene sus limitaciones, como hemos comentado anteriormente, pues en ciertas personas y/o sustentadores/as principales que actualmente se encuentran en situación de desempleo, aunque este sea de larga duración, es tenido en cuenta el último empleo que tuvo, es decir, que puede haber personas que hayan tenido un trabajo de alto estatus por su nivel de conocimientos y por lo tanto, estén clasificadas dentro de la clase favorecida, pero se encuentren en una situación de precariedad.

Desde esta perspectiva que tenemos desde hace tiempo, es preciso recalcar aquí que, como a veces se hace, es un error intentar interpretar esta clasificación de posición social indirecta en términos de poder adquisitivo o de “nivel de vida” de las personas ya que la propia naturaleza del método de clasificación no lo aconseja.

Conclusiones

- La clase social familiar más común en la ciudad de Madrid en 2021 es la favorecida (43,9%), seguida de la desfavorecida (32,5%).
- Mientras la clase social favorecida en la ciudad ha aumentado respecto a los años anteriores, la clase social desfavorecida ha disminuido su presencia en la ciudad. La clase social media se mantiene similar a 2017, aunque experimenta también una disminución respecto a 2013.
- Según clúster de distritos, el equilibrio entre clase social familiar desfavorecida respecto a favorecida se encuentra en el grupo de distritos de desarrollo medio-bajo. Por otro lado, mientras en los distritos de mayor desarrollo hay cuatro hogares de clase social favorecida por cada uno de clase desfavorecida, en los de menor desarrollo la razón es de dos hogares de clase social desfavorecida por cada uno de clase favorecida.
- En cuanto a clase social individual, se encuentra que las mujeres se distribuyen de manera muy similar entre las clases sociales con porcentajes prácticamente iguales entre la clase favorecida y la desfavorecida, mientras los hombres son asignados con más frecuencia a la clase social favorecida.
- Las mujeres con estudios universitarios se encuentran menos representadas en la clase social favorecida que los hombres, mientras que están más representadas en la clase media que estos. Por su parte, los hombres con estudios primarios o menos están más representados en la clase favorecida que las mujeres con este nivel de estudios.
- Por último, un 22,1% de las personas encuestadas afirma no haber tenido un trabajo asalariado nunca. De ellas, dos tercios son mujeres. Los hombres con esta circunstancia son principalmente menores de 29 años, de clase social familiar favorecida y con estudios secundarios, mientras las mujeres que afirman encontrarse en esta situación son principalmente mayores de 65 años, con estudios primarios y secundarios, y clase social familiar tanto desfavorecida como favorecida.



Referencias bibliográficas

1. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Avanzando hacia la equidad. Propuesta de Políticas e Intervenciones para reducir las desigualdades Sociales en salud en España. [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Secretaría General Técnica; 2015 [citado 10 de octubre de 2022]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/promocion/desigualdadSalud/docs/Propuesta_Politicas_Reducir_Desigualdades.pdf
2. Domingo-Salvany A, Bacigalupe A, Carrasco JM, Espelt A, Ferrando J, Borrell C. Propuestas de clase social neoweberiana y neomarxista a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones 2011. Gaceta Sanitaria [Internet]. 2013 [citado 10 de octubre de 2022];27(3):263-72. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2012.12.009>
3. Bacigalupe A, Martín U, Franco M y Borrell C. Desigualdades socioeconómicas y COVID-19 en España. Informe SESPAS 2022. Gaceta Sanitaria [Internet]. 2022 [citado el 10 de octubre de 2022];36(1):13-21. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2022.01.011>
4. Borrell C, Rohlfs I, Artazcoza L, Muntaner C. Desigualdades en salud según la clase social en las mujeres. ¿Cómo influye el tipo de medida de la clase social? Gaceta Sanitaria [Internet]. 2004 [citado 10 de octubre de 2022];18(5):75-82. https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0213-91112004000500010
5. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid (ESCM'21). 2021. [citado 18 octubre de 2022]. Disponible en: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f-be4b2e4b284f1a5a0/?vgnnextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
6. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. [Internet]. Madrid: Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2015 [citado 18 de octubre de 2022]. Disponible en: http://www.madridsalud.es/publicaciones/OtrasPublicaciones/estudio_salud_madrid_2014.pdf
7. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 [Internet]. Madrid; 2018 [citado 18 de octubre de 2022]. Disponible en: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>
8. Sorando D, Ardura A. Desplazamiento: la gentrificación como proceso de expulsión en Madrid. Documentación Social. Revista para pensar la intervención social [Internet]. 2021 [citado 8 de mayo de 2023];(7). Disponible en: <https://documentacionsocial.es/7/a-fondo/desplazamiento-gentrificacion-proceso-expulsion-madrid/?print=pdf>
9. López-Gay A, Andújar-Llosa A, Salvati L. Residential Mobility, Gentrification and Neighborhood Change in Spanish Cities: A Post-Crisis Perspective. Spatial Demography [Internet]. 2020 [citado 8 de mayo de 2023];8(4). Disponible en: <https://doi.org/10.1007/s40980-020-00069-0>
10. FOESSA. Evolución de la cohesión social y consecuencias de la COVID-19 en España en 2022 [Internet]. Madrid: Fundación FOESSA y Cáritas Española; 2022 [citado 8 de mayo de 2023]. Disponible en: <https://www.caritas.es/main-files/uploads/sites/31/2022/01/Informe-FOESSA-2022.pdf>



2.1.2.4 Situación laboral

Introducción

La situación laboral y las condiciones de trabajo son determinantes sociales de la salud de primera magnitud. Desde el primer Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid publicado en 2008¹, en que se correlacionaba con claridad el desempleo con la mortalidad prematura en los distritos de la ciudad, hasta uno de los mejores compendios sobre la relación del factor laboral con muchos problemas de salud, que quizás sea el de Wilkinson y Marmot (“Los Hechos Probados”, OMS, 2003)², pasando por otros muchos trabajos y estudios, este factor de riesgo incontrovertido, explica con claridad no solo la mala salud sino también su distribución inequitativa en la población.

En el capítulo sobre Índice de Privación de Madrid Salud de 2021 se aborda, como componente de ese indicador, la tasa de desempleo registrado en las oficinas de empleo de la ciudad de Madrid, sus distritos, sus barrios y sus sccc, para estas últimas analizadas globalmente, en el año 2021.

Se pretende aportar información sobre la situación del empleo y del desempleo, a través de indicadores de seguimiento de las Encuestas de población activa y registros del SEPE, de la población de la ciudad de Madrid, según sexos y su evolución en el periodo 2010 a 2020.

Aunque la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) no se calculó para aportar esta información sino para que esas características se pudieran usar en el análisis de algunos problemas de salud, con datos de ella se hará una aproximación al fenómeno del desempleo y al tipo de situaciones laborales más frecuentes en la población madrileña.

Método

Se examinan los siguientes indicadores periódicos sobre empleo procedentes de la Encuesta de Población Activa (EPA) y de registros del SEPE, que han sido explotados para la población de la ciudad de Madrid por el Servicio de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y que han sido recopilados para el análisis de la pobreza femenina en la ciudad de Madrid por la Dirección General de Políticas de Igualdad y contra la Violencia de Género del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social.

1. Tasa de actividad de 16 a 64 años

Fuente: INE, Encuesta de Población Activa. Elaboración Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y elaboración propia.

Definición: porcentaje de población potencialmente activa (16-64 años) sobre el total de la población mayor de 16 años.

2. Tasa de empleo de 16 a 64 años

Fuente: INE, Encuesta de Población Activa. Elaboración Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y elaboración propia.

Definición: porcentaje de población ocupada de 16 a 64 años respecto de la población activa de 16 a 64 años.

3. Tasa de paro de 16 a 64 años

Fuente: INE, Encuesta de Población Activa. Elaboración Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y elaboración propia.

Definición: porcentaje de población parada de 16 a 64 años respecto de la población activa de 16 a 64 años.

4. Porcentaje de personas ocupadas en puestos no cualificados

Fuente: INE, Encuesta de Población Activa. Elaboración Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y elaboración propia.

Definición: porcentaje de personas ocupadas en puestos poco cualificados (gran grupo de ocupación 9 "Ocupaciones elementales" de la CNO11).

5. Porcentaje de personas ocupadas con jornadas a tiempo parcial

Fuente: INE, Encuesta de Población Activa. Elaboración Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y elaboración propia.

Definición: porcentaje de personas ocupadas con jornada a tiempo parcial sobre el total de personas ocupadas.

6. Paro registrado

Fuente: Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE). Elaboración Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid y elaboración propia.

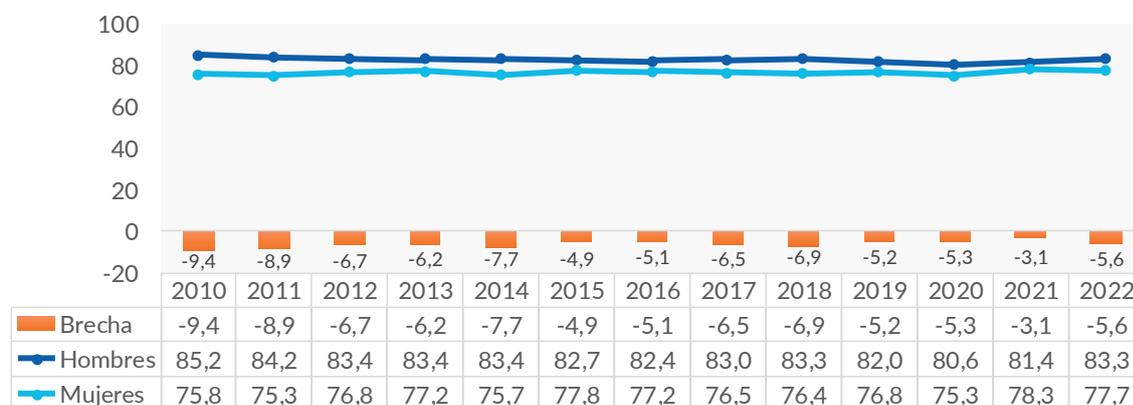
Definición: número de personas registradas como paradas al mes de junio de cada año.

También se analizan las prevalencias de tipo de situación laboral y algunas características de la población desempleada a partir de la muestra de la ESCM'21.

Resultados

Recurriendo a las estadísticas oficiales podemos apreciar en la **gráfica 1**, la evolución desde 2010 a 2022 de la tasa de actividad en la población madrileña de 16 a 64 años, para hombres y mujeres, con indicación expresa de la brecha entre géneros de ese indicador. Como se ve, el % de mujeres que potencialmente podrían trabajar es siempre más bajo que el de los hombres y las tasas se mantienen bastantes constantes para unos y otras, aunque se registra desde el principio hasta el final del periodo una brecha en contra de las mujeres que, aunque reduciéndose, en el último año continúa en más de un 5,5%. De todas las personas en edad de trabajar solo entre el 77,7% (en mujeres) y el 83,3% (en hombres) están en condiciones potenciales de hacerlo.

Gráfica 1. Tasa de actividad de 16 a 64 años según sexos y brecha de género. Ciudad de Madrid, 2010 a 2022



Fuente: Subdirección General de Políticas de Igualdad y Subdirección General de Estadística. Ayuntamiento de Madrid

La evolución de la tasa de empleo entre esas mismas edades (edad laboral) se observa en la **gráfica 2**. En el periodo estudiado se incrementa el empleo registrado en mujeres, mientras que el de los hombres se mantiene bastante constante, arrojando una brecha de género de 8,1% en el último año, si bien al principio del plazo de estudio era del 7,7%.

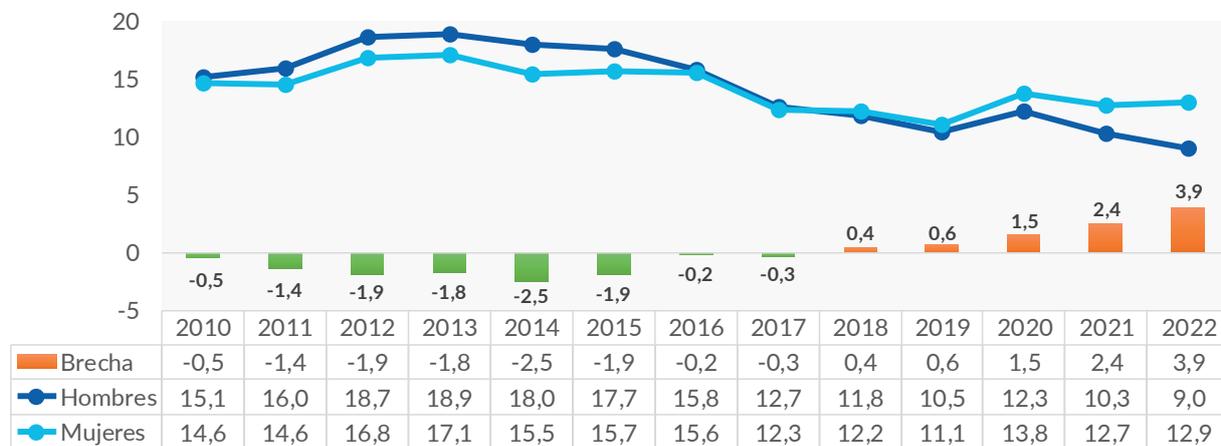
Gráfica 2. Tasa de empleo de 16 a 64 años según sexos y brecha de género. Ciudad de Madrid, 2010 a 2022



Fuente: Subdirección General de Políticas de Igualdad y Subdirección General de Estadística. Ayuntamiento de Madrid

En la **gráfica 3** se observa en ese periodo la tasa de paro para la población activa, oscilante entre el 9% y el 19% (hombres en 2022 y en 2013, respectivamente), llamando la atención que, tras algunos años en que este indicador negativo era mayor en los hombres (de 2010 a 2017, los años de la última gran crisis económica), en los últimos 5 años analizados la situación se ha hecho peor para las mujeres, hasta alcanzar una brecha de género de casi un 4%.

Gráfica 3. Tasa de paro de 16 a 64 años según sexos y brecha de género. Ciudad de Madrid, 2010 a 2022



Fuente: Subdirección General de Políticas de Igualdad y Subdirección General de Estadística. Ayuntamiento de Madrid

En la **gráfica 4** se ve la frecuencia (%) de personas ocupadas en puestos no cualificados, que nos informa de la magnitud de este tipo de trabajo, sin duda el más precario tanto en condiciones laborales como en retribución. Llama la atención que esta tasa es casi 3 veces mayor en las mujeres de forma constante, siendo en el último año de 5,5% en hombres y de 14,4% en mujeres (brecha de casi 9%).

Gráfica 4. Frecuencia de ocupación en puestos no cualificados según sexos y brecha de género. Ciudad de Madrid, 2010 a 2022 (%)



Fuente: Subdirección General de Políticas de Igualdad y Subdirección General de Estadística. Ayuntamiento de Madrid

En la **gráfica 5** se puede estudiar la frecuencia (%) de personas cuya ocupación es a tiempo parcial. Como se ve es mayor en mujeres, en el periodo entre 2 y 3 veces más, situándose la brecha de género bastante constante y siempre entre 9% y 10%.

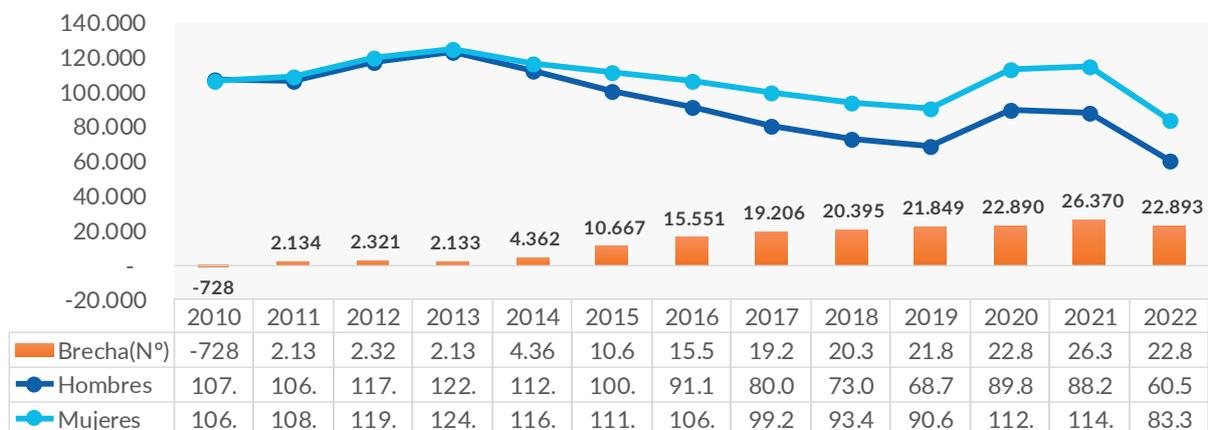
Gráfica 5. Frecuencia de ocupación a tiempo parcial según sexos y brecha de género. Ciudad de Madrid, 2010 a 2022 (%)



Fuente: Subdirección General de Políticas de Igualdad y Subdirección General de Estadística. Ayuntamiento de Madrid

La tasa de paro registrado (**gráfica 6**) en número de personas, informa que en junio de 2022 estaban registradas en las oficinas de empleo (por lo tanto, en búsqueda activa de empleo) 143.900 personas, llamando la atención el hecho de que las paradas crezcan mucho más que los parados desde 2014, llegando en la actualidad a casi 23.000 mujeres en desempleo más que hombres en la misma situación.

Gráfica 6. Paro registrado (n.º de personas) según sexos y brecha de género. Ciudad de Madrid, 2010 a 2022 (%)



Fuente: Subdirección General de Políticas de Igualdad y Subdirección General de Estadística. Ayuntamiento de Madrid

Con datos de la ESCM'21 encontramos que el 57,7% de la población mayor de 15 años trabaja en el momento de realizarse la encuesta (N=8.625), un 0,7% están en situación de ERE o ERTE, un 21% son jubilados o jubiladas habiendo trabajado anteriormente, un 2,2% también lo son, pero no han trabajado antes, un 8,3% están parados/as habiendo trabajado antes, un 0,3% son parados y paradas en busca de su primer empleo y un 2,3% realizan trabajos domésticos como actividad principal sin recibir remuneración por ese trabajo.

Entre las personas en situación de paro, la media de tiempo en esa situación es de 35 meses (DT 58,5 meses), percibiendo tan solo un 36% prestación por desempleo u otro tipo de ayuda económica. Entre las/os que trabajan lo hace por su cuenta o no es asalariado/a un 12%, es funcionario/a o estatutaria/o el 6,9%, tienen contrato indefinido un 65,5%, reconocen contar con contrato temporal el 14,1% y trabajar sin contrato un 1%.

Discusión

El empleo es un factor de enorme importancia dentro de los determinantes sociales de la salud y, específicamente, de los puramente socioeconómicos. Aunque en la ESCM'21 existen muchas variables que recogen estas características de la población, se usan para relacionarlas y buscar eventuales explicaciones de los problemas de salud, pero no para inferir frecuencias o prevalencias de estas situaciones en la población general, pues para ello existen las encuestas específicas (como la EPA) o registros oficiales de los que en este capítulo hacemos una breve recopilación.

La situación de desempleo de la población madrileña es importante, peor para las mujeres y relativamente estable en el tiempo. A esto se debe añadir lo llamativo por lo abultado del trabajo precario (a tiempo parcial) o la importante proporción de personas con trabajos de baja cualificación, los que generalmente tienen peores condiciones laborales y salarios más reducidos. En este sentido, la carestía de la vida registrada en los últimos meses (primer semestre de 2023), incluido el desorbitante precio de la vivienda y la alta inflación de los productos básicos abocan, como se conoce, a muchas personas, incluso entre las que trabajan, a situaciones de precariedad o pobreza manifiesta³.

Por desgracia estas situaciones de exclusión que incrementan la magnitud de los grupos de personas vulnerables crecen sin parar, afectando especialmente a las mujeres, a las personas con baja cualificación, o a quienes pertenecen a familias pobres (pobreza hereditaria).

La necesidad de cambios profundos en las políticas que contribuyan a mejorar las condiciones del empleo y a disminuir el número de desempleados/as, así como la puesta en marcha de medidas que aumenten la protección social y sanitaria de esos colectivos es urgente además de evidente.

Conclusiones

- Las mujeres presentan tasas más elevadas de trabajos no cualificados que los hombres, de forma estable en el tiempo.
- Las mujeres presentan tasas más elevadas de trabajos a tiempo parcial que los hombres.
- La tasa de desempleo se incrementa en las mujeres en los últimos años en la ciudad de Madrid, aumentando de forma notable la brecha de género (casi un 4% más en ellas).

Referencias bibliográficas

1. Díaz-Olalla JM (Dirección Técnica), Esteban-Peña M (Coordinación). Estudio de Salud de la ciudad de Madrid 2008. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2008. Disponible en: https://madridsalud.es/pdf/publicaciones/OtrasPublicaciones/Estudio_salud_ciudad_de_Madrid08.pdf
2. Wilkinson R y Marmot M. Ministerio de Sanidad (España) y OMS (Ginebra, Suiza); “Los hechos probados”, 2002. Disponible en: <https://recs.es/wp-content/uploads/2017/06/hechosProbados.pdf>
3. Informe sobre exclusión y desarrollo social en España (Informe FOESSA) 2019. Disponible en: <https://www.foessa.es/main-files/uploads/sites/16/2019/06/VIII-Informe-FOESSA-Resumen.pdf>

2.1.2.5 Pobreza y desigualdad. Ingresos, dificultad económica para llegar a fin de mes, inseguridad residencial y pobreza energética

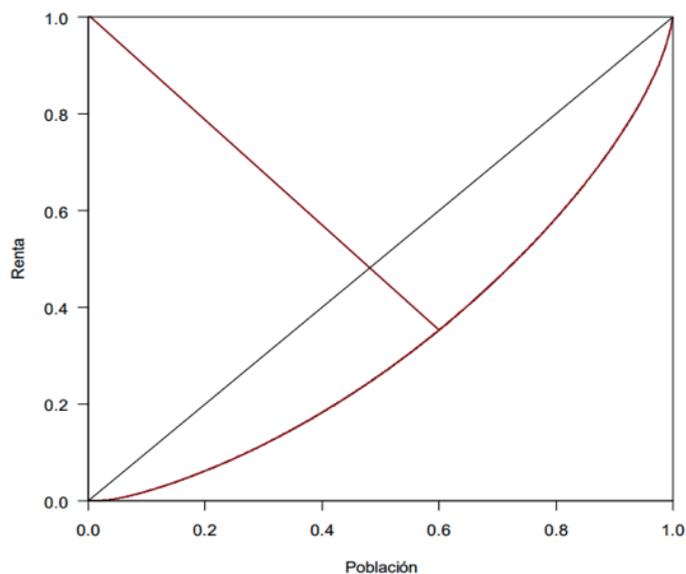
Pobreza y desigualdad

La metodología de este capítulo se puede leer en la parte metodológica de este Estudio. No obstante, cabe señalar que la información que se ofrece procede de la Encuesta de Condiciones de Vida de España 2019, fracción de la ciudad de Madrid¹.

Índice de Gini

El Índice de Gini en la ciudad de Madrid en 2019 fue de 36,9% sin alquiler imputado y 34,3% con el alquiler imputado (datos de la ECV de la ciudad de Madrid 2020), siendo en el primer caso, mayor que el obtenido en 2017 (33,7%) y también mayor que el obtenido para el conjunto de España y la Comunidad de Madrid (33,0% en ambos casos). Por último, según datos de Eurostat (<https://bit.ly/46ZrmgQ>) el coeficiente Gini en 2019 fue de 30,6 para el conjunto de la EU28. Así, vemos que el índice de desigualdad Gini es mayor en la ciudad de Madrid, tanto si lo comparamos con datos del conjunto de Europa (más de 6 puntos porcentuales de diferencia) como si lo hacemos con los datos del conjunto de España y de la Comunidad de Madrid (casi 4 puntos porcentuales de diferencia). En la **gráfica 1** se puede observar la curva de Lorenz de la distribución de la renta de la población de la ciudad de Madrid en 2019, deduciéndose de ella el área correspondiente al Índice de Gini.

Gráfica 1. Curva de Lorenz de la distribución de la renta, ciudad de Madrid, 2019



Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Brecha S80/S20

En cuanto al índice S80/S20, que se calcula comparando los ingresos acumulados por el 20% de la población que tiene los ingresos más elevados con los del 20% que recibe los ingresos más bajos, según la citada encuesta, en la población de la ciudad de Madrid ha sido de 7,4 en 2019 (1,2 puntos mayor que en 2018), mientras que en España ha sido de 5,9 y en la Comunidad de Madrid de 6,5, por lo que podemos decir que la brecha económica en la ciudad de Madrid es más elevada que en el conjunto de España y que en la Comunidad de Madrid (más concretamente, una diferencia de 1,5 puntos respecto a la primera y de 0,9 con la segunda).

Indicador AROPE (At Risk of Poverty and/or Exclusion)

Los datos obtenidos en 2019 sobre la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social de la ciudad de Madrid, en total y por sexos, se pueden observar en la **tabla 1**. Mientras que para la ciudad de Madrid el indicador AROPE obtenido en el total de la población, teniendo de referencia el umbral de Madrid, fue del 26,2% en 2019, pero tomando como referencia el umbral de España fue de 20,1%, el de España de 25,3% y en la Comunidad de Madrid fue 19,0%, por lo que podría deducirse que el riesgo de pobreza o exclusión social de la ciudad de Madrid es menor que el de España, pero algo mayor que el de la Comunidad Autónoma de Madrid.

Además, podemos ver que la tasa AROPE en la ciudad es mayor en mujeres (27,9%) que en hombres (24,3%).

Si tomamos de referencia el umbral nacional, siempre con valores de renta media más bajos, solo se reducen las tasas de riesgo de pobreza y exclusión y la de pobreza, como también se puede apreciar en la misma tabla. Los otros dos indicadores permanecen inalterables por no estar sujetos a los valores de la renta mediana por unidad de consumo.

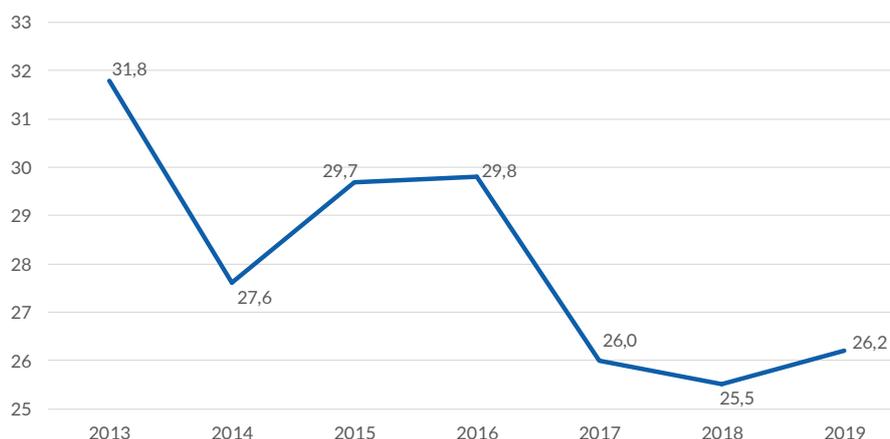
Tabla 1. Tasa de riesgo de pobreza y exclusión social (AROPE) y sus componentes para la población de la ciudad de Madrid y según sexos, según umbral de renta de referencia, 2019

Total (%)	Hombres (%)	Mujeres (%)	
Según el umbral de Madrid			
Tasa de riesgo de pobreza (AROPE)	26,2	24,3	27,9
En riesgo de pobreza	22,8	20,8	24,4
Con carencia material severa	5,4	5,4	5,4
Viviendo en hogares con baja intensidad en el trabajo (de 0 a 59 años)	7,0	7,0	6,9
Según el umbral de España			
Tasa de riesgo de pobreza (AROPE)	20,1	19,0	21,0
En riesgo de pobreza	15,1	13,2	16,7
Con carencia material severa	5,4	5,4	5,4
Viviendo en hogares con baja intensidad en el trabajo (de 0 a 59 años)	7,0	7,0	6,9

Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Para poder ver la evolución de este indicador desde el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid de 2014, se presenta la **gráfica 2**. En ella observamos que, pese a que el dato de 2019 es un 0,2% mayor que en el año 2017 (dato recogido en nuestro anterior Estudio de Salud de 2018)², hay un repunte del 0,7% con respecto a los datos obtenidos en 2018 (25,5%).

Gráfica 2. Tasa de riesgo de pobreza y/o exclusión social (AROPE) de la ciudad de Madrid. Evolución 2013-2019 (%)



Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Por último, también podemos observar los resultados de 2019 del indicador AROPE en la ciudad de Madrid según edad, nacionalidad, nivel de estudios, actividad laboral y tipo de hogar en las **tablas 2, 3, 4, 5 y 6**. Así, las mayores tasas de riesgo de pobreza o exclusión social de la ciudad de Madrid se concentran en jóvenes de 29 años o menos, personas de nacionalidad extranjera no europea, estudios primarios o inferiores, parados/as y en hogares de 1 adulto/a con 1 o más niños/as dependientes y otros hogares con niños/as dependientes, según el umbral de Madrid. Los mayores porcentajes se encuentran en parados/as (71,1%) y en personas de nacionalidad extranjera no europea (61,7%).

Tabla 2. Tasa de riesgo de pobreza y exclusión social (AROPE) y sus componentes para la población de la ciudad de Madrid según grupos de edad por umbral de renta de referencia, 2019

AROPE POR EDAD					
	Menos de 16 años (%)	16 a 29 años (%)	30 a 44 años (%)	45 a 64 años (%)	65 y más años (%)
Según el umbral de Madrid					
Tasa de riesgo de pobreza	35,8	35,9	24,9	23,2	17,8
En riesgo de pobreza	33,1	32,2	20,6	17,8	17,1
Con carencia material severa	8,1	7,1	6,4	4,3	2,6
Viviendo en hogares con baja intensidad en el trabajo (de 0 a 59 años)	11,9	6,9	7,2	9,7	-
Según el umbral de España					
Tasa de riesgo de pobreza	30,2	27,3	22,5	16,8	9,4
En riesgo de pobreza	26,6	21,3	16,7	9,7	7,9
Con carencia material severa	8,1	7,1	6,4	4,3	2,6
Viviendo en hogares con baja intensidad en el trabajo (de 0 a 59 años)	11,9	6,9	7,2	9,7	-

Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Tabla 3. Tasa de riesgo de pobreza y exclusión social (AROPE) para la población de la ciudad de Madrid según nacionalidad por umbral de renta de referencia, 2019

AROPE POR NACIONALIDAD			
	Española (%)	Extranjera (Unión Europea) (%)	Extranjera (resto del mundo) (%)
Según el umbral de Madrid	21,3	37,1	61,7
Según el umbral de España	15,5	18,0	55,2

Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Tabla 4. Tasa de riesgo de pobreza y exclusión social (AROPE) para la población de la ciudad de Madrid según nivel de estudios por umbral de renta de referencia, 2019

AROPE POR NIVEL DE ESTUDIOS				
	Primaria o inferior (%)	Secundaria primera etapa (%)	Secundaria segunda etapa (%)	Superior (%)
Según el umbral de Madrid	32,3	31,6	30,8	15,3
Según el umbral de España	20,0	24,0	24,0	12,2

Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Tabla 5. Tasa de riesgo de pobreza y exclusión social (AROPE) para la población de la ciudad de Madrid según actividad ocupacional por umbral de renta de referencia, 2019

AROPE POR ACTIVIDAD OCUPACIONAL				
	Ocupados/as (%)	Paradas/os (%)	Jubilados/as (%)	Inactivas/os (%)
Según el umbral de Madrid	17,5	71,1	13,5	37,9
Según el umbral de España	12,8	61,1	7,8	29,0

Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Tabla 6. Tasa de riesgo de pobreza y exclusión social (AROPE) para la población de la ciudad de Madrid según tipo de hogar por umbral de renta de referencia, 2019

AROPE POR TIPO DE HOGAR						
	Hogares de una persona (%)	2 adultos/as sin niños/as dependientes (%)	Otros hogares sin niños/as dependientes (%)	1 adulto/a con 1 ó más niños/as dependientes (%)	2 adultos/as con 1 ó más niños/as dependientes (%)	Otros hogares con niños/as dependientes (%)
Umbral Madrid	21,0	19,9	22,8	41,5	28,0	42,1
Umbral España	14,3	16,0	17,2	41,5	20,1	33,2

Fuente: ECV de la ciudad de Madrid 2020 (datos de la renta de 2019). Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Con datos de la nueva ECV de España, fracción de Madrid trabajada por la Unidad de Estadística del Ayuntamiento de Madrid³, publicada en 2022 aunque recoge datos del año 2021, encontramos que la renta per cápita de la ciudad de Madrid no ha sufrido cambios entre el año 2020 y el año 2021, y que en este último año la renta media per cápita de la población madrileña se situaba en 3.300 € por encima que la de la población nacional en su conjunto. En el año 2021 y calculando el indicador AROPE según la antigua definición, que ha sido modificada en esta última encuesta y que se tomará en consideración en posteriores análisis, este Índice de Riesgo de Pobreza y Exclusión Social se sitúa en un 27,8% de la población madrileña, es decir, se ha incrementado sobre el del año 2020 y sobre el de 2019, esto es, antes de la pandemia de COVID-19; la población en riesgo de pobreza alcanza el 23,1%, también por encima del dato precedente; las personas que viven en hogares con baja intensidad de empleo se sitúan en el 8,5%, cifra también más alta que la anterior, y las personas en situación de carencia material severa rondan el 6,7%, algo por debajo de lo precedente.

En esta última encuesta del año 2021 la desigualdad queda bien retratada con un indicador de GINI de 34,1% y una brecha 80/20 de 6,9 veces, por lo tanto, cifras más altas que las del año anterior, aunque más bajas que las de 2019. En ella, además, se informa de que el 12,8% de la población de la ciudad de Madrid ha tenido retrasos en los pagos de la vivienda o de los suministros de la misma en los últimos 12 meses (inseguridad residencial), aproximadamente el doble que en 2019 (6,5%), que el 9,7% no puede mantener la temperatura de la vivienda en valores confortables es decir, viven en situación de pobreza energética (aproximadamente la misma tasa que en 2019), y un 44,9% declara que llega con dificultad a final de mes (un 7,1% con mucha dificultad, un 11,7% simplemente con dificultad y un 26,1% con cierta dificultad); en el año 2019 la dificultad global afectaba al 41,6%.

Discusión

Aunque la riqueza en términos absolutos y definida por el nivel de renta per cápita, es mayor en la ciudad de Madrid que en el conjunto del Estado, no es menos cierto que crece la desigualdad en la ciudad. Según los datos analizados una persona de cada cuatro está en riesgo de pobreza y exclusión social en la ciudad de Madrid, o una de cada cinco, según tomemos como referencia el nivel medio de riqueza o de renta de la ciudad o del país, respectivamente.

El perfil de la pobreza y la exclusión en esta ciudad según estos datos sería el de una mujer, joven, inmigrante, posiblemente originaria de un país en desarrollo, por lo tanto, inmigrante económica, con estudios insuficientes, en desempleo y que es la cabeza de familia de un hogar con niñas y niños dependientes. Según los datos más recientes en el año 2021 se agrava la pobreza y la desigualdad en la ciudad de Madrid sobre lo observado en 2019, pero la desigualdad en sí misma medida mediante el índice de Gini o el Gap 80/20, se sitúa algo por debajo de lo registrado antes de la pandemia de COVID-19.

Tras el primer año pandémico, en 2021 se agrava de manera importante en la población madrileña la inseguridad residencial, duplicándose la proporción de quienes afrontan esta situación, y crece la de madrileños/as que encuentran dificultades para llegar a final de mes con los recursos familiares.

En España los indicadores que definen la desigualdad económica (I. Gini o Gap 80/20) son más altos que en Europa y en Madrid aún peores que en el país.

Conclusiones

- La desigualdad económica en la ciudad ha crecido en los últimos años (I. Gini de la ciudad de Madrid en 2019 36,9% vs 33,7% en 2017). En la Comunidad de Madrid y España fue menor (33,0% ambos en 2019). El Gap S80/S20 fue de 7,4 en 2019 (1,2 puntos mayor que en 2018), mientras que en España fue de 5,9 y en la Comunidad de Madrid de 6,5.
- Uno/a de cada cuatro madrileños/as está en riesgo de pobreza o de exclusión social.
- A pesar de ello la renta per cápita en la ciudad de Madrid es mayor que en el conjunto del Estado.
- Crece la tasa de personas que viven en situación de inseguridad residencial y la de quienes reconocen que llegan con dificultad a final de mes.
- Las personas en desempleo y las personas inmigrantes por motivos económicos presentan las mayores tasas de pobreza de la ciudad.

Referencias bibliográficas

1. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) 2019. Octubre 2020.
2. Díaz Olalla J. M. (Dirección técnica); Benítez Robredo M. T., Rodríguez Pérez M., y Sanz Cuesta M. R.(- Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
3. Subdirección General de Estadística, Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) 2020. Noviembre 2022.

2.1.3 VIOLENCIA Y VIOLENCIA DE GÉNERO

Introducción

No existe un único tipo de violencia. Por ejemplo, la violencia estructural, se refiere a situaciones en las que se produce un menoscabo de las necesidades humanas básicas como la libertad, el bienestar o la identidad, en las que generalmente hay un grupo privilegiado y otro vulnerado, normalmente caracterizados en términos de clase, raza o género¹. Visibilizar esta violencia estructural, es crucial para comprender los fenómenos de violencia directa.

De acuerdo con lo establecido por la Organización de las Naciones Unidas en 1993, la violencia de género se determina como “todo acto de violencia basado en el género que tiene como resultado posible o real un daño físico, sexual o psicológico [...]”²; suponiendo un obstáculo para lograr los objetivos de igualdad, desarrollo y paz y que viola y menoscaba el disfrute de los derechos humanos y las libertades fundamentales. En el año 2021, se presentaron un total de 25.454 denuncias por violencia machista en la Comunidad de Madrid (12.847 pertenecientes al municipio de Madrid). La Comunidad de Madrid es la segunda en número de denuncias en todo el país, e incluso la propia capital madrileña presenta un número mayor que quince comunidades autónomas (excepto Cataluña, Comunidad Valenciana y Andalucía) y ambas ciudades autónomas, habiendo sido un 1,19% de dichas denuncias interpuestas directamente por la víctima, y el 73,11% presentadas junto a un atestado policial³.

Esto refleja que, aunque se denuncie, en la mayoría de los casos dicha denuncia llega tras un ejercicio de la violencia explícito y continuado, lo que reafirma la idea de la legitimación en el espacio, de donde es difícil salir debido al control y aislamiento que se ejerce sobre la mujer víctima -principalmente por su pareja o expareja- siendo necesaria, en numerosas ocasiones, una ayuda externa para verbalizar un abuso o incluso reconocerlo. De la misma manera, la propia realidad intrínseca de la mujer influye en su capacidad para denunciar, pues su posibilidad de disponer de recursos sociales, habitacionales, económicos, o incluso su situación administrativa generan situaciones de duda, angustia o temor ante el hecho de manifestar su situación.

El presente estudio tiene como objetivo conocer el riesgo asociado a sufrir violencia en distintos espacios en función de las circunstancias y determinantes sociodemográficos relativos a cada persona; así como para el caso exclusivo de las mujeres que afirman haber sido víctimas de violencia de género. De la misma manera, se pretende analizar la magnitud de la violencia y la violencia de género en términos de impacto para la salud de la población afectada y la interseccionalidad de distintos determinantes de la misma, dentro del contexto a estudiar para la ciudad de Madrid.

Método

Instrumentos y variables

Para alcanzar los objetivos, se exploraron las variables referidas a la percepción de violencia sufrida y violencia de género sufrida mediante la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM' 21).

En el caso de la percepción de violencia sufrida, la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 incorporó cuatro espacios físicos donde la muestra encuestada pudo considerar haber sufrido algún tipo de violencia *-en el ámbito laboral, en la calle o espacios públicos, ámbito educativo, y en el seno familiar-*, así como una situación de violencia contemporánea como es el caso del ciberacoso. Además, se preguntaba para cada uno de ellos el momento en el cual pudieron sufrirla *-alguna vez en la vida, en los últimos dos años, en el último mes, o no considera haber sufrido esa violencia en ese ámbito-*. Por otra parte, se aunaron estas cinco variables bajo la perspectiva de "existencia de violencia", creando una nueva y eliminando la temporalidad de las mismas, estableciéndose de esta manera bajo un marco dicotómico.

En el caso de la percepción de violencia de género sufrida, en la ESCM'21 se preguntó de manera dicotómica (sí, no) a mujeres, -con relación de pareja o que mantuvieron contacto con sus exparejas en los últimos doce meses-, por la existencia de tres formas distintas de violencia machista durante el último año y perpetradas por sus respectivas parejas o exparejas: violencia física; emocional (amenazas y miedo); ejercicio de control y privación de libertad.

Análisis de datos

En primer lugar, se calcularon las prevalencias según distintas variables sociodemográficas, para la violencia sufrida en diversos espacios, diferenciando por sexo. En segundo lugar, se procedió a unificar bajo una misma variable a todas las mujeres que notificaron haber sufrido algún tipo de violencia de género, así como a la elaboración de descriptivos estratificados en función de determinadas variables de bienestar emocional, cronicidad y de tipo psicosocial, a fin de investigar con mayor profundidad las diferencias arrojadas entre los resultados de la autopercepción de salud de estas personas y su puntuación estandarizada en la escala GHQ-12.

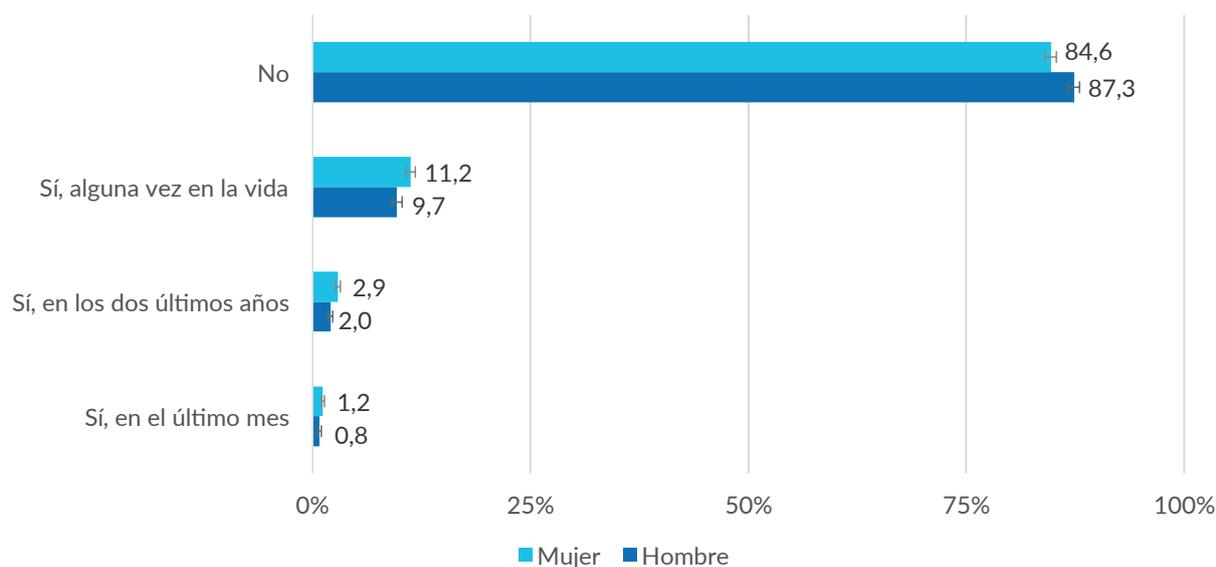
Posteriormente, se elaboró un análisis de regresión logística -tanto bivalente como multivalente- de diversos ámbitos en el plano psicosocial (soledad, dificultad de realización de actividades, apoyo social, satisfacción de la vida social y salud mental), así como toma de medicamentos -tranquilizantes, antidepresivos y medicamentos fuertes para el dolor-; para poder comparar entre sexos en el caso de la violencia sufrida en diversos espacios, así como entre las mujeres víctimas y las no víctimas a través de los intervalos de confianza (IC95%). Además, para estos análisis se utilizó la prueba R^2 de Nagelkerke a fin de explicar el grado de implicación de las diversas variables en el objetivo estudiado.

Resultados

Existencia de distintos tipos de violencia en determinados espacios

Todo tipo de violencia

En líneas generales, la población femenina afirmó sufrir más violencia que la masculina (ver **gráfica 1**). Sin embargo, esta diferencia entre géneros fue pequeña y, en añadido, sujeta a los periodos de tiempo expuestos en la ESCM'21. Pese a que ambos grupos manifestaron una mayor existencia de violencia cuanto mayor era el espacio de tiempo, es interesante recalcar cómo también aumenta esa diferencia entre sexos, indicando de esta manera la sistematización de la violencia contra las mujeres a lo largo de la vida de las mismas.

Gráfica 1. Prevalencia de sufrir algún tipo de violencia en función del sexo según periodos temporales e IC95%


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Al examinar los distintos espacios donde pudo existir algún tipo de violencia en diferentes análisis bivariantes estratificados por sexo según el espacio donde sucedía, se aprecia un riesgo mayor de sufrir violencia por ser mujer en todos los ámbitos salvo en uno: el educativo (**tabla 1**). En añadido, estos análisis clasificaban correctamente entre el 70% y el 95% de los casos. Asimismo, y a través de la R^2 de Nagelkerke, se puede explicar la existencia de la violencia en estos espacios y exclusivamente en función del sexo desde un 0,4% (R^2 para la violencia percibida en el ámbito educativo=0,004), hasta un 2,8% (R^2 para violencia percibida en la calle y/o espacios públicos=0,028). Como complemento, se puede destacar que, pese a dicha explicación porcentual, existe significación estadística ($p < 0,05$) entre las variables, reforzando esta teoría.

Tabla 1. Distribución de la prevalencia de violencia y OR (con sus IC95%) de los análisis bivariantes independientes en diversos espacios según sexo

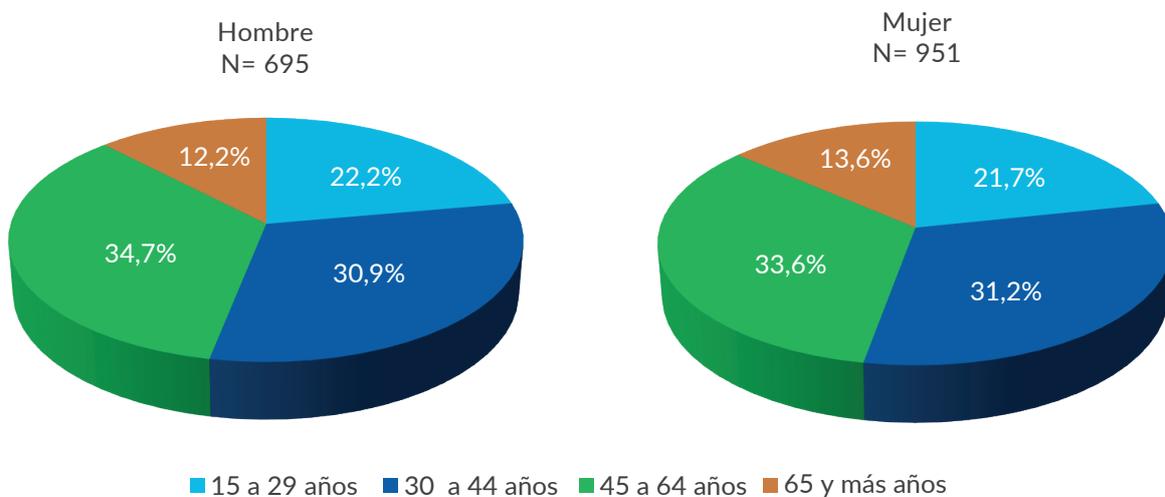
Variables		Violencia sufrida autopercebida				
		N	n	%	OR	IC95%
Ámbito laboral	Hombre	4.260	328	7,7	1	
	Mujer	4.246	518	12,2	1,4*	1,2-1,6
Calle y/o espacios públicos	Hombre	4.255	417	9,8	1	
	Mujer	4.245	590	13,9	1,2*	1,1-1,4
Ciberacoso	Hombre	4.294	73	1,7	1	
	Mujer	4.290	133	3,1	1,5*	1,1-2,0
Ámbito educativo	Hombre	4.262	260	6,1	1	
	Mujer	4.230	258	6,1	0,8	0,7-1,0
Ámbito familiar	Hombre	4.290	133	3,1	1	
	Mujer	4.258	281	6,6	1,8*	1,4-2,2

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la edad, y en términos generales, el grupo más numeroso que manifestó haber sufrido algún tipo de violencia a lo largo de su vida era el de las personas entre 45 y 64 años, mientras que el grupo más joven, de 15 a 29, mostraba el menor porcentaje de violencia sufrida. De la misma manera, no existe gran diferencia entre hombres y mujeres (ver **gráfica 2**). En términos de haber sufrido algún tipo de violencia, se halló una tendencia hacia el periodo de mediana edad -de 30 a 44 años- en comparación con la juventud. Este hecho fue especialmente notable en casos de violencia en el ámbito laboral [IC95%=20,1-24,3] y en espacios públicos [IC95%=27,7-33,1]. Sin embargo, es también remarcable cómo la propia juventud presentaba un mayor riesgo en aspectos tales como el ciberacoso [IC95%=7,8-12,0], donde el uso de las nuevas tecnologías fue mucho mayor que en otros grupos de edad.

Gráfica 2. Distribución de la existencia de violencia en algún momento de la vida, por edad y sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En definitiva, y a través de un análisis de regresión logística multivariante, se presentaron los principales determinantes sociales de la salud en relación con el riesgo de existencia de violencia (**tabla 2**), con una R^2 de Nagelkerke de 0,071 y una significación a través de la prueba de Hosmer-Lemeshow de 0,491. Como se pudo apreciar, existía una relación entre las categorías demográficas y socioeconómicas y el riesgo de haber sufrido algún tipo de violencia; destacando el rango de edad (a menor edad más riesgo) y el nivel de estudios (riesgo mayor según se sube de nivel educativo).

En el caso de los grupos de distrito, no se observó una significación relativa al riesgo asociado; pero, a través del análisis bayesiano que complementa el estudio frecuentista, se puede decir que hay una probabilidad asociada a que la OR de los distritos con menor desarrollo económico sea mayor a la categoría de referencia (distritos de mayor desarrollo) del 50% ($\text{Pr}[\text{OR} > 1] = 0,5$), y del 83% con respecto a la probabilidad de que la OR sea mayor que la de la categoría de referencia para los distritos de desarrollo medio-bajo ($\text{Pr}[\text{OR} > 1] = 0,832$). Por último, la mujer presentaba un mayor riesgo de sufrir violencia [OR=1,3; IC95%=1,2-1,5], así como las personas con nivel de estudios universitarios respecto a los primarios o menos.

Tabla 2. Distribución de frecuencias de violencia sufrida autopercebida, prevalencias y OR ajustadas según modelo de RLM por variables de estudio, con sus IC95%

Variables		Existencia de violencia				
		N	n	%	OR	IC95%
Sexo	Hombre	1.877	695	37,0	1	
	Mujer	2.240	951	42,5	1,3*	1,2-1,5
Edad	65 años o más	920	214	23,2	1	
	45 a 64 años	1.395	561	40,2	2,1*	1,7-2,5
	30 a 44 años	1.066	511	48,0	2,7*	2,2-3,4
	15 a 29 años	735	360	49,0	3,0*	2,4-3,8
Clase social familiar	Desfavorecida	1.316	479	35,6	1	
	Media	963	372	38,6	1,0	0,8-1,2
	Favorecida	1.754	779	44,4	1,2	1,0-1,4
Grupo de distrito	Mayor desarrollo	777	313	40,3	1	
	Desarrollo medio-alto	1.377	537	39,0	1,0	0,8-1,2
	Desarrollo medio-bajo	1.176	476	40,5	1,1	0,9-1,3
	Menor desarrollo	786	319	40,6	1,2	0,9-1,5
Nivel de estudios	Primarios o menos	700	186	26,6	1	
	Secundarios	1.562	627	40,2	1,4*	1,1-1,7
	Universitarios	1.853	832	44,9	1,6*	1,2-2,0
Estatus migratorio	No migrantes económicos	3.294	1.299	39,4	1	
	Sí migrantes económicos	823	347	42,2	1,0	0,9-1,2

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La existencia de violencia incluye: violencia laboral, en calle/espacios públicos, ciberacoso, ámbito educativo y familiar

Violencia de género

Un 5,8% de las mujeres encuestadas afirmaron haber sufrido algún tipo de violencia de género en los últimos doce meses por parte de sus parejas o exparejas, existiendo un mayor porcentaje relativo en mujeres de 15 a 29 años. De la misma manera, la forma más extendida de maltrato fue la del control de la actividad diaria -un 73,6% de las mujeres que reseñaron ser víctimas de violencia de género declararon que se había producido al menos de esta manera-, mientras que un 17,8% afirmaron haber sufrido algún tipo de violencia física.

En la **tabla 3** se muestra el resultado de los análisis bivariantes que cuantificaron el riesgo de sufrir violencia de género, en cada una de sus expresiones (física, acoso, violencia verbal...) en los distintos espacios y siempre frente a no sufrirla. Estos modelos presentan unos porcentajes globales pronosticados de entre el 71% (ámbito educativo) y el 93% (ámbito familiar) de los casos. Sin embargo, es necesario anotar que, debido a la baja proporción en la muestra de mujeres que se encontraban actualmente en el ámbito escolar ($R^2=0,003$), así como la escasa proporción de casos en la calle y/o espacios públicos ($R^2=0,002$), dichos riesgos presentan un espectro estadístico considerable. En conclusión, se puede decir que la presencia de otras violencias aumentó el riesgo de sufrir violencia de género hasta 7 veces más respecto a no haber sufrido dicha violencia en el espacio determinado. La probabilidad bayesiana de la existencia de violencia de género si se sufrió también en el ámbito educativo fue del 92% ($\text{Pr}[\text{OR}>1]=0,922$).

Tabla 3. Distribución de la prevalencia de violencia de género y OR de los análisis bivariantes independientes, con sus IC95%, en diversos espacios

Variables		Existencia de violencia de género				
		N	n	%	OR	IC95%
Ámbito laboral	No existencia de violencia	1.242	56	4,5	1	
	Existencia de violencia	399	39	9,8	2,3*	1,5-3,5
Calle y/o espacios públicos	No existencia de violencia	1.178	54	4,6	1	
	Existencia de violencia	463	41	8,9	2,0*	1,3-3,1
Ciberacoso	No existencia de violencia	1.543	78	5,1	1	
	Existencia de violencia	100	17	17,0	3,9*	2,2-6,8
Ámbito educativo	No existencia de violencia	1.459	78	5,3	1	
	Existencia de violencia	184	17	9,2	1,8	1,0-3,1
Ámbito familiar	No existencia de violencia	1.444	53	3,7	1	
	Existencia de violencia	199	42	21,1	7,0*	4,5-10,9

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Factores sociodemográficos asociados a la violencia de género

A continuación, se presenta una conceptualización de categorización de acuerdo con factores sociodemográficos de las mujeres que afirmaron que sus parejas o exparejas habían ejercido cualquier tipo de violencia machista sobre ellas. Como se puede apreciar en la **tabla 4**, no existe una gran diferenciación entre las propias categorías. Sin embargo, se puede concluir que factores como una menor edad o una situación socioeconómica más desfavorecida influyeron en el riesgo asociado a la existencia de violencia de género: a través de un análisis bayesiano se calculó la probabilidad de riesgo de existencia de este tipo de violencia en mujeres de 15 a 29 años, siendo del 74% y del 77% para las mujeres que pertenecían a la clase social desfavorecida, frente a las categorías de referencia de cada una.

De la misma manera, las mujeres que eran inmigrantes económicas presentaron una probabilidad de que la OR obtenida en el análisis multivariante fuera mayor de 1, frente al hecho de no serlo en relación a sufrir ese tipo de violencia de un 77% ($\text{Pr}[\text{OR} > 1] = 0,77$), destacando también que la existencia de problemas para mantener el pago de la residencia era un factor de riesgo para la existencia de violencia de género, suponiendo una OR estimada de más del doble que para las mujeres que no se enfrentaron a esta problemática [$\text{IC95\%} = 0,9-4,9$], siendo la probabilidad de que dicha OR se encuentre por encima de la categoría de referencia del 84% ($\text{Pr}[\text{OR} > 1] = 0,839$).

Tabla 4. Distribución de frecuencias de violencia de género sufrida autopercebida, prevalencias y OR ajustadas según modelo de RLM por variables de estudio, con sus IC95%

Variables		Existencia de violencia de género				
		N	n	%	OR	IC95%
Edad en intervalos	65 años o más	264	11	4,2	1	
	45 a 64 años	542	20	3,7	0,7	0,3-1,5
	30 a 44 años	478	34	7,1	1,3	0,6-2,8
	15 a 29 años	279	25	9,0	1,6	0,7-3,5

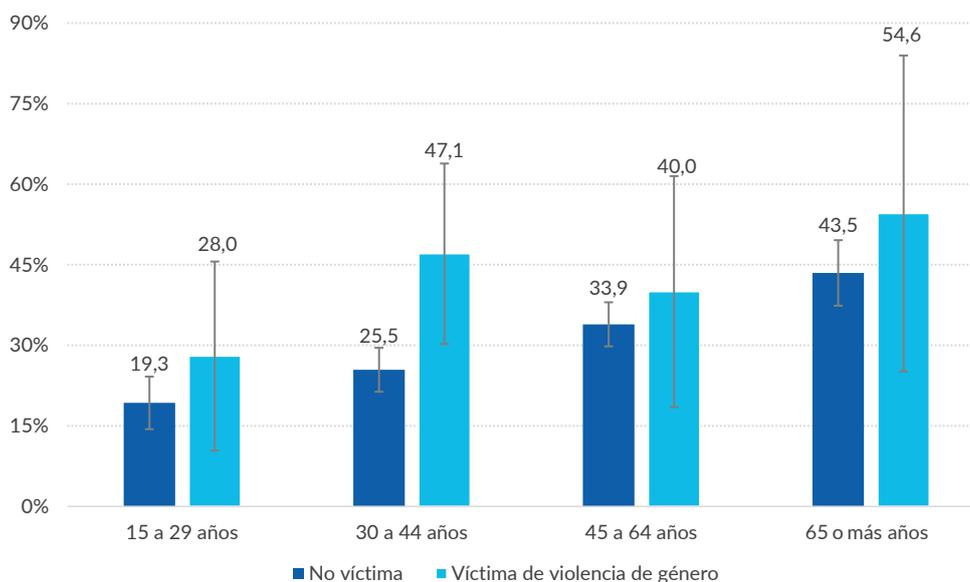
Nivel de estudios	Primarios o menos	209	10	4,8	1	
	Secundarios	561	40	7,1	1,3	0,6-2,8
	Universitarios	793	40	5,0	1,1	0,4-2,7
Clase social familiar	Favorecida	684	32	4,7	1	
	Media	405	21	5,2	1,1	0,6-2,0
	Desfavorecida	458	37	8,1	1,5	0,8-3,0
Inmigración económica	No	1.222	58	4,7	1	
	Sí	342	32	9,4	1,4	0,8-2,6
Existencia de inseguridad residencial	No	1.375	69	5,0	1	
	Sí	61	9	14,8	2,2	0,9-4,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Autopercepción de salud, riesgo de mala salud mental y bienestar general en víctimas de violencia de género

El 58,9% del grupo de mujeres que afirmaron haber sufrido algún tipo de violencia de género consideró tener una buena salud, frente al 32,2% que percibía su salud como regular y al 8,9% que apreciaba su salud como mala o muy mala [IC95%=3,0-14,8]. En comparación, un 69,5% del grupo de mujeres que señalaron no haber sufrido violencia de género, manifestaron tener una buena salud y un 6,0% afirmaron percibir su salud como mala o muy mala [IC95%=4,8-7,2].

Gráfica 3. Distribución de prevalencias e IC95% de mala autopercepción de salud en mujeres que afirmaron, o no, haber sufrido violencia de género, según grupos de edad

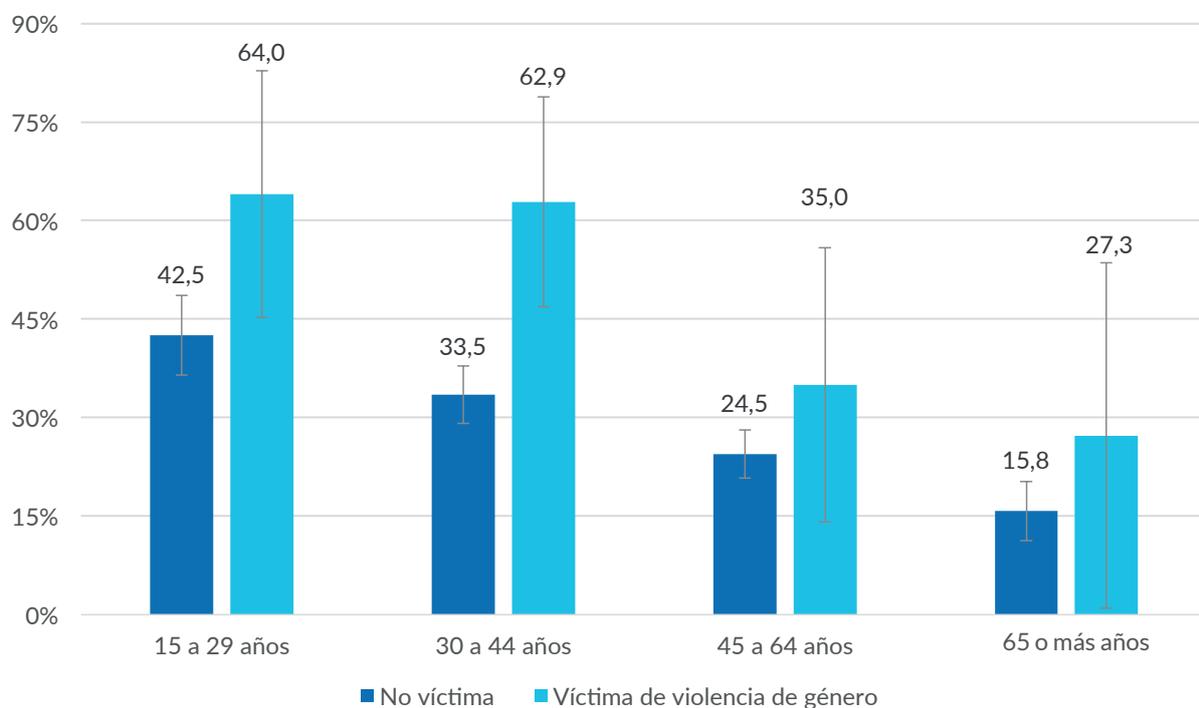


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Mala autopercepción de salud agrupa: regular, mala y muy mala

Al calcular la puntuación de la escala GHQ-12 en mujeres menores de 65 años, el 55,7% de las que afirmaban haber sufrido algún tipo de violencia de género en los últimos 12 meses obtuvieron una puntuación igual o superior a 3, lo cual supone una probabilidad alta de mala salud mental. En comparación con las mujeres que negaron haber sufrido esta violencia, el grupo de estudio presentó un 24,3% más prevalencia de casos con riesgo de mala salud mental (el porcentaje de mujeres no víctimas con probabilidad alta de mala salud mental fue del 31,4%). En el caso del Índice WHO-5, calculado en mujeres de 65 y más años, un 27% de las mujeres encuestadas que afirmaron haber sufrido violencia de género tuvieron una puntuación inferior a 13, lo cual indica la existencia de malestar emocional, una frecuencia de casi el doble respecto a las mujeres que declararon no haber sufrido este tipo de violencia (gráfica 4).

Gráfica 4. Prevalencias (con sus IC95%) de riesgo de mala salud mental en base a las puntuaciones obtenidas en GHQ-12 (menores de 65 años) y de malestar general en base a las puntuaciones obtenidas en WHO-5 (65 años o más) en mujeres víctimas de violencia de género y no víctimas, según grupos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 5** se muestra el resultado de aplicar varios análisis bivariantes, tomando como variables dependientes distintas situaciones negativas de la vida social, en relación con haber sido víctima de violencia de género o no. Al realizar el análisis bivalente de cada caso, se observaron R^2 de Nagelkerke de entre 0,015-0,08; es decir, que la existencia de esa violencia explica entre el 1,5 y el 8% de la varianza resultante de estas circunstancias adversas en el ámbito psicosocial.

La violencia de género conllevó un mayor riesgo de todas las circunstancias adversas estudiadas. Destacaba el sentimiento de soledad, presentando un riesgo estimado de sufrirlo siete veces mayor en las mujeres que habían padecido violencia de género, frente a las que no [OR 7,3; IC95%=4,8-11,3]. De la misma manera, ser víctima de esa violencia implicó duplicar la percepción de sufrir limitaciones [OR 2,3; IC95%=1,4-3,6] o dificultades para llevar una vida activa por una enfermedad física o un estado emocional adverso [OR 2,0; IC95%=1,3-3,2]; además de tener un mayor riesgo calculado de sufrir dolor [OR 1,7; IC95%=1,1-2,8]. Así mismo, en cuanto a la percepción social y la calidad de vida en relación con la salud, en comparación con las mujeres que notificaron no haber sido víctimas de violencia de género, las que sí la sufrieron presentaban un riesgo estimado mayor del doble de insatisfacción con su vida social [IC95%=1,6-4,1] y de percepción de una mala calidad de vida [IC95%=1,6-3,7].

[Volver al Índice](#) 

Tabla 5. Frecuencias, prevalencias y riesgos de diferentes circunstancias adversas de la vida social en mujeres según hayan sido víctimas o no de violencia de género. Resultados de distintos análisis bivariantes independientes (OR e IC95%)

Variable		Insatisfacción de la vida social				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	207	13,4	1	
	Sí	95	27	28,4	2,6*	1,6-4,1

Variable		Percepción de falta de apoyo social en caso de necesidad				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	751	48,5	1	
	Sí	95	64	67,4	2,2*	1,6-3,4

Variable		Mala calidad de vida				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	612	39,5	1	
	Sí	95	58	61,1	2,4*	1,6-3,7

Variable		Limitación de la actividad social a causa de la salud física o estado emocional				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	251	16,2	1	
	Sí	95	29	30,5	2,3*	1,4-3,6

Variable		Dificultad para realizar tareas a causa de su salud física o estado emocional				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	289	18,7	1	
	Sí	95	30	31,6	2,0*	1,3-3,2

Variable		Sentimiento de soledad				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.544	169	10,9	1	
	Sí	95	45	47,4	7,3*	4,8-11,3

Variable		Existencia de dolor				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	1.041	67,2	1	
	Sí	95	74	77,9	1,7*	1,1-2,8

(*) OR con significación estadística

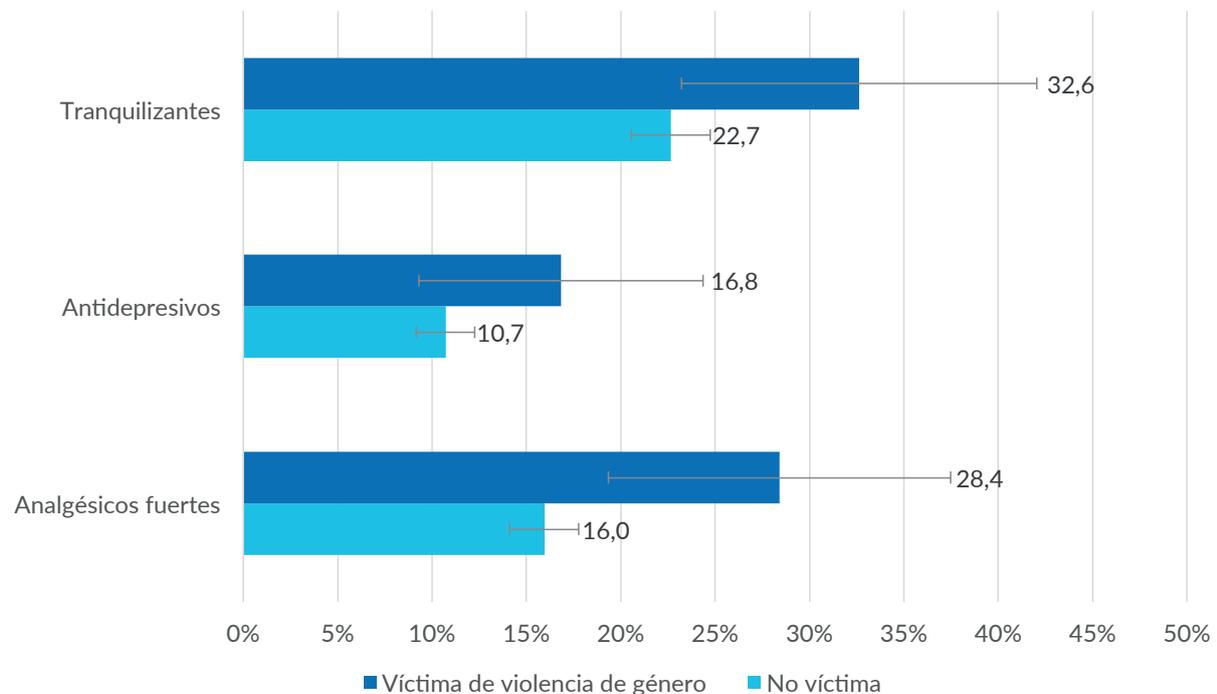
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Consumo de medicamentos

En los doce meses previos a la realización de la encuesta, un 32,6% de las mujeres que respondieron haber sufrido violencia de género habían consumido algún tipo de tranquilizante, ansiolítico o medicación para dormir (22,7% en el caso de las mujeres no víctimas de dicha violencia). El porcentaje se redujo a un 16,8% para la toma de antidepresivos y a un 28,4% para la ingesta de analgésicos fuertes para el dolor (10,7% y 15,9% respectivamente en las mujeres no víctimas de violencia de género) (**gráfica 5**).

Este consumo fue más frecuente según se incrementaba el rango de edad para ambos grupos, pero en mayor grado para las mujeres víctimas de violencia de género; destacando el caso de la toma de medicamentos fuertes para el dolor en mujeres de 65 años y más que habían constatado haber sufrido algún tipo de violencia machista, donde una de cada dos afirmaba consumirlos. Por otra parte, cabe destacar que la mitad de las jóvenes entre 15-29 años que habían sufrido violencia de género tomaba tranquilizantes, ansiolíticos u otro medicamento para conciliar el sueño -frente a un 15,0% de las jóvenes que no lo habían sido-; mientras que casi un cuarto de las mujeres de 45 a 64 años que padecieron este tipo de violencia afirmaba haber utilizado antidepresivos en el último año (vs. a un 12,0% del resto de la muestra).

Gráfica 5. Prevalencia (e IC95%) de consumo de diversos tipos de medicamentos en los últimos doce meses, en mujeres según hayan sido víctimas o no de violencia de género



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 6** se presentan diversos análisis bivariantes que complementan la exposición anterior. Cabe destacar el hecho de que haber sido víctima de violencia de género no determinó, en el análisis frecuentista, una diferencia significativa respecto al aumento del riesgo de consumo de antidepresivos, aunque tras el análisis bayesiano, se confirmó una probabilidad del 91% para dicho riesgo calculado respecto a las mujeres que no fueron objeto de esa violencia ($Pr[OR>1]=0,910$).

Se puede observar tras el análisis efectuado, que el riesgo de tomar medicamentos fuertes para el dolor fue doble en las mujeres víctimas de violencia de género y el riesgo de consumo de tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir se incrementó un 70%, en ese mismo subgrupo, respecto a las mujeres que no padecieron este tipo de violencia.

Tabla 6. Frecuencias, prevalencias y riesgos de consumo de diversos tipos de medicamentos en mujeres según hayan sido víctimas o no de violencia de género. Resultados de distintos análisis bivariantes independientes (OR e IC95%)

Variable		Tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	351	22,7	1	
	Sí	95	31	32,6	1,7*	1,1-2,6

Variable		Antidepresivos				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	166	10,7	1	
	Sí	95	16	16,8	1,7	1,0-3,0

Variable		Medicamentos fuertes para el dolor				
		N	n	%	OR	IC95%
Existencia de violencia de género	No	1.549	247	15,9	1	
	Sí	95	27	28,4	2,1*	1,3-3,3

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

El objetivo de este análisis fue doble: por una parte, conocer el riesgo asociado de sufrir violencia en distintos espacios en función de las circunstancias y determinantes sociodemográficos relativos a cada persona, así como para el caso exclusivo de las mujeres que afirmaron haber sido víctimas de violencia de género; y por otro, analizar la magnitud de la violencia y la violencia de género en términos de impacto para la salud de la población afectada y la interseccionalidad de distintos determinantes de la misma dentro del contexto a estudiar para la ciudad de Madrid.

El verdadero ejercicio analítico parte de cómo se trata la violencia y las personas a las que afecta, pues es común caer en la falacia de tratar de explicar todo en base a las consecuencias del acto, en este caso haber sufrido violencia y violencia de género, en lugar de analizar cómo ese acto afecta a la vida diaria de las personas, es decir, las consecuencias del mismo; de la misma manera que tratar cómo los determinantes sociales de la salud influyen en la existencia o no de la violencia -por ejemplo, y de acuerdo con los resultados obtenidos a través de un análisis de regresión logística, el hecho de ser una mujer inmigrante económica reportaba un riesgo de casi el doble de sufrir violencia de género [IC95%=1,3-3,2) en comparación con una mujer que no lo fuese-.

En ese sentido, es importante el estudio de los determinantes sociales de la salud, porque pueden no solo configurar a la persona, sino también establecer la implicación del medio en la génesis de la violencia. Por ejemplo, debido a la inclusión de cualquier espacio -ámbito laboral, familiar, educativo, espacios públicos y online- dentro del análisis multivariante de la existencia de violencia, estos propios lugares pueden influir. Igualmente, la categorización de factores de la violencia de género es un tema incierto cuanto menos, ya que se puede caer en la estigmatización o categorización basada en tópicos sin tener en cuenta el desarrollo o vivencias de la mujer que sufre esta violencia.

De la misma manera, es interesante reseñar las transformaciones del espacio originadas en el país durante los últimos 60 años; pues los análisis están intrínsecamente sujetos a momentos fijos que no solo reflejan la situación actual, sino también la que los distintos grupos de edad han vivido. Esto es, que al igual que la sociedad cambia y avanza, los procesos y situaciones que fomentan o generan conductas violentas también lo hacen: por ejemplo, es imposible medir el impacto del ciberacoso en la juventud de la década de los ochenta -la cual ahora pertenece al grupo de edad de 45 a 64 años-, debido a la baja digitalización de la población -y bajo desarrollo tecnológico en general-, lo cual, lógicamente, no significa que no existiesen situaciones de acoso durante ese periodo, aunque de otro modo y no a través de por ejemplo las redes sociales o TICs.

En comparación con otros estudios planteados a nivel nacional^{4,5}, los datos arrojados por la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 son similares en tanto a la objetivación de las variables que se han tratado -por ejemplo, en el ámbito del consumo de los medicamentos seleccionados, pese a mostrar una prevalencia menor que en otras investigaciones-, se revela un mayor riesgo de consumo para las mujeres víctimas de violencia de género, de hasta el doble en comparación con el resto de la muestra (consumo de ansiolíticos o medicación para dormir, y medicamentos fuertes para el dolor). Sin embargo, es necesario anotar que otras encuestas presentan una amplitud de variables y categorías que buscan ahondar en el efecto de la violencia de género sobre las mujeres, y no necesariamente su impacto directo en la salud de estas. Esto hace que, y tal y como se ha planteado antes, las preguntas enfocadas tengan un carácter mucho más personal en comparación con la ESCM '21, haciendo que los datos estén repartidos en series de categorías más amplias -categorías que, por otra parte, no tienen cabida en el actual Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022.

Conclusiones

- Ser mujer conlleva un mayor riesgo de sufrir violencia en cualquier entorno con respecto a los hombres, salvo en el entorno educativo. A menor edad y mayor nivel de estudios, superior es el riesgo de sufrir algún tipo de violencia.
- Un 5,8% de las mujeres encuestadas afirmaron haber sufrido algún tipo de violencia de género en el último año por parte de sus parejas o exparejas, existiendo un mayor porcentaje relativo en aquellas de 15 a 29 años (9,0%). La forma más extendida de maltrato fue la del control de la actividad diaria (el 73,6% declararon que se había producido al menos de esa manera).
- En términos de salud mental, más de la mitad de las víctimas de violencia de género obtuvieron puntuaciones que implicaban un riesgo de mala salud mental, según las escalas GHQ-12 y WHO-5, pese a que un 58,9% de las mismas notificaron sentirse con buena salud.
- Haber sufrido violencia de género conlleva un mayor riesgo para la mujer de sentirse limitada en términos sociales y emocionales, destacando el sentimiento de soledad, la insatisfacción con la vida social y la mala calidad de vida, en comparación a las mujeres que no la padecieron.
- Las mujeres que afirmaron haber sufrido violencia de género consumieron más medicación en el último año que aquellas que no la recibieron, llegando a doblarse el riesgo calculado de consumo de analgésicos fuertes para el dolor y casi un 70% el de tranquilizantes, ansiolíticos o hipnóticos.

Referencias bibliográficas

1. La Parra D, Tortosa JM. Violencia estructural: una ilustración del concepto. Documentación social 131 (2003), https://rua.ua.es/dspace/bitstream/10045/23375/1/2003_laparra_tortosa_documentacion_social.pdf
2. Resolución de la Asamblea General 48/104 (1993). Declaración sobre la eliminación de la violencia contra la mujer. Organización de las Naciones Unidas. <https://www.acnur.org/fileadmin/documentos/bdl/2002/1286.pdf?file=fileadmin/documentos/bdl/2002/1286>
3. Delegación del Gobierno contra la Violencia de Género. Portal Estadístico (2021). <http://estadisticasviolenciagenero.igualdad.mpr.gob.es/>
4. Macroencuesta de violencia contra la mujer 2019. Subdirección General de Sensibilización, Prevención y Estudios de la Violencia de Género. Delegación del Gobierno contra la Violencia de Género (2020), https://violenciagenero.igualdad.gob.es/violenciaencifras/macroencuesta2015/pdf/resumen_ejecutivo_macroencuesta_2019_def.pdf
5. Estudio sobre el tiempo que tardan las mujeres víctimas de violencia de género en verbalizar su situación. Fundación Igual a Igual. Ministerio de la Presidencia, Relaciones con las Cortes e Igualdad. Delegación del Gobierno para la Violencia de Género (2017). <https://sinmaltrato.gva.es/documents/454751/168120945/estudio+tiempo+denuncia/7f84394c-2049-4f83-a44d-3e78ffce5ae2>

2.1.4 RELACIONES SOCIALES Y APOYO SOCIAL

Introducción

Se realiza, desde la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), una aproximación a este espacio enmarcado en términos salutogénicos, a partir de una perspectiva psicosocial y transversal desde el estudio del apoyo social percibido en caso de necesidad, la autopercepción de la vida social y el tiempo dedicado a actividades sociales. Asimismo, dicho estudio presentará la relación de estas tres categorías con determinados factores psicosociales y demográficos que pretenden descubrir hasta qué punto la interseccionalidad de los determinantes sociales de la salud afectan a la salud de la población madrileña.

Método

Fuentes de información

Junto con la ESCM' 21, se examinaron los datos de otras encuestas nacionales e internacionales que miden con una metodología similar las variables objeto de este estudio. El objetivo de esta revisión bibliográfica fue realizar una comparativa de los resultados con otras fuentes de información.

Las prevalencias sobre el tiempo dedicado a las relaciones sociales pudieron compararse con datos del Índice para una vida mejor (en inglés, *Better Life Index*), de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OECD, 2020), orientado a evaluar el bienestar de la ciudadanía de los países miembros de la OECD a través de distintos indicadores. Este índice pregunta, dentro de la dimensión de "Conexiones sociales", por el promedio de horas dedicadas a interacciones sociales por semana³.

Sobre el apoyo social percibido, los hallazgos se compararon con datos de las encuestas previas de salud de la ciudad de Madrid (ESCM' 17 y ESCM' 2013)^{5,6} que, al igual que la presente encuesta, miden también el apoyo social mediante el ítem 8 de la Escala COOP-WONCA:

"Durante las dos últimas semanas, ¿había alguien dispuesto a ayudarle si hubiera necesitado ayuda?"

Las respuestas posibles son:

- Sí, todo el mundo
- Sí, bastantes personas
- Sí, algunas personas
- Alguien había
- Nadie en absoluto

Esta variable se transformó en dicotómica, incluyendo dentro de "Apoyo social" las cuatro primeras opciones y en "Falta de apoyo social" la opción "Nadie en absoluto".

También se analizó la Encuesta Europea de Salud en España 2020 (EESE 2020)⁷, al encontrar que una de las preguntas de la escala con que evalúa el apoyo social percibido - *The Oslo Social Support Scale (OSS-3)* -, puede compararse metodológicamente con la pregunta de este estudio. En concreto, se trata de la siguiente: "En caso de tener un problema personal grave de cualquier tipo, ¿con cuántas personas cercanas a usted podría contar?", con varias opciones de respuesta: "Ninguna", "1 o 2 personas", "De 3 a 5 personas", "Más de 5 personas". De igual modo que el anterior, se transformó esta variable en dicotómica, englobando en la respuesta "Apoyo social" las tres últimas opciones, y en "Falta de apoyo social" la opción de "Ninguna". A nivel internacional, se comparó con datos del Índice para una vida mejor (OECD, 2020) que, mediante el indicador de apoyo social, mide la proporción de personas que dicen tener amigos/as o parientes con los que pueden contar en tiempos de problemas.

Dentro de un análisis cualitativo, a fin de encontrar líneas de investigación que encajasen dentro del paradigma

propuesto por el estudio y los objetivos, se realizó una revisión del Informe Foessa '22⁸-donde se enfocaron premisas de análisis que más adelante se encontrarán en el estudio en materia de articulación social, trabajo, género y edad-; y el *Gender Equality Index*⁴, el cual mide la desigualdad de género entre países de la Unión Europea a través de factores tales como el trabajo, tiempo y conciliación, capacidad de poder, salud o educación, los cuales, al igual que en el caso del Informe Foessa '22, sirvieron para triangular las hipótesis que más adelante se analizaron.

Instrumentos y variables

Para alcanzar los objetivos del presente estudio, se exploraron las variables de interés relacionadas con el tiempo dedicado a relaciones sociales, la autopercepción sobre la vida social y el apoyo social percibido mediante la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021, que tiene por finalidad conocer el estado de salud de la población madrileña desde los 15 años y sus determinantes, así como aportar evidencias orientadas a mejorar la salud y facilitar la planificación y evaluación de las políticas municipales.

En relación con las variables psicosociales y de salud, se incorporaron las siguientes: riesgo de mala salud mental (puntuación de 3 o más en la escala GHQ-12 se considera riesgo de mala salud mental); bienestar subjetivo (puntuación directa del cuestionario WHO-5, en el que una puntuación más alta implica mayor nivel de bienestar subjetivo; menos de 13 puntos o puntuar 0 ó 1 en algún ítem se corresponde con alto riesgo de malestar)¹²; autopercepción del estado de salud (buena, que incluye las respuestas [muy buena y buena], y mala, que incluye [regular, mala y muy mala]); limitaciones crónicas de la actividad (limitado/a, no limitado/a) y tipo de limitación crónica (física, mental, ambas); dolor en últimas semanas (nada de dolor, algo de dolor, dolor intenso); sentimiento de soledad (se siente solo/a, no se siente solo/a); distintos tipos de violencia sufrida – en espacios públicos, familiar, laboral, en el ámbito educativo y ciberacoso - (sí, no); y uso habitual de redes sociales (sí, no), de mensajería instantánea (sí, no) y de llamadas o videollamadas (sí, no).

Análisis de datos

Primero, se realizó un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados para obtener las principales prevalencias de las tres variables examinadas en el presente estudio. Para explorar si había diferencias según el sexo en el tiempo semanal dedicado a relaciones con amistades y familiares como actividad principal, al ser tratada como una variable cuantitativa, se llevó a cabo un análisis de comparación de medias mediante la prueba t de Student para muestras independientes. Para comparar la media de horas dedicadas a la vida social por grupos de edad, nivel de estudios, clase social y distritos, se efectuaron análisis de varianza (ANOVA) de un factor, con la posterior corrección de Bonferroni.

En segundo lugar, se procedió a realizar un análisis bivariante para la frecuencia de apoyo social percibido y otro para la autopercepción de la vida social, en los que se cruzaron con variables referidas a determinantes sociales, psicosociales y de salud. Después de los análisis bivariantes, se llevó a cabo un análisis multivariante de todas aquellas variables que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$) con la percepción de apoyo social y de la vida social.

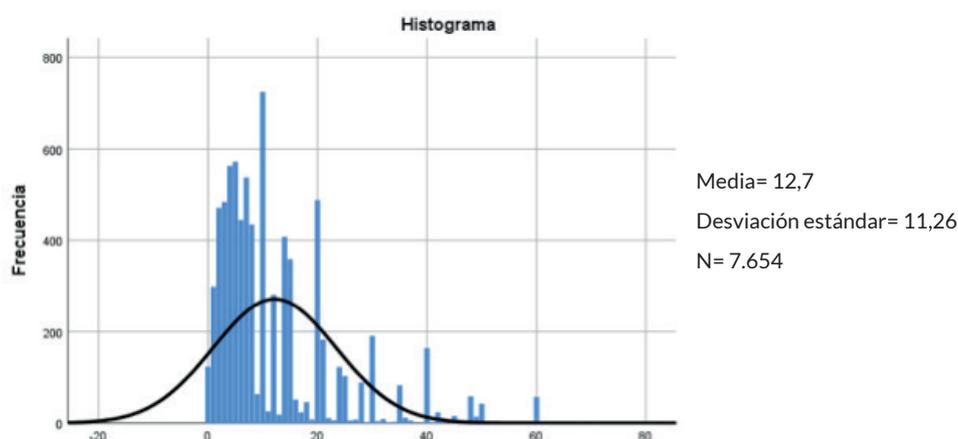
Debido a que la salud mental se valoró como una dimensión fundamental para la predicción de las dos variables mencionadas objeto de estudio, al medir la salud mental mediante dos cuestionarios diferentes - el GHQ-12 se administró a las personas menores de 65 años y el WHO-5 a las de 65 o más años-, se realizaron dos análisis multivariantes por separado para cada una de estas poblaciones.

Resultados

Tiempo dedicado a relaciones sociales como actividad principal

La media de horas que la población que vive en Madrid dedicaba a la semana a relacionarse con familiares y/o amistades como actividad principal fue de 12,17 horas (DT = 11,26).

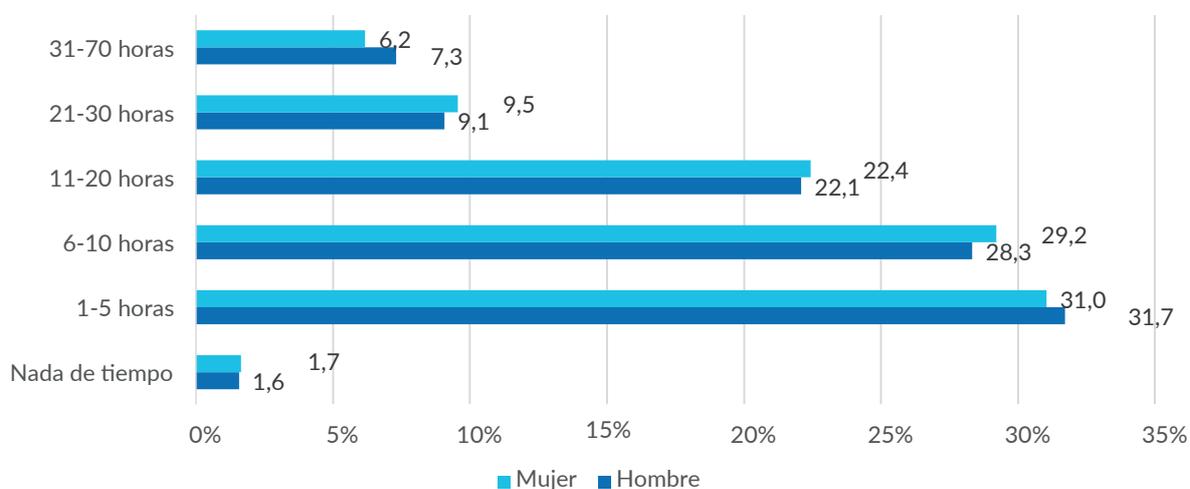
Gráfica 1. Frecuencias del número de horas dedicadas semanalmente a las relaciones con amistades y/o familiares como actividad principal



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

No existen diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en el tiempo que dedican a las relaciones sociales ($T = 1,55$; $p > 0,05$), pues los primeros invierten una media de 12,38 horas [IC95%= 12,00-12,76] y las mujeres de 11,98 horas [IC95%: 11,64-12,31] (gráfica 2).

Gráfica 2. Porcentaje de horas dedicadas semanalmente a las relaciones con amistades y/o familiares como actividad principal, agrupadas y según sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupos de edad, las diferencias son significativas a nivel estadístico ($F = 36,96$; $p < 0,001$) entre las personas jóvenes de 15 a 29 años y los otros grupos de edad más avanzada, siendo los y las jóvenes [$\bar{x} = 14,94$; IC95%= 14,29-15,58] quienes más horas dedican a sus relaciones familiares y con amistades (tabla 1).

En función del nivel educativo, se observan diferencias estadísticamente significativas entre los grupos ($F = 10,97$; $p < 0,001$). Concretamente, entre las personas con estudios primarios o inferiores [$\bar{x} = 10,94$; IC95%= 10,32-11,55], que son las que menos tiempo dedicaban a sus relaciones sociales, y las personas con estudios secundarios [$\bar{x} = 12,12$; IC95%= 11,68-12,57] y universitarios [$\bar{x} = 12,64$; IC95%= 12,29-13,00].

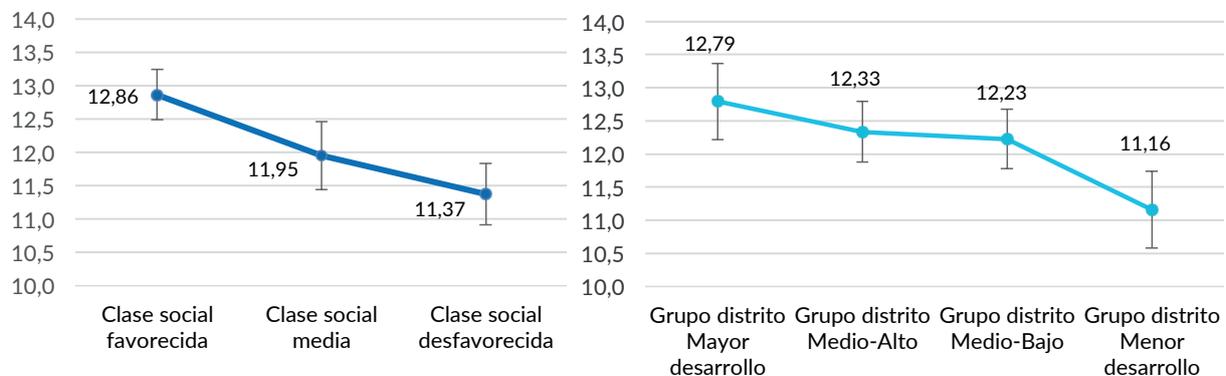
Tabla 1. Horas dedicadas semanalmente a relaciones con amigos y familiares como actividad principal, por grupos de edad (medias e IC95%)

Grupos de edad	Media	IC95% inf.	IC95% sup.
15 a 29 años	14,94	14,29	15,58
30 a 44 años	12,03	11,56	12,51
45 a 64 años	11,50	11,08	11,92
65 y más años	11,05	10,52	11,57

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con respecto a la clase social ocupacional, también se aprecian diferencias significativas ($F= 12,78$; $p<0,001$) entre las personas que pertenecen a una clase favorecida [$\bar{x}=12,86$; $IC95\%= 12,49-13,24$] y quienes son de clase media [$\bar{x}=11,95$; $IC95\%= 11,44-12,46$] y, especialmente, de clase desfavorecida [$\bar{x}=11,37$; $IC95\%= 10,91-11,83$], siendo aquellas de clase alta quienes invertían más tiempo en relacionarse con la familia y amistades como actividad principal. En línea con el resultado anterior, el tiempo semanal que dedicaba la ciudadanía madrileña a las relaciones sociales se incrementa según aumenta el nivel de desarrollo del distrito, encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de distritos con menor nivel de desarrollo y el resto de grupos ($F= 5,53$; $p<0,001$). Así, las personas que viven en distritos con un mayor desarrollo [$\bar{x}= 12,79$; $IC95\%= 12,22-13,37$] son quienes más tiempo pasaban relacionándose con amistades y familia, mientras que quienes residen en distritos de menor desarrollo [$\bar{x}=11,16$; $IC95\%= 10,58-11,74$] son, con diferencia, quienes menos tiempo invertían en su vida social. En la **gráfica 3** pueden verse los promedios de horas dedicadas a las relaciones con amistades y familiares según la clase social y el desarrollo del distrito.

Gráfica 3. Distribución de horas dedicadas semanalmente a relaciones con amigos y familiares como actividad principal en el año 2021, por clase social y clúster de distrito según nivel de desarrollo (medias e IC95%)



Fuente: Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid 2013, 2017 y 2021

Resultados sobre apoyo social percibido

En el presente estudio, el 97,6% [$IC95\%= 97,2-97,9$] de la población que reside en la ciudad de Madrid consideraba tener a alguien cercano con quien contar en caso de necesidad, frente al 2,4% [$IC95\%= 2,1-2,8$] de personas que no tenía a nadie. Por tanto, hay un porcentaje minoritario de personas que refieren no tener apoyo social.

En la **tabla 2** se muestran las prevalencias del apoyo social percibido por la población madrileña en los últimos años en caso de necesitar ayuda, a partir de datos de distintas Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid. Los resultados indican que las prevalencias de apoyo social percibido no difieren de modo significativo a nivel estadístico en los tres años en que se han evaluado.

Tabla 2. Prevalencia de la percepción de apoyo social o falta de ella en la población de 15 o más años según las Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid de 2013, 2017 y 2021, con sus IC95%

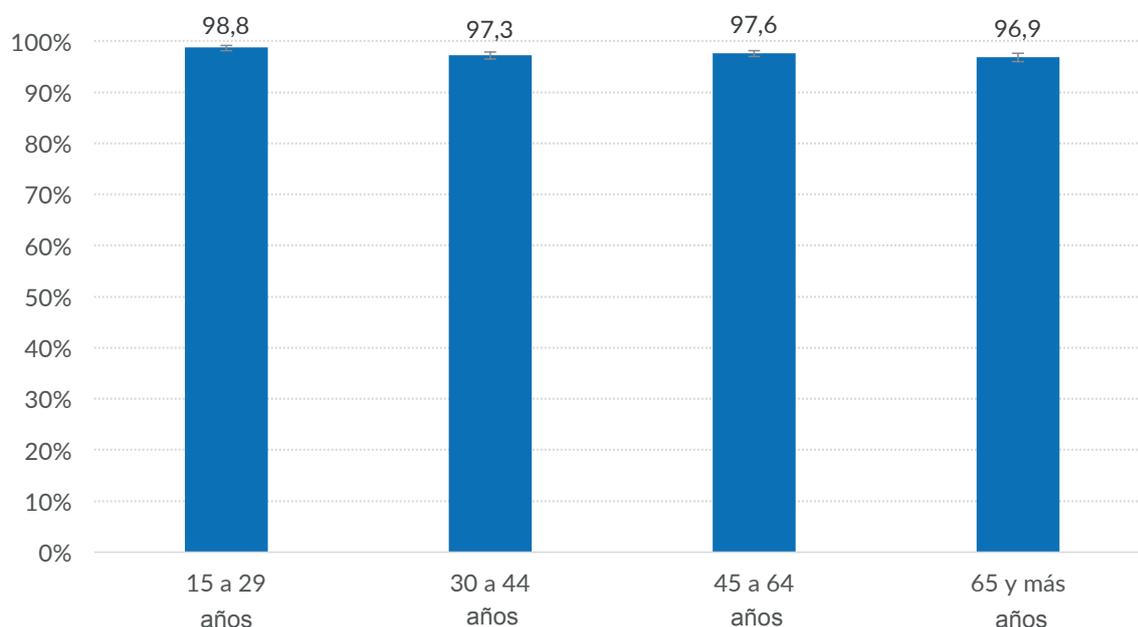
"Durante las dos últimas semanas, ¿había alguien dispuesto a ayudarle si hubiera necesitado ayuda?" (Escala COOP-WONCA)						
Población total	ESCM' 13		ESCM'17		ESCM' 21	
	%	IC95%	%	IC95%	%	IC95%
Apoyo social	94,89	93,1-96,1	95,67	95,0-95,9	96,22	95,6-96,7
Falta de apoyo social	5,24	3,9-6,9	4,33	4,1-5,0	3,78	3,2-4,4

Fuente: Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid 2013, 2017 y 2021

La prevalencia de apoyo social percibido es elevada tanto en hombres como en mujeres, sin existir diferencias estadísticamente significativas al respecto en ningún tramo de edad. El 97,2% de las mujeres [IC95%= 96,7-97,7] y el 98,0% de los hombres [IC95%= 97,5-98,4] cuentan con alguien en caso de necesidad.

Por grupos de edad, las personas jóvenes de 15 a 29 años eran quienes, en mayor proporción, percibían disponer de apoyo social [98,8%; IC95%= 98,1-99,2], diferenciándose de manera estadísticamente significativa con el resto de los grupos, excepto con las personas de 45 a 64 años (véase la **gráfica 4**).

Gráfica 4. Prevalencia del apoyo social percibido por grupos de edad (con IC95%)



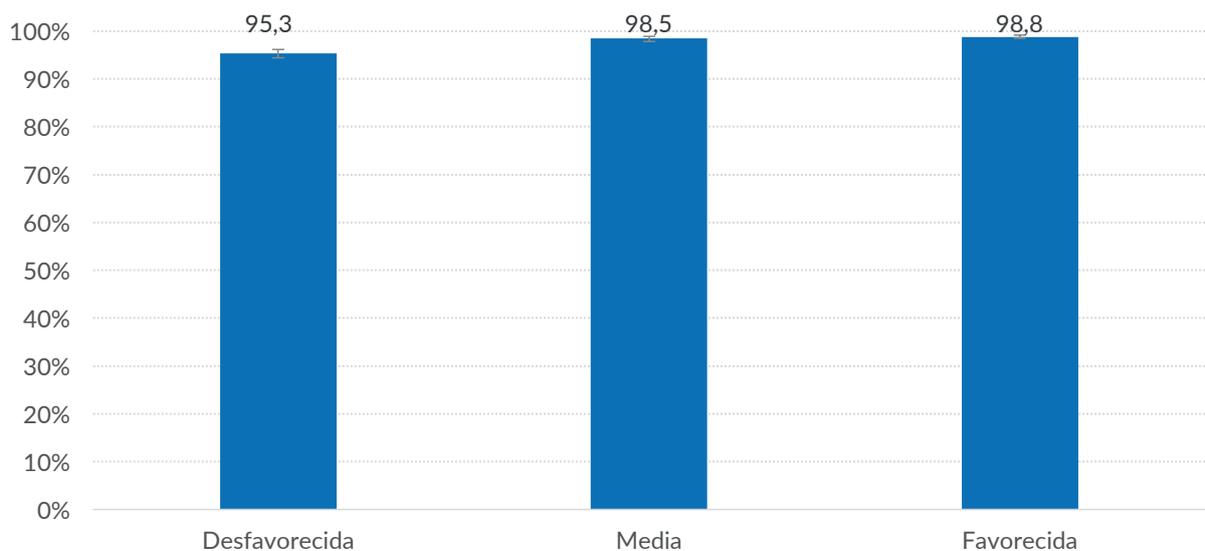
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cuando se analizan las prevalencias según la edad y el sexo, tanto los hombres [99,3%; IC95%: 98,5-99,7] como las mujeres [98,3%; IC95%: 97,5-99,0] jóvenes de 15 a 29 años son quienes mayores prevalencias presentaron en cuanto al apoyo social que perciben, sin embargo, en los primeros únicamente se encuentran diferencias significativas en comparación con los hombres de 45 a 64 años [97,4%; IC95%: 96,4-98,1], mientras que en las mujeres no se encuentran diferencias entre ningún tramo de edad.

En cuanto al nivel de estudios, el 98,6% [IC95%: 98,2-98,9] de las personas con estudios universitarios manifestaron tener apoyo social en caso de necesidad, frente a quienes alcanzaron estudios secundarios [97,0%; IC95%= 96,4-97,6] y primarios o menos [96,1%; IC95%: 95,0-97,0] que, aunque contaban con altos porcentajes de apoyo social, estos eran inferiores, existiendo diferencias significativas a nivel estadístico. Asimismo, según la clase social de las personas entrevistadas, quienes pertenecían a una clase social desfavorecida presentaron prevalencias más bajas en comparación con quienes pertenecían a las clases media y favorecida, de manera estadísticamente significativa, tal y como aparece en la **gráfica 5**.

En cambio, por grupo de distrito no se observan diferencias estadísticamente significativas entre los distritos de diferente nivel de desarrollo; incluso, se aprecia una ligera tendencia contraria a la esperada: quienes vivían en distritos con mayor nivel de desarrollo percibían con menor frecuencia tener apoyo social [96,5%; IC95%: 95,5-97,3] que quienes residían en los distritos de menor desarrollo [98,1%; IC95%: 97,3-98,7], con las prevalencias más altas en este indicador.

Gráfica 5. Prevalencia del apoyo social percibido por clase social ocupacional familiar con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tras examinar diferentes variables de determinantes sociales que se relacionan significativamente con el hecho de contar con apoyo social en caso de necesidad, se llevaron a cabo dos análisis multivariantes de regresión logística binaria, con el fin de ajustar el riesgo asociado a cada una de ellas, consideradas en el modelo como independientes.

Como se muestra en la **tabla 3**, los resultados del análisis multivariante indican que, para las personas menores de 65 años que viven en la ciudad Madrid, las condiciones que mejor explican la percepción de tener apoyo social en caso de necesidad son: vivir en compañía de una o más personas, no sentirse solo/a, pertenecer a una clase social media y/o favorecida y considerar satisfactoria la propia vida social, que aumentan la probabilidad de percibir apoyo social hasta tres veces más. Otras variables que también están relacionadas, en menor medida, con tener apoyo social son la seguridad económica para acceder a los alimentos y un bajo riesgo de problemas de salud mental. El sexo y la edad no son explicativas de la percepción de tener apoyo en caso de necesidad cuando se ajustan por todas las demás variables incluidas en el análisis.

Este modelo explica el 25,6% de la varianza de apoyo social percibido y clasifica correctamente el 97,9% de los casos.

Tabla 3. Distribución de frecuencia de apoyo social percibido, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio en personas menores de 65 años

Variables		Apoyo social percibido					
		N	n	%	OR/Exp.(B)	IC95% inf.	IC95% sup.
		3.213	3.136	97,6			
Sexo	Mujer	1.691	1.648	97,5	1		
	Hombre	1.522	1.489	97,8	1,08	0,63	1,84
Edad	15-29 años	740	730	98,6	1,89	0,86	4,16
	30-44 años	1.071	1.040	97,1	1,22	0,68	2,16
	45-64 años	1.403	1.367	97,4	1		
Clase social	Desfavorecida	1.024	977	95,4	1		
	Media	725	714	98,5	3,16*	1,48	6,74
	Favorecida	1.431	1.414	98,8	2,70*	1,40	5,23
Inseguridad de acceso económico a alimentos	Sí	334	304	91,0	1		
	No	2.859	2.814	98,4	2,24*	1,20	4,20
Convivencia	Vive solo/a	278	256	92,1	1		
	Vive acompañado/a	2.809	2.762	98,3	4,30*	2,39	7,73
Sentimiento de soledad	Se siente solo/a	433	387	89,4	1		
	No se siente solo/a	2.764	2.734	98,9	4,26*	2,35	7,73
Percepción de la vida social	Insatisfactoria	424	386	91,0	1		
	Satisfactoria	2.788	2.750	98,6	3,02*	1,69	5,39
Riesgo de mala salud mental	Alto riesgo	902	852	94,5	1		
	Bajo riesgo	2.311	2.285	98,9	1,85*	1,00	3,42
Autopercepción del estado de salud	Negativa AES	822	788	95,9	1		
	Positiva AES	2.388	2.346	98,2	0,60	0,33	1,09

Nota. La regresión logística binaria incluyó 3.167 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística.
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 4** puede verse el modelo obtenido por RLM para las personas con edad de 65 o más años, que explica el 21,9% de la varianza de apoyo social percibido, y clasifica correctamente el 96,7% de los casos. Los resultados informan de que las condiciones que más peso tienen en el apoyo social percibido en caso de necesidad en las personas mayores son: vivir acompañado/a y estar satisfecho/a con respecto a la propia vida social, que aumentan hasta cuatro veces la probabilidad de tener apoyo social. No haber sufrido violencia familiar a lo largo de la vida y no sentirse solo/a también explican la percepción de apoyo social en la población mayor; sin embargo, el sexo no explica esta variable cuando se ajusta por el resto de las variables analizadas.

Tabla 4. Distribución de frecuencia de apoyo social percibido, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en personas de 65 o más años

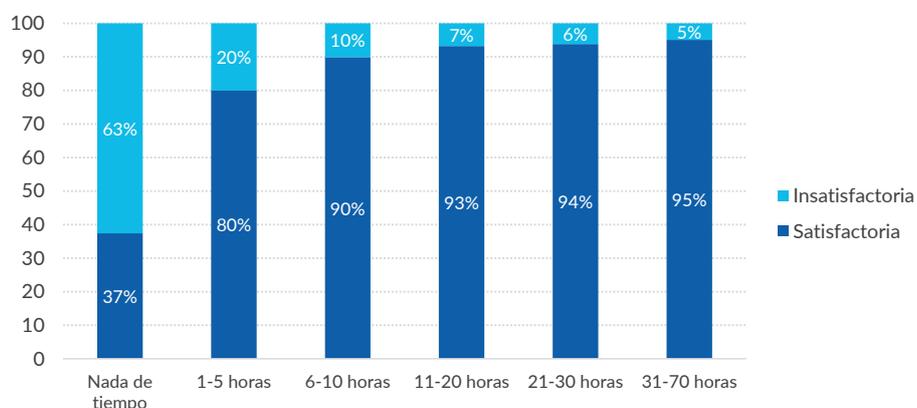
Variables		Apoyo social percibido					
		N	n	%	OR/Exp.(B)	IC95% inf.	IC95% sup.
		924	894	96,8			
Sexo	Mujer	560	536	95,7	1		
	Hombre	364	358	98,4	1,67	0,65	4,30
Convivencia	Vive solo/a	206	188	91,3	1		
	Vive acompañado/a	702	690	98,3	4,23*	1,85	9,68
Sentimiento de soledad	Se siente solo/a	133	772	98,2	1		
	No se siente solo/a	786	117	88,0	2,67*	1,13	6,31
Percepción de la vida social	Insatisfactoria	128	113	88,3	1		
	Satisfactoria	796	781	98,1	4,08*	1,77	9,44
Violencia familiar	Sí	56	51	91,1	1		
	No	867	843	97,2	2,98*	1,07	8,33

Nota. La regresión logística binaria incluyó 877 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística.
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Resultados sobre la autopercepción de la vida social

Un 87,5% de las personas encuestadas afirman tener una vida social satisfactoria, mientras que el 12,5% restante afirma tener una vida social insatisfactoria. De la misma manera, los hombres autoperceben una vida social satisfactoria en mayor grado que las mujeres (89,4% frente a 85,9%). En el caso de la distribución por distritos, no existen diferencias reseñables en esta autopercepción, a pesar de que el grupo de distritos con el desarrollo mayor presenta el mayor grado de insatisfacción de los cuatro -14,5% para estos, 12,2% para grupo medio-alto, 11,2% para grupo medio-bajo, y 12,9% para el grupo de menor desarrollo-. En el caso de la distribución de la autopercepción de la vida social en función del número de horas dedicado a relaciones sociales con familia y amistades como actividad principal (gráfico 6), se aprecia un mayor porcentaje de satisfacción a medida que aumentan las horas disponibles, en claro gradiente, incrementándose en más del doble con tan solo la existencia de 1-5 horas en comparación con la inexistencia de tiempo disponible.

Gráfico 6. Distribución de la autopercepción de la vida social en % según número de horas dedicado a relaciones sociales como principal actividad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 5** se muestra el resultado de aplicar un análisis de regresión logística binaria con variables sociales y psico-sociales en relación con la satisfacción de la vida social de las personas menores de 65 años. Este modelo explica el 31% de la varianza relativa a la satisfacción de la vida social, y clasifica correctamente el 88,6% de los casos. Como se puede apreciar, factores como la edad, el tiempo de interacción social, la soledad y el bienestar emocional, la posibilidad de encontrar apoyo en caso de necesidad, e incluso la autopercepción de salud guardan una gran relación con la autopercepción relativa de la vida social. En el caso del sexo, no existe una significación que demuestre una gran diferencia entre hombres y mujeres, pese a mostrar una situación favorable mínima para el segundo grupo [IC95%= 0,8 – 1,4]. Asimismo, el origen de la persona guarda una estrecha relación con la autopercepción de la satisfacción de la vida social, pues no haber nacido en España conlleva un mayor riesgo de no considerar como satisfactoria la propia vida social.

Mención aparte merece la significación de la no existencia de violencia en el espacio laboral como variable a tener en cuenta dentro de la percepción de una vida social satisfactoria -en especial si se compara con la existencia de violencia en el espacio familiar, pues esta última no encuentra una relación significativa con aquella en este estudio-, y la cual puede aumentar en un más de un 40% la percepción de la vida social propia como satisfactoria.

Tabla 5. Distribución de la satisfacción con la vida social, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en personas menores de 65 años

Variables		Satisfacción con la vida social					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		6.644	5.831	87,8			
Sexo	Hombre	3.075	2.736	89,0	1		
	Mujer	3.569	3.095	86,7	1,07	0,83	1,37
Edad	15 a 29 años	1.508	1.364	90,5	1,49*	1,05	2,11
	30 a 44 años	2.184	1.883	86,2	0,85	0,64	1,12
	45 a 64 años	2.952	2.584	87,5	1		
Inmigrante económico	Sí	1.574	1.358	86,3	1		
	No	5.070	4.473	88,2	1,64*	1,22	2,20
Tiempo de interacción social	Nada de tiempo	92	31	33,7	1		
	1-5 horas	1.875	1.491	79,5	4,07*	1,86	8,89
	6-10 horas	1.851	1.672	90,3	9,73*	4,35	21,74
	11-20 horas	1.415	1.324	93,6	12,04*	5,28	27,46
	21-30 horas	587	552	94,0	16,02*	6,38	40,23
	31-70 horas	442	419	94,8	32,91*	10,85	99,83
Riesgo de mala salud mental	Alto riesgo	949	666	70,2	1		
	Bajo riesgo	2.400	2.236	93,2	3,12*	2,39	4,08
Sentimiento de soledad	Se siente solo/a	945	595	63,0	1		
	No se siente solo/a	5.679	5.218	91,9	3,98*	2,99	5,31
Apoyo social percibido	No	147	83	56,5	1		
	Sí	6.497	5.748	88,5	2,40*	1,31	4,40
Violencia laboral	Sí	754	598	79,3	1		
	No	2.587	2.299	88,9	1,42*	1,09	1,85
Autopercepción del estado de salud	Negativa AES	1.663	1.298	78,1	1		
	Positiva AES	4.974	4.527	91,0	1,53*	1,17	2,00

Nota. La regresión logística binaria incluyó 3.149 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 6** se muestra el resultado de aplicar un análisis de regresión logística multivariante binaria con variables sociales y psicosociales en relación con el riesgo de consideración de una vida social satisfactoria para personas de 65 o más años. Este modelo explica el 36% de la varianza relativa a la satisfacción de la vida social para este grupo de edad, y clasifica correctamente el 88,6% de los casos. En este caso, la no existencia de violencia en el espacio familiar sustituye a la existente en el espacio de trabajo, aumentando en más del doble la percepción de una vida social satisfactoria en relación con aquellas personas que sí han sufrido este tipo de violencia. Por otra parte, el tiempo, la posibilidad de contar con alguien en momentos de necesidad y, especialmente, la falta de soledad [IC95%= 2,8-8,6] influyen en la consideración de satisfacción; con una gran importancia en el tiempo pasado con amigos y amigas y familia como actividad social principal, y donde no sufrir soledad reportaba una mayor percepción de satisfacción de casi cinco veces más que no presentar esta condición. Por último, y al igual que en el caso de las personas menores de 65 años, el sexo de la persona [IC95%: 0,8-2,1] no presenta significación en el modelo.

Tabla 6. Distribución de la satisfacción con la vida social, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en personas de 65 o más años

Variables		Satisfacción con la vida social					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		1.788	1.548	86,6			
Sexo	Mujer	1.026	853	83,1	1		
	Hombre	762	695	91,2	1,27	0,75	2,13
Malestar emocional	Alto riesgo	28	11	39,3	1		
	Riesgo moderado	81	50	61,7	6,46*	2,12	19,68
	Bienestar	789	715	90,6	2,62	0,79	8,69
Autopercepción del estado de salud	Negativa AES	725	574	79,2	1		
	Positiva AES	1.059	970	91,6	1,92*	1,14	3,23
Tiempo de interacción social	Nada de tiempo	31	15	48,4	1		
	1-5 horas	567	461	81,3	4,15*	1,19	14,41
	6-10 horas	404	355	87,9	7,56*	2,04	27,98
	11-20 horas	331	304	91,8	20,19*	4,78	85,30
	21-30 horas	145	135	93,1	60,08*	5,39	669,54
	31-70 horas	83	80	96,4	20,33*	1,91	216,05
Apoyo social percibido	No	50	24	48,0	1		
	Sí	1.738	1.524	87,7	2,77*	1,01	7,63
Violencia familiar	Sí	53	37	69,8	1		
	No	845	739	87,5	2,29*	1,02	5,14
Sentimiento de soledad	Se siente solo/a	211	127	60,2	1		
	No se siente solo/a	1.568	1.413	90,1	4,92*	2,83	8,56

Nota: La regresión logística binaria incluyó 752 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

A través de este estudio la idea subyacente sobre la importancia del tiempo dentro del concepto de la vida de la población ha sufrido una vuelta, al mismo tiempo que se reafirma sobre un gran cimiento: a todo el mundo le gustaría tener más tiempo. Estadísticamente, la significación ha demostrado que esta afirmación es verdad y, sin embargo, no cuenta con más o menos apoyo que el cómo se pasa ese tiempo, pues es igual de importante. La persona que afirma que esas horas han sido satisfactorias lo son no por la cuantía, sino por la calidad de las mismas². En este sentido, la propia gobernabilidad del tiempo que la población posee está intrínsecamente marcada por factores externos -tales como el trabajo, la soledad o factores de clase o renta; o, como en el caso de la encuesta *Better Life*, de haber realizado la prueba en un período de crisis que puede ser determinante en la vida de la población-, y, como se ha demostrado, influye en la cantidad, pero no la calidad; es decir, aquello que hace verdaderamente disfrutar del tiempo que se posea³. Sin embargo, existe la posibilidad de pequeñas anomias dentro de esta idea, pues, si bien es cierto que no existen diferencias significativas entre el tiempo disponible y el sexo, sí que existen diferencias en tanto a la comparación estanca de estos grupos.

En lo que se refiere al apoyo social percibido, cuando se comparan los datos de esta encuesta con los de encuestas previas de salud de la ciudad de Madrid, se puede apreciar a lo largo de los años desde el 2013 una ligera tendencia hacia el incremento de la percepción de contar con alguien en caso de necesidad, sin llegar a ser significativo a nivel estadístico. En general, parece haber una elevada proporción de personas que perciben tener apoyo a su alrededor, sin que el periodo de la pandemia de COVID-19 haya cambiado la dirección de esta tendencia. Cuando se compara con encuestas internacionales, mientras que el Índice de *Better Life* reporta una menor prevalencia en cuanto al apoyo social percibido de la población española en caso de tener algún problema en el año 2018 (93,88%), la Encuesta Europea de Salud en España informa de una mayor prevalencia de la percepción de apoyo social en caso de necesidad en el año 2020 (98,73%), en comparación con los datos de la ESCM'21 (tanto de la pregunta de la Escala COOP-WONCA como de la pregunta directa sobre apoyo social).

En menores de 65 años una buena salud mental “explica” de manera independiente una vida social satisfactoria, incrementándose esta eventualidad hasta 3 veces en relación con quienes tienen riesgo de mala salud mental; sin embargo, la autopercepción de buena salud general muestra una capacidad explicativa menor en este trabajo para tener una vida social satisfactoria (1,5 veces). Para los mayores (de 65 o más años), sin embargo, solo resulta explicativa de forma independiente, tras ajustar todas las demás variables de determinantes sociales, la autopercepción de salud, pero no el bienestar funcional ni la ausencia de síntomas depresivos (WHO-5).

En menores de 65 años la percepción de contar con el apoyo social necesario en caso de necesidad aumenta 1,85 veces en quienes refieren buena salud mental.

Por otra parte, es necesario mencionar la importancia de la existencia de violencia en determinados espacios y los determinantes sociales que subyacen dentro de esta relación; tanto para el apoyo social como para la autopercepción de la vida social. En el caso de la no existencia de violencia en el ámbito familiar para personas de 65 o más años (IC95% de la OR para apoyo social entre 1,10-8,33; y para satisfacción de la vida social entre 1,02-5,14) delata la importancia de, precisamente, los cuidados de los que se hablaba anteriormente. La importancia de un núcleo de apoyo fuerte en la época de la vejez recae en aquellos seres queridos, hasta el punto de guardar una estrecha relación con el objeto de estudio. Sin embargo, no parece ser así en el caso de la satisfacción de la vida social para menores de 65 años, pues la existencia de violencia en el espacio familiar no guarda una significación con esta autopercepción en este trabajo. No obstante, es sustituida por la existencia de violencia en el espacio laboral [IC95%= 1,10 - 1,85). Esto puede deberse a una mera conceptualización de la vida en el país: España es una tierra de “seres sociables”⁹, donde a menudo familiares y amigos/as se entremezclan y no siempre un grupo es mayor fuente de apoyo que el otro.

Dentro de los factores psicosociales, resulta de especial relevancia el sentimiento de soledad no deseada, ya que la ausencia de dicho sentimiento parece tener peso estadístico a la hora de explicar tanto la satisfacción con la vida social de las personas como la percepción de tener apoyo en caso de necesidad. No obstante, estos resultados pueden estar reflejando una cuestión tautológica e inherente a la experiencia de soledad cuando esta no se elige. La propia delimitación y comprensión de este sentimiento entraña la insatisfacción con las relaciones sociales y la ausencia de un apoyo de alguien en caso de necesitarlo (ya sea emocional, social, material, etc.), a pesar de la complejidad y subjetividad de los sentimientos de soledad^{10,11}. Por tanto, cabe preguntarse si son

la falta de apoyo social y la insatisfacción con las relaciones sociales condiciones que generan y aumentan el sentimiento de soledad o si es este sentimiento el que mantiene e incrementa la percepción de no tener a nadie a quien acudir en caso de necesidad y de insatisfacción con las relaciones. Es probable que se refuercen mutuamente, siendo una hipótesis para indagar en futuros estudios.

Esto cobra sentido al encontrar entre los hallazgos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 que percibir que no se tiene a nadie con quien contar en caso de necesidad y estar insatisfecho/a con la vida social aumentan hasta tres veces el riesgo de presentar sentimiento de soledad (si es de su interés, puede ver el capítulo del presente estudio sobre sentimiento de soledad y malestar asociado al mismo).

Conclusiones

- El tiempo medio dedicado a las relaciones sociales como actividad principal en la ciudadanía madrileña se sitúa en torno a las 12 horas semanales. No existe una diferencia real entre sexos y, en relación con los grupos de edad, son más jóvenes los que disfrutan de más tiempo, reduciéndose con el envejecimiento.
- El 97,6% de la población que reside en Madrid afirma tener a alguien cercano con quien contar en caso de necesitarlo. La percepción de apoyo social en situación de necesidad parece fuertemente asociada, a lo largo del ciclo vital, a vivir en compañía, no sentirse solo/a y considerar satisfactoria la propia vida social. Entre las personas menores de 65 años, pertenecer a una clase social media y/o favorecida, tener seguridad económica para acceder a alimentos y bajo riesgo de problemas de salud mental también influyen positivamente, mientras que para las personas de 65 o más años resulta relevante no haber sufrido violencia familiar a lo largo de la vida.
- Los factores que tienen un fuerte peso en la explicación de una autopercepción satisfactoria de la vida social a lo largo de todas las edades son: no sentirse solo/a, presentar un bajo riesgo de mala salud mental o tener bienestar emocional, percibir apoyo social en caso de necesidad, dedicar tiempo a la semana a las relaciones con familiares y amistades (más de 10 horas), y tener una percepción buena de la propia salud. Además, en el caso de las personas menores de 65 años, destacan otras variables que influyen positivamente en la satisfacción con la vida social, como no ser inmigrante económico y no haber sufrido violencia laboral; mientras que, para las de 65 o más años, tienen mayor fuerza percibir apoyo social en caso de necesidad y no haber experimentado violencia en el entorno familiar.
- La buena salud mental incrementa de manera clara la satisfacción con la vida social y la percepción de tener el apoyo necesario en caso de necesidad, de forma independiente de algunos determinantes sociales.

Referencias bibliográficas

1. Valenzuela E, Cousiño C. Estudios públicos nº 77 (2000), Sociabilidad y asociatividad, un ensayo de sociología comparada, https://www.cepchile.cl/cep/site/artic/20160303/asocfile/20160303183844/rev77_valen_cousi.pdf
2. Castro R, Campero L, Hernández B. Revista Saúde Pública nº 31 (1997), La investigación sobre apoyo social en salud: situación actual y nuevos desafíos
3. OECD, Better Life Initiative (2020), How's Life? ¿Cómo va la vida en España?
4. European Institute for Gender Equality (2021), Gender Equality Index: Spain, <https://eige.europa.eu/gender-equality-index/2021/country/ES>
5. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid; 2018 Feb [cited 2022 Jun 6]. Available from: http://madridsalud.es/area_profesional/
6. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid; 2015 [cited 2022 Oct 19]. Available from: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Salud/Publicaciones%20Propias%20Madrid%20salud/Ficheros/EstudioSaludCiudadMadrid2014.pdf>

7. Instituto Nacional de Estadística (2021), Encuesta Europea de Salud en España, https://www.ine.es/prensa/eese_2020.pdf
8. Durán MA. Boletín ECOS 37 (2017), Tiempo y calidad de vida, https://www.fuhem.es/media/cdv/file/biblioteca/Boletin_ECOS/37/tiempo-y-calidad-de-vida_M_A_DURAN.pdf
9. Guereña JL. Revista Hispania nº 214 (2003), Espacios y formas de la sociabilidad en la España contemporánea
10. Perlman D, Peplau LA. Toward a social psychology of loneliness. *Personal relationships*. 1981;3:31-56.
11. De Jong Gierveld J. Developing and Testing a Model of Loneliness. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1987; 53: 119-128.
12. WHO-5 Well Being Index (1998 version); Psychiatric Research Unit, WHO Collaborating Center for Mental Health, Frederiksborg General Hospital, DK-3400 Hillerød. Disponible en: https://www.psykiatri-regionh.dk/who-5/Documents/WHO5_Spanish.pdf (consultado 13 abril 2023)

2.1.5 SENTIMIENTO DE SOLEDAD

Introducción

Durante las últimas décadas, cambios en las sociedades modernas como la globalización, la expansión de las tecnologías de la información y comunicación y una tendencia creciente al individualismo están, paradójicamente, propiciando el crecimiento del sentimiento de soledad en los países desarrollados¹, hasta el punto de reconocerse como un problema emergente de salud pública². Numerosos estudios científicos evidencian una fuerte correlación entre este sentimiento y problemas en la salud física y mental³⁻⁵, así como con un incremento de la mortalidad por todas las causas⁵.

A pesar de la falta de consenso en torno al concepto de la soledad no deseada, muchas definiciones se basan en un enfoque cognitivo que la entiende como la sensación subjetiva de discrepancia entre las relaciones sociales que una persona tiene y las que le gustaría o espera tener⁶. No necesariamente implica encontrarse en una situación de aislamiento social; de hecho, una persona que está rodeada de gente puede sentirse sola, mientras que otra con escasas relaciones puede no sentirse así⁷. Además, la soledad no deseada es un sentimiento desagradable que conlleva sufrimiento, por lo que se diferencia de la soledad buscada o deseada, la cual parte de una elección voluntaria de ausentarse o retirarse del contacto con otras personas temporalmente⁸.

Aunque existe una creencia muy extendida acerca de que la soledad no deseada es común únicamente entre las personas mayores, la investigación ha mostrado que este sentimiento se manifiesta a lo largo del ciclo vital, estando muy presente entre las personas adolescentes y jóvenes^{5,9}.

*El Informe monográfico: Sentimiento de soledad en la ciudad de Madrid*⁸, realizado por Madrid Salud a partir de datos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2017 (ESCM'17), revela que en dicho año una de cada diez personas madrileñas (el 10,2%) expresaba sentirse sola con frecuencia. Los datos de este estudio apuntan a que vivir solo o sola y sentir que nadie se ocupa del propio bienestar, ser mujer y ser una persona joven (de entre 15 y 29 años) se relacionan con una mayor prevalencia del sentimiento de soledad. Asimismo, situaciones de precariedad, como tener un bajo nivel de estudios o pertenecer a una clase social más desfavorecida, y presentar riesgo de desarrollar problemas de salud mental también se asocian con una mayor vulnerabilidad a sentirse solo o sola.

Las restricciones sociales derivadas de la crisis de COVID-19 han tenido un gran impacto en el aislamiento y la soledad no deseada de la población. Según el informe de la Comisión Europea *Loneliness in the EU - Insights from surveys and online media data*¹⁰, el sentimiento de soledad en Europa se ha duplicado en todos los grupos de edad en los primeros meses de la pandemia de COVID-19: del 12% de la población que refería sentirse sola más de la mitad del tiempo en 2016, pasó al 25% entre los meses de abril y julio de 2020. Las personas jóvenes europeas de 18 a 35 años fueron las más afectadas por las restricciones de esta crisis sanitaria, llegándose a cuadruplicar el porcentaje de jóvenes que informaron sentir soledad. En España, los niveles de soledad también aumentaron

de manera significativa, afectando especialmente a la juventud durante el primer año de la pandemia¹¹. Un panorama similar se observa en la ciudad de Madrid, según datos de la encuesta de Madrid Salud sobre el impacto del confinamiento por la crisis de COVID-19 en la salud de la población¹².

El presente estudio persigue el objetivo de analizar la prevalencia del sentimiento de soledad de la población madrileña en general y de algunos grupos de personas vulnerables, así como de conocer la evolución de este sentimiento después del primer año de la pandemia de COVID-19. Para ello, se ha utilizado la pregunta “¿Con qué frecuencia se ha sentido solo o sola durante el último año?”, de manera que permita comparar los datos con la encuesta de salud de la ciudad de Madrid anterior y con otras encuestas de ámbito nacional¹³ y europeo¹⁴ que emplean esta sencilla pregunta.

La Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 incorporó la pregunta “Y cuando se ha sentido solo o sola, ¿cómo lo calificaría?” con la finalidad de medir la vivencia subjetiva del sentimiento de soledad, es decir, el grado de malestar o bienestar asociado a la experiencia de sentirse solo o sola. Se trata de una variable novedosa que no se ha incluido en otras encuestas relevantes de salud, y que aporta una mayor precisión en el análisis de la soledad no deseada.

Otro de los objetivos de este estudio es el de explorar la influencia de algunos factores demográficos, socioeconómicos, psicosociales y de salud sobre el sentimiento de soledad y sobre la vivencia subjetiva del mismo de la ciudadanía madrileña, así como la participación de cada uno de estos factores en la predicción de la soledad no deseada y del grado de malestar asociado a este sentimiento.

Método

Fuentes de datos

Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021¹.

Para hacer una comparativa con los resultados de esta encuesta, se han utilizado los datos procedentes de las encuestas nacionales e internacionales que utilizan la misma pregunta o similar acerca de la frecuencia del sentimiento de soledad. A nivel nacional se comparó, con la ESCM' 17⁸ y con la Encuesta Ómnibus del Ayuntamiento de Barcelona¹³ que, si bien las opciones de respuesta son diferentes (“A menudo”, “Alguna vez” y “Nunca/ Casi nunca”), las prevalencias de quienes contestaron sentirse solos o solas “A menudo” se compararon con las respuestas de la ESCM' 21 que se engloban como sentimiento de soledad. En el ámbito europeo se comparó con los datos de la Encuesta europea sobre vida, trabajo y COVID-19 (en inglés, *E-survey Living, Working and COVID-19*)¹⁴, cuyas opciones de respuesta son: “Todo el tiempo”, “La mayor parte del tiempo”, “Más de la mitad del tiempo”, “Menos de la mitad del tiempo”, “Algunas veces” y “En ningún momento”; por lo que las dos primeras opciones se equipararon con las respuestas de la ESCM' 21 “Siempre o casi siempre” y “Bastantes veces”. No se ha podido realizar una comparativa con la Encuesta Nacional de Salud 2017 y la Encuesta de Salud Europea 2019-2020 debido a que en ellas no se pregunta por el sentimiento de soledad no deseada.

Instrumentos

En el presente estudio se explora la frecuencia del sentimiento de soledad y el malestar con el que se experimenta el mismo en la ciudad de Madrid, mediante la ESCM'21. Por un lado, para cuantificar la frecuencia del sentimiento de soledad se realiza la siguiente pregunta: “¿Con qué frecuencia se ha sentido usted solo o sola durante el último año?”, con opciones de respuesta “Siempre o casi siempre”, “Bastantes veces”, “Pocas veces” y “Nunca o casi nunca”; y se considera existencia de sentimiento de soledad cuando se contesta “Siempre o casi siempre” y “Bastantes veces”. Por otro lado, para medir el malestar asociado al sentimiento de soledad se pregunta “Y cuando se ha sentido solo o sola, ¿cómo lo calificaría?”, con opciones de respuesta “Agradable la mayor parte de las veces”, “Indiferente”, “Unas veces agradable y otras desagradable”, “Le ha provocado algún malestar” y “Le ha provocado intenso malestar”; y se considera que el sentimiento de soledad provoca malestar cuando se contesta “Le ha provocado algún malestar” o “Le ha provocado intenso malestar”.

Clasificación de variables

En el análisis se incluyen variables sociodemográficas y psicosociales.

Entre las variables sociodemográficas se incluyen:

- Sexo: Hombre/ Mujer.
- Edad y grupo de edad: 15-29 años/ 30-44 años/ 45-64 años/ 65 o más años.
- Nivel de estudios: Primarios o menos/ Secundarios/ Universitarios.
- Clase social: Favorecida/ Media/ Desfavorecida.
- Inmigración económica: Sí/ No.
- Situación laboral actual: “Trabaja actualmente”: Sí/ No (Trabaja/ ERTE/ ERE/ Jubilado o jubilada o pensionista (anteriormente ha trabajado) / Prejubilado o Prejubilada/ Pensionista (anteriormente no ha trabajado) / Parado o Parada y ha trabajado antes/ Parado o Parada y busca su primer empleo/ Estudiante/ Trabajo doméstico no remunerado)
- Convivencia: Vive solo o sola/ Vive con más personas.
- Entre las variables psicosociales y de salud se incluyen:
- Apoyo social en caso de necesidad: “En caso de necesidad, ¿puede contar con alguien cercano a usted?”: Sí/ No.
- Satisfacción con las relaciones: Satisfecho o satisfecha (Muy satisfactoria/ Más bien satisfactoria) e Insatisfecho o insatisfecha (Muy insatisfactoria/ más bien insatisfactoria).
- Perspectiva de futuro: Optimismo (Muy optimista/ Con cierto optimismo) y Falta de optimismo (Muy pesimista/ Con cierto pesimismo/ A veces pesimista, a veces optimista).
- Diagnóstico de ansiedad crónica en el último año: Sí/ No.
- Diagnóstico de depresión en el último año: Sí/ No.
- Autopercepción del estado de Salud: buena (Muy buena/Buena) y Mala (Muy Mala/ Mala/ Regular).
- Limitaciones crónicas a la actividad (Sí/ No) y tipo de limitación crónica (Física/ Mental/ Ambas).
- Haber sufrido algún tipo de violencia en el último año (Laboral/ Educativa/ Familiar/ En internet/ En el espacio público): Sí (Sí, alguna vez en la vida/ Sí, en los últimos dos años/ Sí, en el último mes) y No.
- Riesgo de mala salud mental (GHQ-12): Riesgo de mala salud mental (3 o más puntos) y Buena salud mental (menos de 3 puntos).
- Índice de bienestar (WHO-5): Riesgo de depresión/ Bajo bienestar/ Bienestar.
- Fragilidad (PRISMA-7).
- Consumo de fármacos (antidepresivos, ansiolíticos y analgésicos fuertes): Sí (Sí, en el último año/ Sí, en las últimas dos semanas) y No.

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados, tanto para la frecuencia del sentimiento de soledad como para el malestar asociado al mismo. Se empleó la herramienta “tablas personalizadas” de SSPS con el objetivo de calcular las prevalencias de soledad según las distintas variables sociodemográficas (sexo, edad, sexo y edad, clase social) y poder compararlas a través de los intervalos de confianza (IC95%).

Posteriormente, se procede a un análisis bivariante de la frecuencia de la soledad con las siguientes variables sociodemográficas: sexo, grupos de edad, nivel de estudios, clase social, inmigración económica, situación laboral y vivir solo o sola. Así como, para las siguientes variables psicosociales y de salud: apoyo social, satisfacción

con las relaciones, ansiedad, perspectiva de futuro, depresión, autopercepción del estado de salud, limitaciones crónicas a la actividad y tipo de limitación crónica, haber sufrido algún tipo de violencia en el último año, riesgo de mala salud mental, fragilidad y consumo de fármacos (antidepresivos, ansiolíticos, analgésicos fuertes).

Tras el análisis bivalente con la frecuencia del sentimiento de soledad, se sometió a un análisis multivariante (Regresión logística binaria multivariante -RLM-) a todas aquellas variables que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$) (en el caso de la frecuencia del sentimiento de soledad fueron todas excepto grupos de edad, nivel de estudios y clase social) a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo más simplificado e interpretable. Se estableció como referencia para cada variable aquella condición a priori más favorable. Los criterios para aceptar el modelo fueron que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcanzara la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus fuera significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global correctamente clasificado fuera superior al 50%. En base a estos criterios y a la literatura previa se fueron eliminando o introduciendo distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta. Debido a que el GHQ-12 se administró a las personas menores de 65 años y el WHO-5 a las personas de 65 o más años y que se consideró que la salud mental era una dimensión de suma importancia para la predicción del sentimiento de soledad, se realizaron análisis multivariantes para estos dos grupos de manera independiente.

Respecto a los análisis sobre el malestar asociado a la soledad se siguió un procedimiento similar. En el análisis bivalente se introdujeron las mismas variables que el caso anterior, más la frecuencia del sentimiento de soledad. En el análisis multivariante se introdujeron aquellas que mostraron una relación estadísticamente significativa (todas excepto edad en intervalos, nivel de estudios, situación laboral e inmigración económica). Los criterios para la aceptación del modelo fueron los mismos que en el caso previo, realizando también un análisis multivariante para las personas menores de 65 años y otro para las personas de 65 o más años por los mismos motivos citados anteriormente.

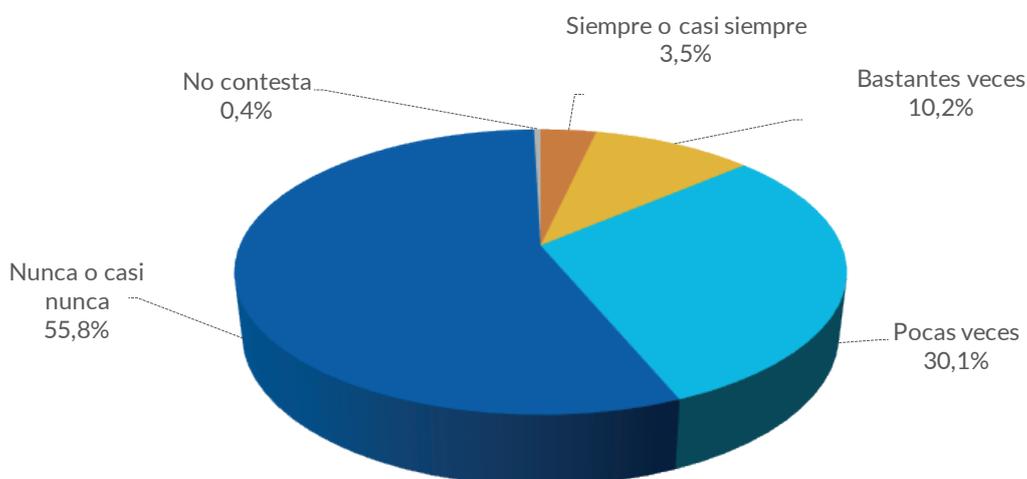
Todos los análisis utilizaron un p -valor $< 0,05$ como límite de significación estadística y fueron realizados con el programa SPSS.

Resultados

Sentimiento de soledad

En el presente estudio, el 13,8% [IC95% = 13,0-14,5] de las personas de la ciudad de Madrid informaron de haberse sentido solas siempre/casi siempre o bastantes veces (**gráfica 1**). Esto implica que casi 14 de cada 100 personas de la ciudad de Madrid se sienten solas.

Gráfica 1. Prevalencia de sentimiento de soledad en la ciudad de Madrid según frecuencia, año 2021 (N=8.276)



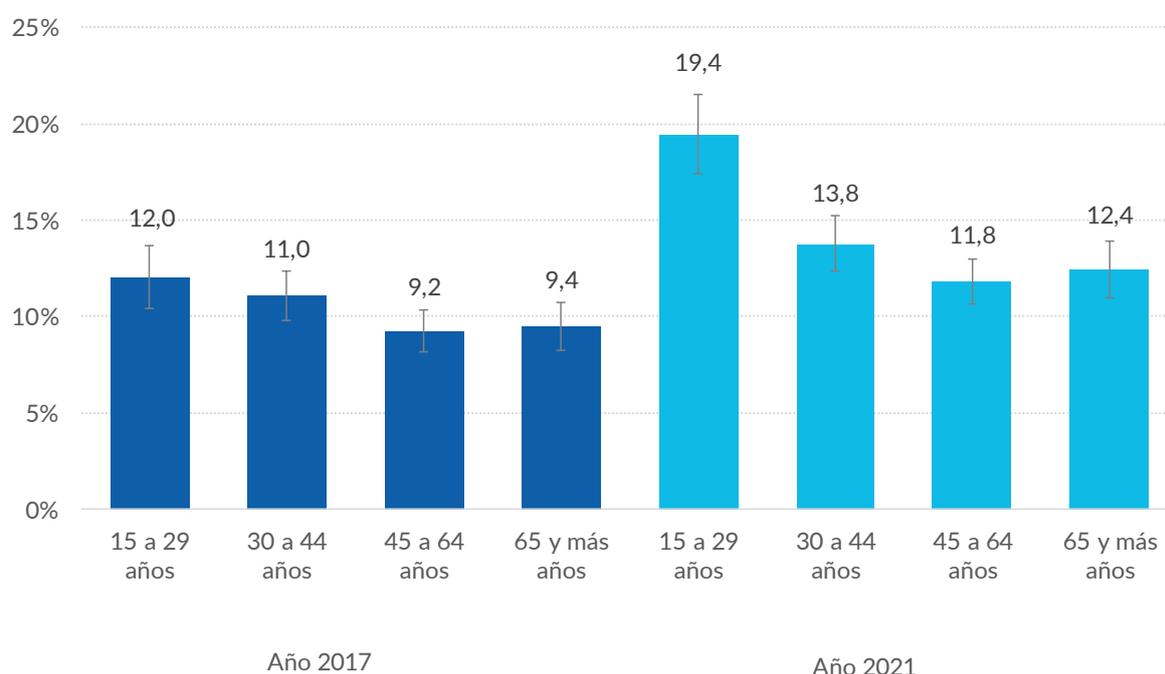
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

La prevalencia de la soledad es mayor en mujeres que en hombres, informando el 16,9% de las mujeres [IC95% = 15,9-18,1] sentirse solas con frecuencia, frente a un 10,1% de los hombres [IC95% = 9,1-11,0], siendo la diferencia entre sexos estadísticamente significativa, como se aprecia.

En cuanto a las prevalencias por grupos de edad, también se observan diferencias estadísticamente significativas, siendo el grupo de las personas jóvenes de 15 a 29 años (19,4% [IC95% = 17,4-21,5]) las que presentan una mayor prevalencia de soledad no deseada en comparación con el resto de los grupos (**gráfica 2**). En otras palabras, casi 1 de cada 5 jóvenes de 15 a 29 años presenta con frecuencia sentimientos de soledad.

Gráfica 2. Prevalencia del sentimiento de soledad por grupos de edad en el año 2017 (N = 8.298) y en el año 2021 (N = 8.241)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 y 2021

Si se examinan las prevalencias según el sexo y la edad, resulta evidente que la prevalencia de soledad predomina en las mujeres para todos los grupos de edad y en los jóvenes de 15 a 29 años para ambos sexos (**tabla 1**).

Tabla 1. Prevalencia de sentimiento de soledad según sexo y edad en el año 2021

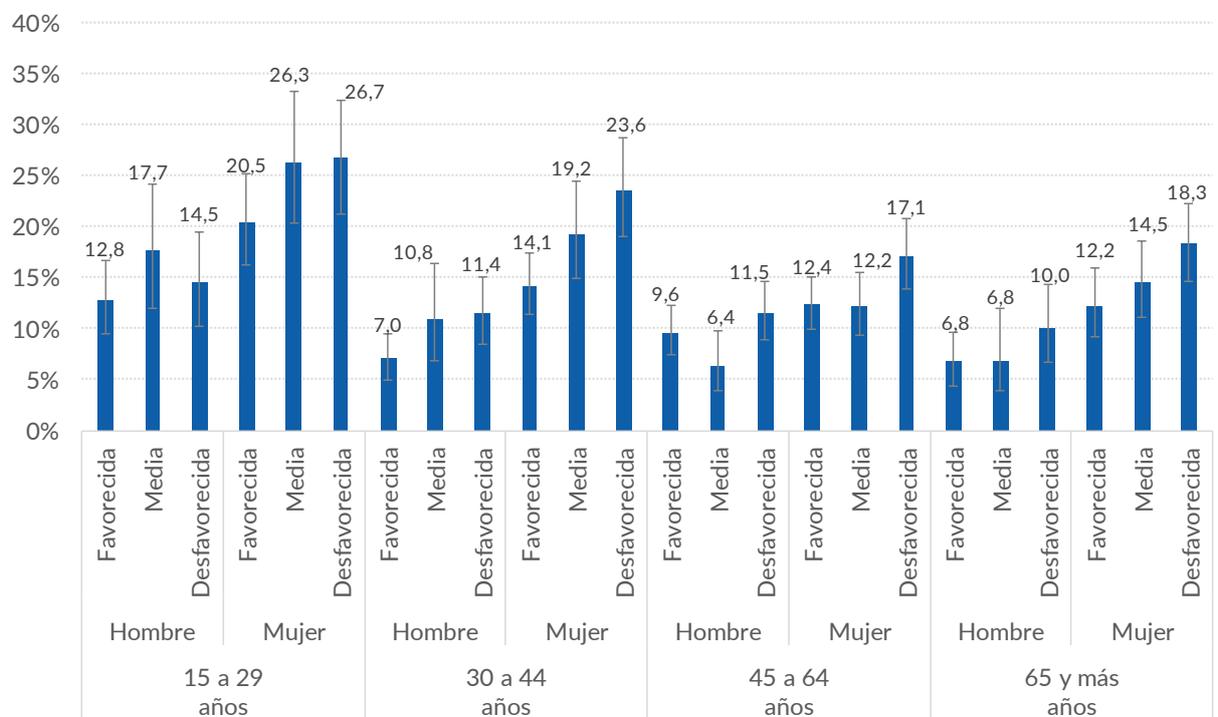
Sexo	Grupo de edad	Recuento	% de soledad	IC95% inferior	IC95% superior
N=8.241		n=1.135	13,8	13,0	14,5
Hombres	15 a 29 años	103	14,5	12,0	17,2
	30 a 44 años	95	9,3	7,6	11,1
	45 a 64 años	127	9,5	8,1	11,2
	≥ 65 años	57	7,8	6,0	9,9

Mujeres	15 a 29 años	180	24,2	21,1	27,3
	30 a 44 años	195	18,0	15,8	20,4
	45 a 64 años	205	13,7	12,1	15,6
	≥ 65 años	173	15,4	13,4	17,6

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por último, las prevalencias según sexo, edad y clase social (**gráfica 3**) indican una tendencia en las mujeres hacia el incremento de la prevalencia del sentimiento de soledad cuanto más desfavorecida es la clase social en todos los grupos de edad. Esta diferencia es estadísticamente significativa entre las clases favorecida y desfavorecida de mujeres de 30-44 años. Sin embargo, en los hombres no se aprecia una relación clara entre la prevalencia del sentimiento de soledad y la clase social.

Gráfica 3. Prevalencia del sentimiento de soledad según sexo, edad y clase social en el año 2021 (N=8.241)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

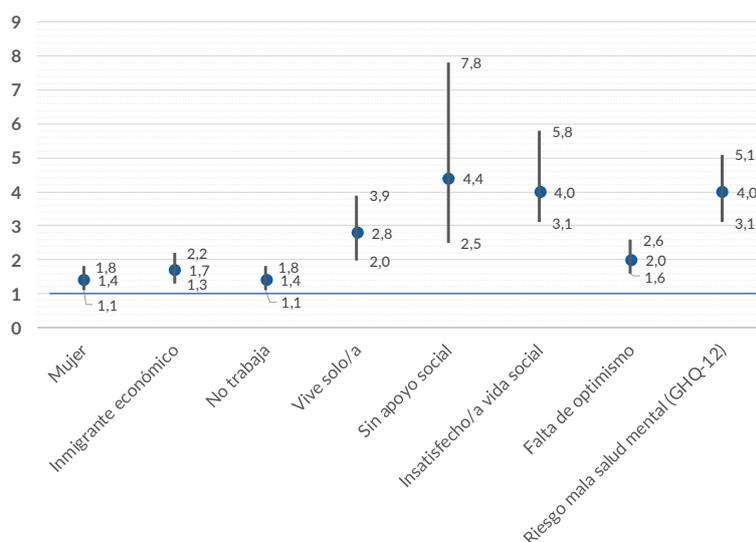
En la **tabla 2** y en la **gráfica 4** se muestra el resultado de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables sociodemográficas y psicosociales en relación con el hecho de sentirse solo o sola con frecuencia en personas menores de 65 años. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,320, es decir, explica el 32% de la varianza del sentimiento de soledad, y clasifica correctamente el 87,1% de los casos. Como se ve en el análisis, en la ciudad de Madrid las condiciones que mejor explican el sentimiento de soledad son: la carencia de apoyo social en caso de necesidad, la insatisfacción con la vida social y el riesgo de mala salud mental. Cada una de estas condiciones parece aumentar el riesgo de sentir soledad hasta 3 veces más.

Tabla 2. Distribución de frecuencia de sentimiento de soledad, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en personas menores de 65 años

Variables		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		3.334	459	13,8			
Sexo	Mujer	1.813	302	16,7	1,4*	1,1	1,8
	Hombre	1.521	157	10,3	1		
Inmigrante económico	Sí	795	145	18,2	1,7*	1,3	2,2
	No	2.539	314	12,4	1		
Situación laboral	No empleado/a	868	154	17,7	1,4*	1,1	1,8
	Empleado/a	2.462	304	12,3	1		
Convivencia	Vive solo/a	289	80	27,7	2,8*	2,0	3,9
	Vive acompañado/a	3.023	378	12,5	1		
Apoyo social en caso de necesidad	No	79	48	60,8	4,4*	2,5	7,8
	Sí	3.255	411	12,6	1		
Autopercepción vida social	Insatisfecho/a	445	193	43,4	4,0*	3,1	5,3
	Satisfecho/a	2.889	266	9,2	1		
Perspectiva de futuro	Falta de optimismo	1.493	319	21,4	2,0*	1,6	2,6
	Optimismo	1.828	138	7,5	1		
Riesgo de mala salud mental	Mala salud mental	945	314	33,2	4,0*	3,1	5,1
	Buena salud mental	2.389	145	6,1	1		

Nota. La regresión logística binaria incluyó 3.295 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 4. Modelo de regresión logística multivariante para el sentimiento de soledad en personas menores de 65 años



Nota. El análisis incluye 3.295 casos. Variables especificadas: sexo (referencia: hombre), inmigrante económico (referencia: no inmigrante), situación laboral (referencia: trabaja), convivencia (referencia: vive acompañado o acompañada), apoyo social en caso de necesidad (referencia: con apoyo), autopercepción de la vida social (referencia: satisfecho o satisfecha), perspectiva de futuro (referencia: optimismo), riesgo de mala salud mental (referencia: buena salud mental)
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 3** y la **gráfica 5** se muestra el resultado de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables sociodemográficas y psicosociales en relación con el hecho de sentirse solo o sola con frecuencia en personas de 65 o más años. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,320, es decir, explica el 32% de la varianza del sentimiento de soledad, y clasifica correctamente el 87,3% de los casos. Como se ve en el análisis, en la ciudad de Madrid las condiciones que mejor explican el sentimiento de soledad en personas de 65 o más años son: vivir solo o sola, la insatisfacción con la vida social y el riesgo de depresión. Cada una de estas condiciones parece aumentar el riesgo de sentir soledad hasta 3 veces más en personas de 65 o más años.

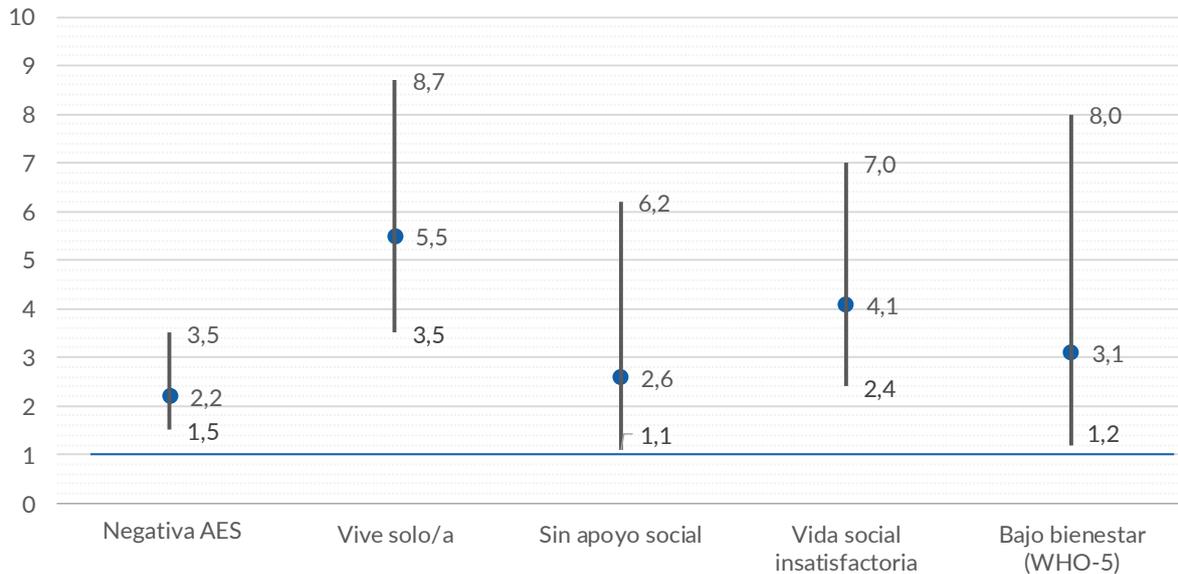
Tabla 3. Distribución de frecuencia de sentimiento de soledad, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en personas de 65 o más años

Variables		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		892	126	14,1			
Sexo	Mujer	513	89	17,3	1,2	0,8	1,96
	Hombre	379	37	9,8	1		
Autopercepción de estado de salud	Negativa AES	374	83	22,2	2,2*	1,4	3,5
	Positiva AES	516	42	8,1	1		
Convivencia	Vive solo/a	197	66	33,5	5,5*	3,5	8,7
	Vive acompañado/a	685	59	8,6	1		
Apoyo social en caso de necesidad	No	28	15	53,6	2,6*	1,1	6,2
	Sí	864	111	12,8	1		
Autopercepción de la vida social	Insatisfecho/a	121	50	41,3	4,1*	2,4	7,0
	Satisfecho/a	771	76	9,9	1		
Índice de bienestar	Riesgo de depresión	28	14	50,0	3,1*	1,2	7,9
	Bajo bienestar	81	26	32,1	1,8	1,0	3,4
	Bienestar	783	86	11,0	1		

Nota. La regresión logística binaria incluyó 880 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Gráfica 5. Modelo de regresión logística multivariante para el sentimiento de soledad en personas de 65 o más años

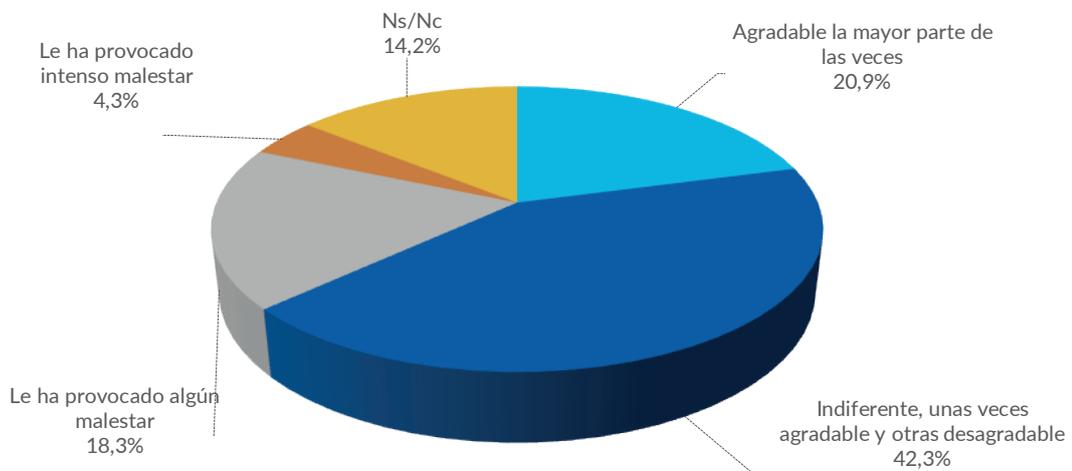


Nota. El análisis incluye 880 casos. Variables especificadas: sexo (referencia: hombre), autopercepción del estado de salud (referencia: positiva AES), convivencia (referencia: vive acompañado/a), apoyo social en caso de necesidad (referencia: con apoyo), autopercepción de la vida social (referencia: satisfecho/a), índice de bienestar (referencia: bienestar)
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Malestar asociado a la soledad

En el presente estudio, el 22,7% de las personas que participaron en la encuesta declararon que el sentimiento de soledad les producía malestar (cierto malestar/intenso malestar), mientras que un 20,9% consideró este sentimiento como agradable la mayor parte de las veces (gráfica 6). Estos datos se han calculado a partir de las respuestas tanto de aquellas personas que han respondido que se sienten solas con frecuencia como de aquellas que refieren no sentirse solas.

Gráfica 6. Distribución de frecuencias de la vivencia subjetiva del sentimiento de soledad en la ciudad de Madrid en el año 2021 (N=7.475)

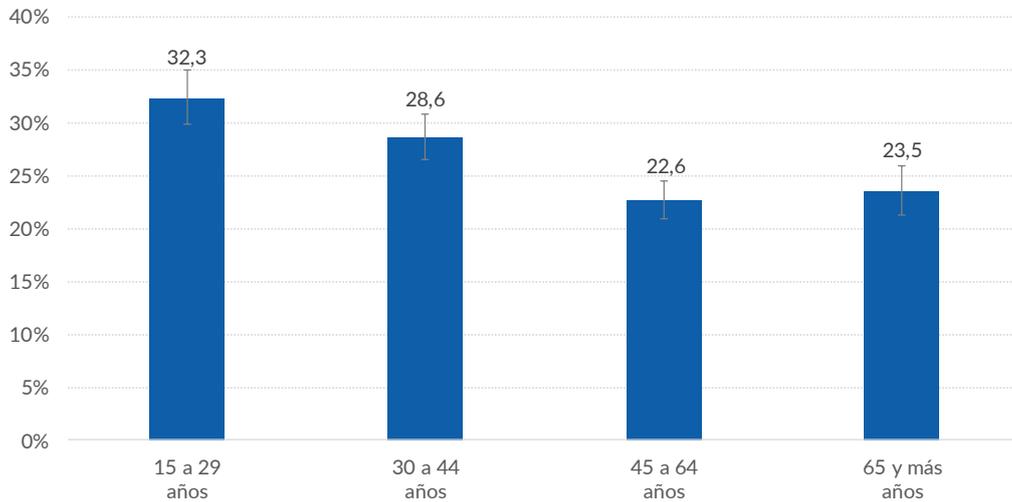


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Las mujeres presentaron mayores prevalencias de malestar causado por la soledad que los hombres (mujeres: 30,2% [IC95% = 28,7-31,7]; hombres: 21,7% [IC95% = 20,3-23,3]). Asimismo, el grupo de jóvenes de 15-29 años presentaron una mayor prevalencia de malestar asociado al sentimiento de soledad que el resto de los grupos de edad, siendo esta diferencia estadísticamente significativa respecto a los grupos de 45-64 años y de 65 o más años (**gráfica 7**).

Gráfica 7. Prevalencias del malestar asociado al sentimiento de soledad por grupos de edad (N=6.414)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si se analizan las prevalencias por sexo y grupo de edad se observa que las mujeres presentan mayor malestar asociado al sentimiento de soledad para todos los grupos de edad, así como los grupos de menor edad presentan mayores prevalencias de malestar provocado por el sentimiento de soledad que los grupos de mayor edad (**tabla 4**).

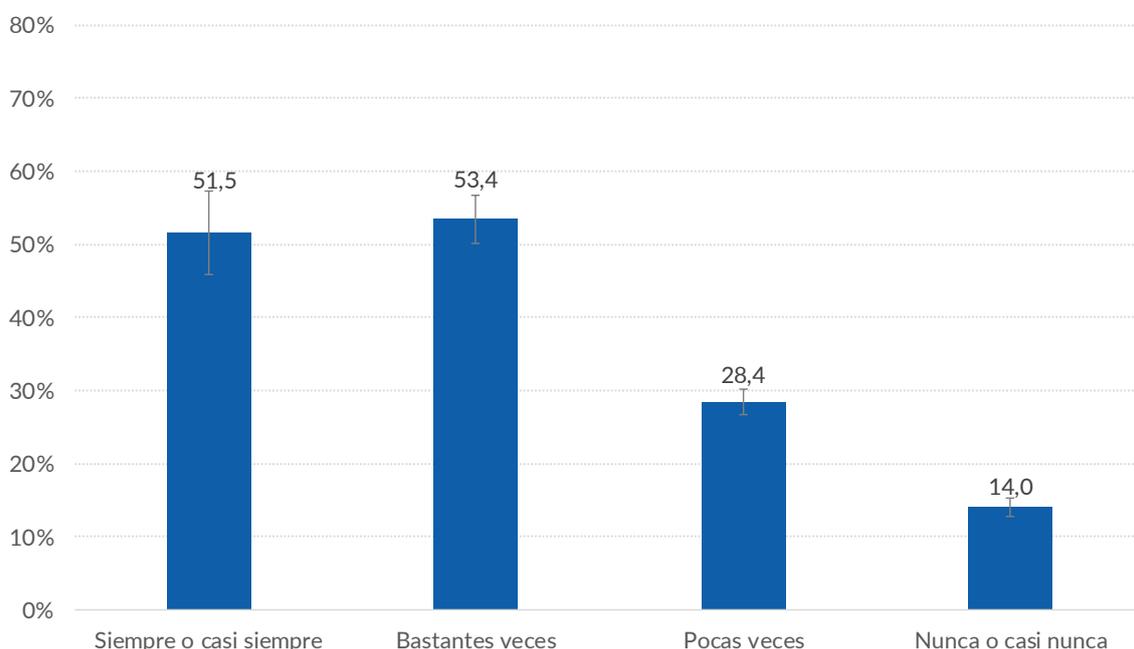
Tabla 4. Prevalencias de malestar asociado a la soledad según sexo y edad

Sexo	Grupo de edad	Recuento	% malestar por soledad	IC95% inferior	IC95% superior
N=6.414		n =1.693			
Hombres	15 a 29 años	176	27,8	24,4	31,3
	30 a 44 años	194	23,7	20,9	26,7
	45 a 64 años	169	18,0	15,6	20,5
	≥ 65 años	88	17,9	14,7	21,5
Mujeres	15 a 29 años	252	36,4	32,9	40,1
	30 a 44 años	296	33,1	30,0	36,2
	45 a 64 años	304	26,4	24,0	29,1
	≥ 65 años	214	27,0	23,9	30,1

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre las personas que declaran sentirse solas con frecuencia (siempre o casi siempre/bastantes veces), el 52,9% [IC95% = 50,0-55,8] experimenta este sentimiento con malestar (con cierto malestar/con malestar intenso), frente a las personas que no se sienten solas con frecuencia, de las cuales el 20,9% [IC95% = 19,7-21,8] experimenta dicho sentimiento con malestar (**gráfica 8**). Estas prevalencias indican que las personas que se suelen sentir solas más frecuentemente también viven este sentimiento con mayor malestar, de manera significativa frente a quienes sienten soledad con poca frecuencia.

Gráfica 8. Prevalencia del malestar asociado a la soledad según la frecuencia con la que se experimenta este sentimiento (N=6.414)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **tabla 5** y en la **gráfica 9** se muestra el resultado de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables sociodemográficas y psicosociales en relación con el malestar asociado a la soledad en personas menores de 65 años. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,161, es decir, explica el 16,1% de la varianza del malestar asociado a la soledad, y clasifica correctamente el 76,7% de los casos. Como se ve en el análisis, en la ciudad de Madrid la situación que mejor explica el malestar asociado a la soledad es la frecuencia con la que se tiene este sentimiento, seguido del riesgo de mala salud mental.

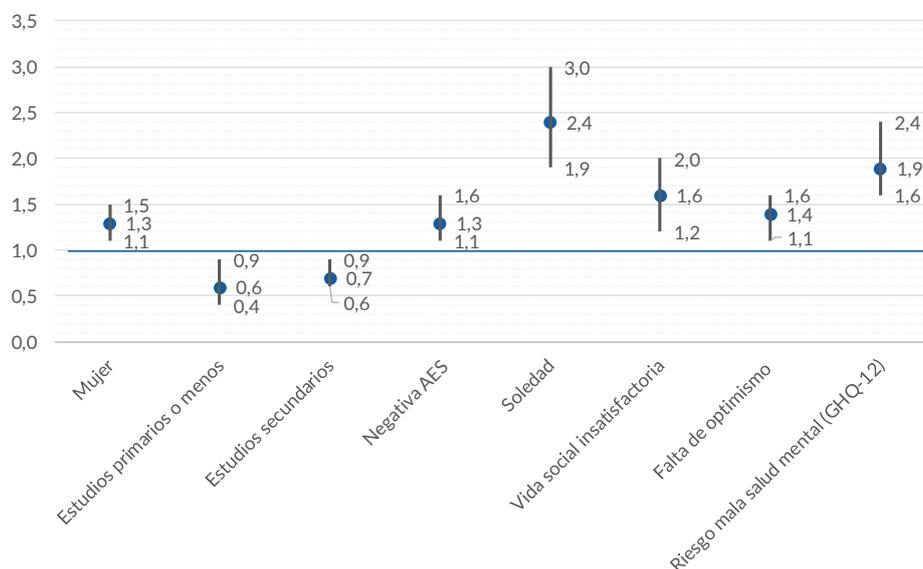
Tabla 5. Distribución de frecuencia del malestar asociado a la soledad, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en menores de 65 años

Variables		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		2.809	709	25,2			
Sexo	Mujer	1.565	450	28,8	1,3*	1,04	1,5
	Hombre	1.244	259	20,8	1		
Nivel de estudios	Primarios o menos	303	62	20,5	0,6*	0,4	0,9
	Secundarios	1.157	287	24,8	0,7*	0,6	0,9
	Superiores	1.348	360	26,7	1		
Autopercepción de la salud	Negativa AES	746	258	34,6	1,3*	1,1	1,6
	Positiva AES	2.060	450	21,8	1		
Sentimiento de soledad	Frecuente	458	234	51,1	2,4*	1,9	3,0
	Poco frecuente	2.351	475	20,2	1		

Autopercepción de la vida social	Insatisfecho/a	420	187	44,5	1,6*	1,2	2,0
	Satisfecho/a	2.389	522	21,9	1		
Perspectiva de futuro	Falta de optimismo	1.317	418	31,7	1,4*	1,1	1,6
	Optimismo	1.482	288	19,4	1		
Riesgo de mala salud mental	Mala salud mental	892	372	41,7	1,9*	1,6	2,4
	Buena salud mental	1.917	337	17,6	1		

Nota. La regresión logística binaria incluyó 2.795 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 9. Modelo de regresión logística multivariante para el malestar asociado al sentimiento de soledad en personas menores de 65 años



Nota. El análisis incluye 2.795 casos. Variables especificadas: sexo (referencia: hombre), nivel de estudios (referencia: universitarios), auto-percepción del estado de salud (referencia: positiva AES), sentimiento de soledad (referencia: no se siente solo o sola), autopercepción de la vida social (referencia: satisfecho o satisfecha), perspectiva de futuro (referencia: optimista), salud mental (referencia: buena salud mental)
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

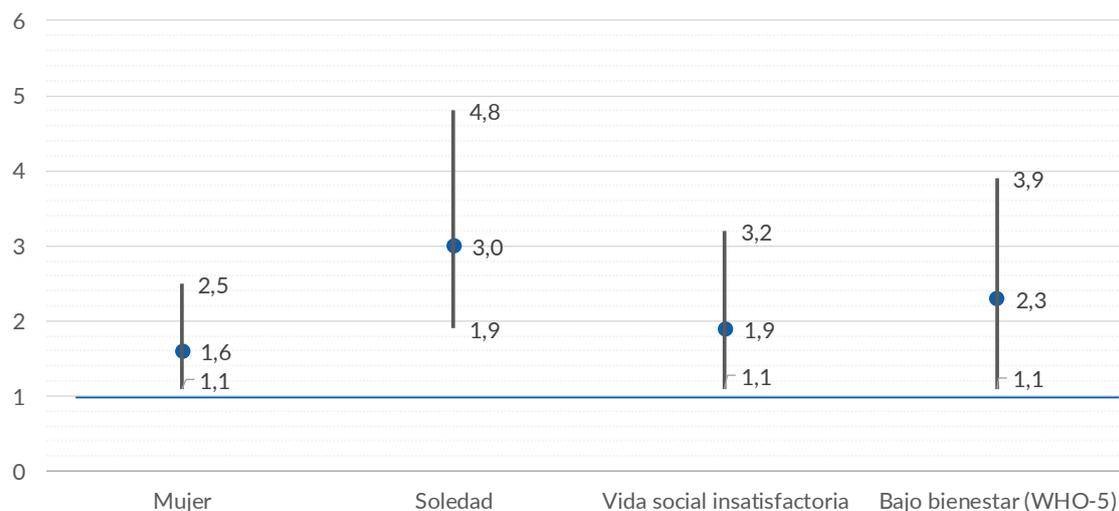
En la **tabla 6** y en la **gráfica 10** se muestra el resultado de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables sociodemográficas y psicosociales en relación con el malestar asociado a la soledad en personas de 65 o más años. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,181, es decir, explica el 18,1% de la varianza del malestar asociado a la soledad, y clasifica correctamente el 80,7% de los casos. Como se ve en el análisis, en la ciudad de Madrid la situación que mejor explica el malestar asociado a la soledad en personas de 65 o más años es la frecuencia con la que se tiene este sentimiento, seguido del bajo bienestar.

Tabla 6. Distribución de frecuencia del malestar asociado a la soledad, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio en personas de 65 años o más años

Variables		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		684	148	15,6			
Sexo	Mujer	400	106	26,5	1,6*	1,1	2,5
	Hombre	284	42	14,8	1		
Apoyo social en caso de necesidad	No	25	13	52,0	1,9	0,8	4,6
	Sí	659	135	20,5	1		
Sentimiento de soledad	Frecuente	123	58	47,2	3,0*	1,9	4,8
	Poco frecuente	561	90	16,0	1		
Autopercepción de la vida social	Insatisfecho/a	106	48	45,3	1,9*	1,1	3,2
	Satisfecho/a	578	100	17,3	1		
Índice de bienestar (WHO-5)	Bajo bienestar	96	45	46,9	2,3*	1,4	3,9
	Bienestar	588	103	17,5	1		

Nota. La regresión logística binaria incluyó 684 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 10. Modelo de regresión logística multivariante para el malestar asociado al sentimiento de soledad en personas de 65 o más años



Nota. El análisis incluye 684 casos. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Sentimiento de soledad (referencia: No se siente solo/sola); Autopercepción de la vida social (referencia: satisfecho/a); Índice de bienestar (referencia: bienestar). Se incluyen solo las variables que formaron parte del modelo final
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

Uno de los objetivos del presente estudio fue explorar la prevalencia del sentimiento de soledad de la población que reside en Madrid y de algunos grupos de personas vulnerables, así como conocer la tendencia de las prevalencias de este sentimiento en la ciudadanía madrileña a lo largo de los últimos años, comparando los resultados con los de encuestas de salud previas y prestando especial atención a las diferencias temporales en los datos observados antes y durante la pandemia de COVID-19.

Al comparar con los resultados de la ESCM'17⁸, se observa un aumento estadísticamente significativo de la prevalencia de la soledad no deseada en la población de Madrid: en el año 2017 el 10,2% [IC95% = 9,4-11,0] de las personas encuestadas referían sentirse solas siempre o casi siempre o bastantes veces, frente al 13,8% [IC95% = 13,0-14,5] de personas con sentimiento de soledad frecuente en el año 2021, resultando en un aumento de más de 3 puntos porcentuales.

Los resultados del presente estudio indican que, en el año 2021, la soledad no deseada se manifiesta con más frecuencia entre las mujeres en todos los tramos de edad, en comparación con los hombres. Además, parece que las mujeres viven este sentimiento con un mayor malestar que los hombres que fueron encuestados. En la anterior encuesta (ESCM'17) también se apreciaban diferencias significativas según el sexo, predominando el sentimiento de soledad entre las mujeres. No obstante, se observa que las prevalencias del sentimiento de soledad se han incrementado de manera estadísticamente significativa en ambos sexos desde el año 2017, de manera más notoria en las mujeres.

Con respecto a la edad, en el año 2021 la prevalencia del sentimiento de soledad es más elevada entre las personas jóvenes de 15 a 29 años, independientemente de ser hombre o mujer, en comparación con los otros grupos de edad. Si se compara con los datos de la ESCM'17, se observa un aumento estadísticamente significativo entre todos los grupos de edad (excepto en el de 30-44 años), especialmente notable en el caso de los/las jóvenes, en el que la diferencia es de más de 7 puntos porcentuales. Además, se aprecia que la vivencia de malestar asociado al sentimiento de soledad es más predominante entre los/las jóvenes de 15 a 29 años, frente a otros grupos de personas con edad a partir de los 45 años.

Asimismo, los datos informan de una tendencia creciente de la prevalencia de la soledad no deseada cuanto más desfavorecida es la clase social de las mujeres madrileñas en todos los tramos de edad. Este patrón se observa únicamente entre las mujeres, pues en los hombres no se manifiesta de manera evidente. Esta tendencia también se reflejaba en la ESCM'17, tanto en mujeres como en hombres, apreciándose diferencias significativas en la soledad de las mujeres entre la clase favorecida y desfavorecida a partir de los 30 años, mientras que en los hombres solo en el tramo de edad de 30 a 44 años.

Los hallazgos del presente estudio apuntan a un crecimiento de la soledad no deseada de la población madrileña en general desde el año 2017 hasta la actualidad. Este aumento parece haberse intensificado especialmente entre las personas jóvenes de 15 a 29 años y entre las mujeres, que, además, son quienes más viven este sentimiento con malestar. Estos datos coinciden con otros estudios, que encuentran que el grupo de población joven ha tenido mayores repercusiones en la frecuencia del sentimiento de soledad durante el primer año de la pandemia de COVID-19, mientras que no encuentran diferencias significativas entre hombres y mujeres¹⁰. Por tanto, como apoya la literatura científica previa, los resultados evidencian que el sentimiento de soledad se presenta a lo largo del ciclo vital^{5,9}.

La Encuesta europea sobre vida, trabajo y COVID-19¹⁴, cuyo objetivo fue evaluar el impacto de la pandemia de COVID-19 sobre el bienestar, la salud y el trabajo en la población de la Unión Europea, utiliza la misma pregunta acerca de la frecuencia del sentimiento de soledad. Los resultados de dicha encuesta son similares a los encontrados en este estudio, pues según los datos de la tercera oleada, administrada entre febrero y marzo de 2021, el 13,8% de la población española declaraba sentirse sola "Todo el tiempo" o "La mayor parte del tiempo" durante las dos últimas semanas, coincidiendo con la misma prevalencia obtenida en el presente estudio para la población madrileña. En cambio, cuando se compara con la prevalencia de este sentimiento en la Unión Europea, esta aumenta considerablemente hasta el 21,1% de personas que informaban sentirse solas con frecuencia.

También se encontraron diferencias significativas muy parecidas en el sentimiento de soledad en función del sexo, siendo más frecuente en las mujeres españolas. Con respecto a la edad, los datos no se pueden comparar debido a que en dicha encuesta no se recabaron datos para las personas jóvenes residentes en España. Sin embargo, en cuanto a la población de la Unión Europea, son los jóvenes de 18 a 34 años los que, en mayor porcentaje (24,2%), referían sentirse solos frente al resto de grupos de edades más avanzadas.

Otra encuesta relevante es la Encuesta Ómnibus del Ayuntamiento de Barcelona¹³, incluida en la "Estrategia municipal contra la soledad 2020-2030" del Ayuntamiento de Barcelona y administrada en junio de 2020, con una muestra de 1.000 personas mayores de 16 años. Si se comparan los resultados de quienes respondieron que

se sienten solos o solas “a menudo”, la prevalencia de soledad no deseada en la población barcelonesa es inferior a la observada en las personas que residen en Madrid, pues el 3,5% de las personas encuestadas respondió sentirse sola a menudo y el 15,4% alguna vez.

En la encuesta del Ayuntamiento de Barcelona no se encontraron diferencias significativas en la soledad no deseada entre hombres y mujeres. Según la edad, los datos presentan una mayor equivalencia con los de la Encuesta de Salud de Madrid, pues muestran que la población joven de Barcelona entre los 16 y los 24 años es la que más frecuentemente se siente sola frente al resto de grupos de edad, a pesar de que la prevalencia del sentimiento de soledad vivido con frecuencia es de un 7,1%, por lo que es más baja que en la ESCM'21.

El segundo objetivo de este estudio fue analizar la influencia de algunos determinantes sociodemográficos y psicosociales sobre el sentimiento de soledad y la vivencia subjetiva del mismo de la ciudadanía madrileña.

Los resultados sostienen que no tener a nadie con quien contar en caso de necesidad, sentirse insatisfecho o insatisfecha con la vida social, presentar riesgo de tener mala salud mental y vivir solo o sola (por orden de mayor a menor influencia) son los factores que mejor predicen el sentimiento de soledad en las personas menores de 65 años que residen en la ciudad de Madrid. Estos hallazgos son consistentes con los de la ESCM'17 (reflejados en el *Informe monográfico: Sentimiento de soledad en la ciudad de Madrid*⁸, que informaban de que vivir solo o sola, tener riesgo de mala salud mental y sentir que nunca o casi nunca otras personas se ocupan de su bienestar eran las condiciones que mayor impacto tenían sobre el sentimiento de soledad, refiriéndose a la población general de Madrid y no a las personas menores de 65 años.

En las personas de 65 o más años residentes en Madrid el hecho de vivir solo o sola es la condición que mayor riesgo supone, con diferencia, para presentar sentimientos de soledad no deseada, seguido de sentirse insatisfecho o insatisfecha con la propia vida social y tener riesgo de depresión. Estos hallazgos coinciden con el estudio sobre *Sentimiento de soledad en las personas mayores de la ciudad de Madrid*¹⁵ realizado con los datos de la ESCM'17 al evidenciar que tanto vivir solo o sola como presentar un diagnóstico de depresión incrementan considerablemente el riesgo de sentir soledad en las personas mayores. A su vez, también se vio que sentir que otras personas no se preocupan por el propio bienestar y no tener a nadie a quien acudir cuando se necesita ayuda se asociaban, aunque en menor medida, a una mayor vulnerabilidad a experimentar sentimientos de soledad en este grupo de población¹⁵.

Con respecto al grado de malestar experimentado con el sentimiento de soledad, los resultados del presente estudio revelan que sentirse solo o sola con frecuencia es el factor que más aumenta el riesgo de vivir este sentimiento con malestar en la población general de la ciudad de Madrid. En menor grado, tener riesgo de mala salud mental en las personas menores de 65 años y manifestar un bajo bienestar subjetivo en las personas de 65 o más años también predicen una vivencia desagradable del sentimiento de soledad.

A partir de los hallazgos descritos, se puede deducir que la salud mental es un factor relevante en la explicación de la soledad no deseada de la ciudadanía madrileña, en todas las etapas vitales. Esto puede tener sentido debido a las importantes repercusiones de la crisis sanitaria y social que ha supuesto la pandemia de coronavirus sobre la salud mental de la población española, especialmente entre las personas jóvenes¹¹. Algunos estudios previos a la pandemia de la COVID-19 ya indicaban la fuerte correlación entre el sentimiento de soledad y tener problemas de salud mental o riesgo³⁻⁵, sin embargo, no han podido establecer una relación causal directa del riesgo de mala salud mental como factor determinante de la soledad no deseada, por lo que los resultados de este estudio contribuyen a aumentar la comprensión de esta relación.

Otros aspectos importantes que influyen en la vulnerabilidad a sentir soledad no deseada entre la población de la ciudad de Madrid es la carencia de apoyo social, la insatisfacción con la vida social y vivir solo o sola. Estos resultados han sido respaldados por la literatura científica previa, que afirma que tener una red social escasa o no contar con apoyo en caso de necesidad⁷ y vivir solo o sola³ aumentan el riesgo de sentir soledad no deseada. Por tramos de edad, no tener una relación cercana e íntima predice un mayor sentimiento de soledad en las personas mayores, mientras que en la población con edades más jóvenes resulta de mayor riesgo tener un escaso número de relaciones sociales^{16,17}.

Conclusiones

- En la ciudad de Madrid el 13,8% de las personas informaron de haberse sentido solas. Parece que, al igual que ha ocurrido a nivel nacional y europeo, se ha producido una tendencia hacia el incremento del sentimiento de soledad en la ciudadanía.
- Se confirma que la soledad es un sentimiento que se produce a lo largo de todo el ciclo vital; no obstante, estos resultados apuntan hacia la población joven como un grupo especialmente de riesgo. En este grupo de edad, no sólo la prevalencia de soledad y el malestar con que se vive es mayor que en otros grupos de edad más avanzada, sino que, además, el incremento de este sentimiento en los últimos años ha sido más acentuado, posiblemente en relación con la pandemia por COVID-19.
- Asimismo, como se venía viendo en otros estudios, las mujeres parece que presentan un sentimiento de soledad y una vivencia subjetiva de malestar asociado a este con mayor frecuencia que los hombres, siendo, por tanto, otro grupo de riesgo sobre el que prestar atención.
- En las personas menores de 65 años que viven en Madrid, las condiciones que mejor explican el sentimiento de soledad son la falta de apoyo social en caso de necesidad, la insatisfacción con la vida social y el riesgo de mala salud mental; mientras que en las personas de 65 años y más, las variables que mejor explican este sentimiento son vivir solo o sola, la insatisfacción con la vida social y el riesgo de depresión.
- Además, experimentar con una mayor frecuencia sentimientos de soledad, tener riesgo de mala salud mental o un bajo bienestar subjetivo y mostrar insatisfacción con respecto a la vida social son las condiciones que más contribuyen a que la soledad se viva de manera más negativa en la población tanto menor como mayor de 65 años.
- Los resultados encontrados llevan a concluir la importancia de la salud mental como un claro determinante del sentimiento de soledad durante las diferentes etapas vitales. Este hallazgo invita a pensar en los posibles beneficios de orientar las políticas de salud pública en prevención de la soledad no deseada hacia la promoción de la salud mental y la creación de redes de apoyo social satisfactorias.

Referencias bibliográficas

1. Cacioppo S, Grippo AJ, London S, Goossens L, Cacioppo JT. Loneliness: clinical import and interventions. *Perspect Psychol Sci.* 2015 Mar;10(2):238-49. doi: 10.1177/1745691615570616. PMID: 25866548; PMCID: PMC4391342. Disponible en URL: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4391342/>
2. Lasgaard M, Friis K, Shevlin M. "Where are all the lonely people?" A population-based study of high-risk groups across the life span. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2016;51(10):1373-84. doi: 10.1007/s00127-016-1279-3. Epub 2016 Aug 29. PMID: 27571769. Disponible en URL: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/27571769/>
3. Beutel ME, Klein EM, Brähler E, Reiner I, Jünger C, Matthias M, et al. Loneliness in the general population: prevalence, determinants and relations to mental health. *BMC Psychiatry.* 2017;17(1):1-7. doi: 10.1186/s12888-017-1262-x. Disponible en URL: <https://bmcp psychiatry.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12888-017-1262-x#citeas>
4. Richard A, Rohrmann S, Vandeleur CL, Schmid M, Barth J, Eichholzer M. Loneliness is adversely associated with physical and mental health and lifestyle factors: Results from a Swiss national survey. *PLoS One.* 2017;12(7):e0181442. doi: 10.1371/journal.pone.0181442. PMID: 28715478; PMCID: PMC5513556. Disponible en URL: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/28715478/>
5. Leigh-Hunt N, Bagguley D, Bash K, Turner V, Turnbull S, Valtorta N, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health.* 2017;152:157-71. doi: 10.1016/j.puhe.2017.07.035. Epub 2017 Sep 12. PMID: 28915435. Disponible en URL: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/28915435/>

6. Perlman D, Peplau LA. Toward a social psychology of loneliness. *Personal relationships in Disorder*. London: Academic Press. 1981;3:31–56. Disponible en URL: <https://peplau.psych.ucla.edu/wp-content/uploads/sites/141/2017/07/Perlman-Peplau-81.pdf>
7. de Jong Gierveld J, van Tilburg TG. Social Isolation and Loneliness. In: Friedman HS, editor. *Encyclopedia of Mental Health (Second Edition)* [Internet]. Oxford: Academic Press; 2016. p. 175–178. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-397045-9.00118-X>. Disponible en URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B978012397045900118X>
8. Rodríguez-Pérez M, Díaz-Olalla JM, Pedrero-Pérez EJ, Sanz-Cuesta MR. Informe monográfico: Sentimiento de Soledad en la Ciudad de Madrid. *Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018* [Internet]. 2020 Feb;429–501. Disponible en URL: http://madridsalud.es/area_profesional/
9. Martín-Roncero U, González-Rábago Y. Soledad no deseada, salud y desigualdades sociales a lo largo del ciclo vital. *Gaceta Sanitaria*. 2022;35:432–7. doi: 10.1016/j.gaceta.2020.07.010. Disponible en: <https://www.gacetasanitaria.org/es-soledad-no-deseada-salud-desigualdades-articulo-S0213911120301977>
10. Baarck J, Balahur-Dobrescu A, Cassio LG, D’hombres B, Pasztor Z, Tintori G. Loneliness in the EU. Insights from surveys and online media data [Internet]. Luxembourg (Luxembourg): Publications Office of the European Union; 2021 [cited 2022 Jun 7]. doi:10.2760/46553. Disponible en: <https://publications.jrc.ec.europa.eu/repository/handle/JRC125873>
11. Ausín B, González-Sanguino C, Castellanos MÁ, López-Gómez A, Saiz J, Ugidos C. Conviviendo un año con la Covid-19: Estudio longitudinal del impacto psicológico de la Covid-19 en la población española (Psi-Covid-19). Madrid; 2021 Jun. Disponible en: <https://centredocumentacioap.diba.cat/cgi-bin/koha/opac-retrieve-file.pl?id=32b66b722e0a1eb91d0b77a1ec770c11>
12. Madrid Salud. Impacto de la pandemia de la COVID-19 y el confinamiento en la salud de la población. Avance de resultados de la Encuesta COVID-19 de Madrid Salud en la población de la ciudad de Madrid [Internet]. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid. 2020 [cited 2022 Jun 20]. Disponible en: <https://madridsalud.es/encuesta-covid-19-madrid-salud-2/>
13. Ayuntamiento de Barcelona. Enquesta Òmnibus Municipal. Departament de Recerca i Coneixement. Presentació de Resultats del 8 al 23 de juny de 2020 [Internet]. Ayuntamiento de Barcelona. 2020 [cited 2022 Jun 20]. Disponible en: <https://ajuntament.barcelona.cat/dretssocials/sites/default/files/arxius-documents/enquesta-omnibus-municipal-resultats.pdf>
14. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (Eurofound). Living, working and COVID-19 dataset. Data: Quality of life during COVID-19. Round 3: March 2021 [Internet]. 2020 [cited 2022 Jun 20]. Disponible en: <https://www.eurofound.europa.eu/en/publications/2020/living-working-and-covid-19>
15. Montejo-Carrasco P, Prada-Crespo D, Montenegro-Peña M. Sentimiento de soledad en las personas mayores de la ciudad de Madrid. *Encuesta de Salud de la ciudad de Madrid 2017*. 2020 58;(Internet) Disponible en URL: https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2020/06/Sentimiento_de_soledad_en_mayores_de_la_ciudad_de_Madridok.pdf
16. Nicolaisen M, Thorsen K. Who are lonely? Loneliness in different age groups (18–81 years old), using two measures of loneliness. *The International Journal of Aging and Human Development*. 2014;78(3):229–57. doi: 10.2190/AG.78.3.b. PMID: 25265679. Disponible en URL: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25265679/>
17. Victor CR, Yang K. The prevalence of loneliness among adults: a case study of the United Kingdom. *J Psychol*. 2012 Jan-Apr;146(1–2):85–104. doi: 10.1080/00223980.2011.613875. PMID: 22303614. Disponible en URL: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/22303614/>



2.1.6 CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN MIGRANTE Y TIEMPO DE RESIDENCIA EN LA CIUDAD DE MADRID

Introducción

Desde la década de los años 70 y, sobre todo, 80 del pasado siglo, España ha ido pasando gradualmente de ser un país emisor de migrantes a un país receptor de estos¹. Según datos a 1 de enero de 2021, aportados por la Subdirección General de Estadística Municipal del Ayuntamiento de Madrid, la cifra de migrantes viviendo en la ciudad era de 525.828 (11.932 personas más que en el año anterior)².

Las razones que pueden impulsar a una persona a tomar la decisión de trasladarse a otro país son muchas: disponer de escasas oportunidades laborales y bajo desarrollo económico en su país de origen, huir de guerras, dictaduras u otras situaciones de violencia y opresión, así como por causas como su orientación sexual, violencia machista, identidad de género, etc.¹.

Los procesos migratorios pueden comprometer la salud mental y física de las personas que abandonan su país de origen. El salto migratorio en muchos casos supone un gran desembolso de dinero y expone a las personas a situaciones de vulnerabilidad, siendo susceptibles a abusos y violencia. Además, una vez en el país receptor, estas personas deben enfrentarse a trabas administrativas, legales y burocráticas que conllevan peores condiciones de trabajo y empleos de menor cualificación respecto a su nivel de estudios en el país de origen, menos capital económico, cargas económicas familiares, inestabilidad legal, escaso apoyo social e institucional y desaparición de su red de cuidado. Todo ello se ve aún más comprometido por la posibilidad de ser víctima de violencia, racismo y discriminación cultural, estructural e institucional, incluso de exponerse a ser objeto de trata con fines de explotación sexual y laboral a raíz de todas estas situaciones de vulnerabilidad en las que se pueden encontrar.

Todo proceso migratorio conlleva en sí mismo distintas fases de duelo y adaptación que afectan a la identidad y al estado psicológico de la persona³. Esto puede tener implicaciones en la salud de quienes migran desde países de rentas más bajas, por lo que es importante tener en cuenta esta variable como determinante de salud. Si bien, hay estudios que señalan el fenómeno del migrante sano (es decir, migrantes que presentan mejor estado de salud que la población autóctona) en general, hay consenso en que este efecto se va atenuando, incluso revertiendo con el tiempo, presentando estas personas peores condiciones de salud a medida que pasa el tiempo en el país de acogida, sobre todo en el caso de las mujeres migrantes, debido a la interseccionalidad de las opresiones por causa de etnia, raza, género y/o clase social⁴. A este respecto, cabe señalar que diversos autores/as recomiendan utilizar un punto de corte en los 5 años para los análisis sobre el estado de salud y las condiciones de vida de las personas migrantes, ya que se considera que a partir de los 5 años residiendo en el país de acogida probablemente se ha alcanzado una mayor estabilidad laboral y económica³.

Las características principales que tienen los flujos migratorios de un país se pueden explicar, más allá de motivaciones como puede ser la de buscar mejores situaciones socioeconómicas o huir de guerras y otros contextos sociopolíticos, por diferentes condiciones que relacionan el país emisor con el receptor, como puede ser tener una lengua y/o una historia común (haber sido colonias o protectorados del país receptor, por ejemplo, como es el caso de muchos países de América Latina o Marruecos y Guinea Ecuatorial), o por la existencia de convenios entre las naciones que faciliten la regularización de su situación administrativa, entre otras. También es importante señalar la influencia que tienen las comunidades asentadas previamente en el país de destino, pues sirven de acogida y apoyo para quienes deciden abandonar su lugar de origen, siendo este un aliciente para emprender el proceso migratorio.

Según datos del informe del Observatorio Permanente de la Inmigración (OPI) de 2019¹, se observa que las personas que migraron en ese año a España venían principalmente de América Latina, seguidas de personas procedentes de la UE-28 y, en tercer lugar, las personas que provenían del continente africano.

Por lo anteriormente expuesto, se consideró importante recoger estos datos en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) y ponerlos en relación con las distintas variables de salud. Si bien, hay que señalar que únicamente se tuvieron datos de aquellas personas migrantes con una situación administrativa regula-

rizada, ya que el contacto con las personas participantes en la ESCM'21 se realizó mediante la tarjeta sanitaria, quedando por tanto infrarrepresentadas en nuestro universo muestral aquellas personas extranjeras con más dificultades. El hecho de que la muestra se haya seleccionado a través de la tarjeta sanitaria (marco muestral) también ha implicado divergencias con la población extranjera recogida en el Padrón Municipal de Habitantes de la ciudad de Madrid (PMH), ya que no todas las personas extranjeras empadronadas tienen tarjeta sanitaria pues, de entrada, en la Comunidad de Madrid se requiere un empadronamiento de más de 90 días para obtener la tarjeta sanitaria y, por tanto, el derecho a la atención sanitaria. Además, en el análisis del presente informe solo se recoge una parte de esta población, que es la considerada como migrante por motivos económicos, según el país de procedencia.

El objetivo de este análisis fue conocer las características de las personas que por motivos económicos migran y residen en Madrid, desde qué continentes y países concretos lo hacen y cuántos años llevan viviendo en España y en el municipio de Madrid según su lugar origen. También se pretende analizar la relación entre el tiempo de residencia en nuestro país y distintas variables socioeconómicas y demográficas, tales como el sexo, la edad, el grupo de desarrollo del distrito de residencia, el nivel de estudios y la clase social familiar, así como con algunas otras variables de salud consideradas de interés.

Método

Fuentes de datos

Los datos fueron extraídos de la ESCM'21⁵. Las preguntas analizadas se incluyeron en la parte común del cuestionario. Los datos sobre el país de origen de la persona encuestada vinieron dados por la tarjeta sanitaria. Por su parte, los datos del PMH se extrajeron de la base de datos de Estadística del Ayuntamiento de Madrid⁶.

Instrumentos

Esta cuestión se exploró por medio de dos preguntas:

- ¿Cuánto tiempo lleva residiendo en el municipio de Madrid?
- ¿Cuánto tiempo lleva residiendo en España?

La persona entrevistada podía contestar en años y meses a ambas preguntas del cuestionario.

Análisis de datos

El análisis de los datos se realizó por medio del programa estadístico SPSS, a través de la herramienta de tablas personalizadas, para conocer la media de años que llevaban viviendo en España y en la ciudad de Madrid las personas procedentes de países en desarrollo, así como otros estadísticos descriptivos. Se recodificó esta variable continua en otras dos: *Llevar cinco años o más* o *Llevar menos de 5 años* -viviendo en España o en la ciudad de Madrid- para conocer el porcentaje de migrantes económicos en ambas situaciones. A efectos de los análisis de este Estudio de Salud se ha considerado migrante económico a toda persona de origen extranjero que no haya nacido en algún país de la UE-15 (1995), incluyendo Noruega, Suiza y Andorra como país asociado, además de EE. UU., Canadá, Japón, Australia, Nueva Zelanda e Israel. La existencia de asociación de caracteres cualitativos entre variables se hace mediante el cálculo de la X^2 .

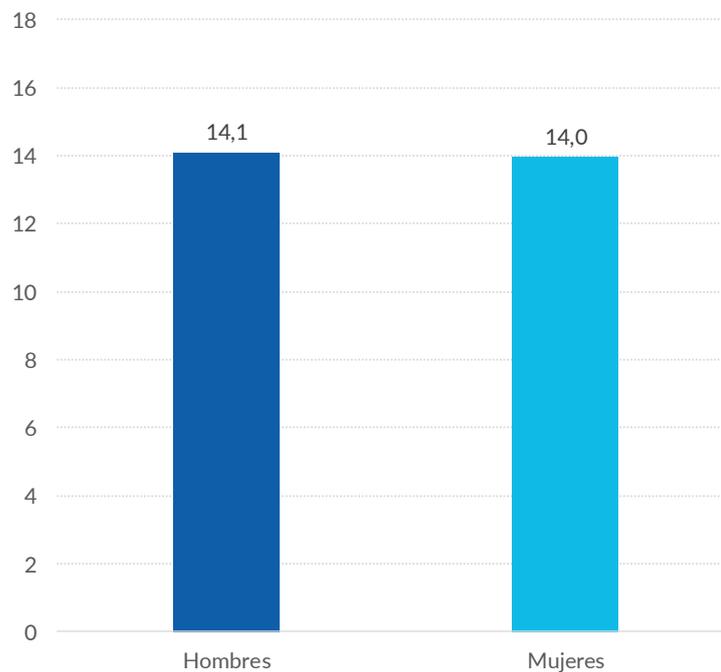
Resultados

En general, según los datos extraídos de la ESCM'21, las personas que migraron por motivos económicos a la ciudad de Madrid llevaban viviendo una media de 14,0 años en ella [DT=±10,6; IC95%=13,5-14,6] y una media de 15,2 años en España [DT=±11,0; IC95%=14,6-15,7], mientras que quienes no tienen este estatus (personas nacidas en España o que vienen de países perteneciente a la UE-15 y resto de países de la OCDE de renta alta) llevaban una media de 40,6 años [DT=±21,6; IC95%=40,1-41,2] residiendo en la ciudad.



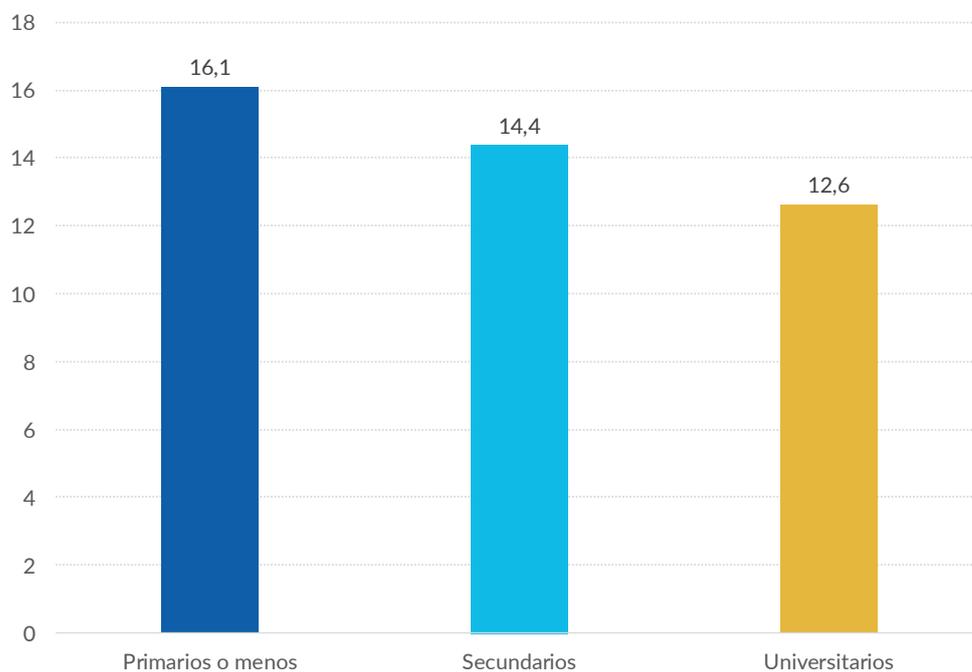
Atendiendo a diversas variables socioeconómicas y demográficas (sexo, nivel de estudios, clase social familiar y grupo de distritos por nivel de desarrollo), se aprecia que la media de años que llevaban viviendo las personas encuestadas que han migrado por motivos económicos al municipio de Madrid, son muy similares entre hombres y mujeres, entre los grupos de distrito y las clases sociales familiares, rondando los 14 años; si bien, las personas que pertenecen a una familia de clase media llevan menos tiempo residiendo en la ciudad que el resto de clases (13,4 años) [DT= $\pm 12,8$; IC95%=11,8-15,0] frente a los 14,4 años de media en aquellas personas de clase social familiar favorecida [DT= $\pm 13,9$; IC95%=13,0-15,8] y 14,0 años de media las de clase desfavorecida [DT= $\pm 8,2$; IC95%=13,5-14,5]. En cuanto al nivel de estudios, la media de años viviendo las personas en el municipio de Madrid presenta un gradiente, siendo las que tienen estudios primarios o menos las que más tiempo han vivido en la ciudad [16,1 años; DT= $\pm 9,3$; IC95%=14,9-17,3] y aquellas con estudios universitarios las que menos [12,6 años; DT= $\pm 12,3$; IC95%=11,6-13,7] (gráficas 1 a 4).

Gráfica 1. Años de media viviendo en la ciudad de Madrid de los/as migrantes económicos, según sexo (N=1.654)



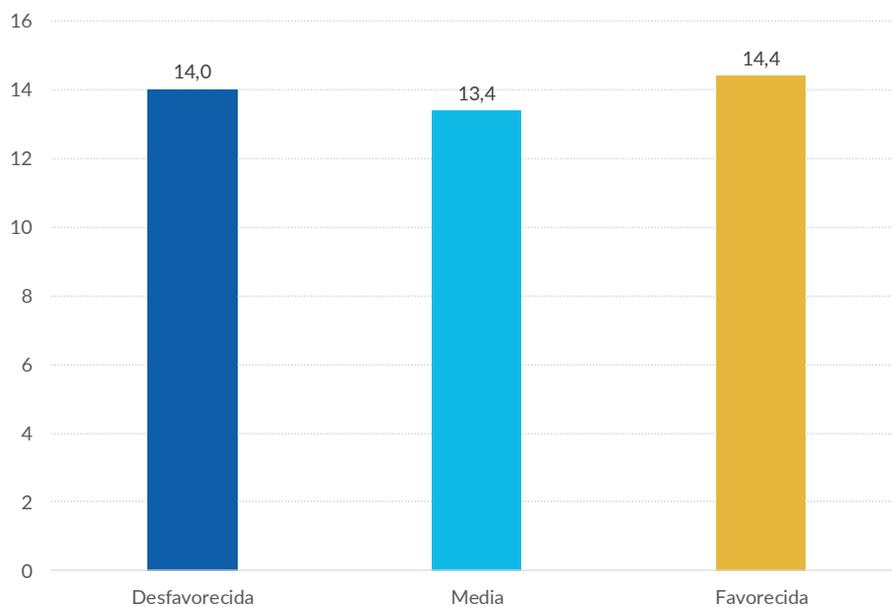
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 2. Años de media viviendo en la ciudad de Madrid de los/as migrantes económicos, según nivel de estudios (N=1.651)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

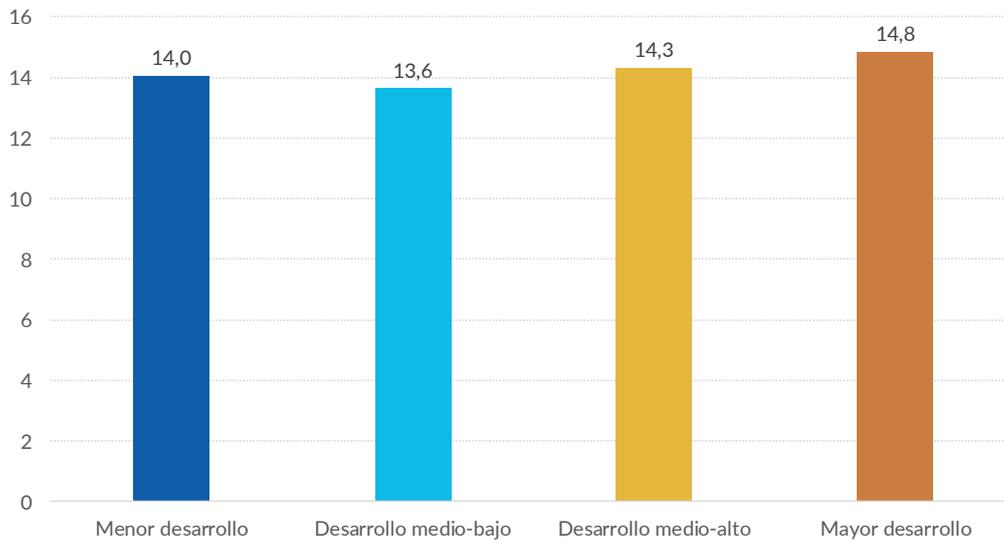
Gráfica 3. Años de media viviendo en la ciudad de Madrid de los/as migrantes económicos, según clase social familiar (N=1.635)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Gráfica 4. Años de media viviendo en la ciudad de Madrid de los/as migrantes económicos, según grupo de distritos de residencia (N=1.654)

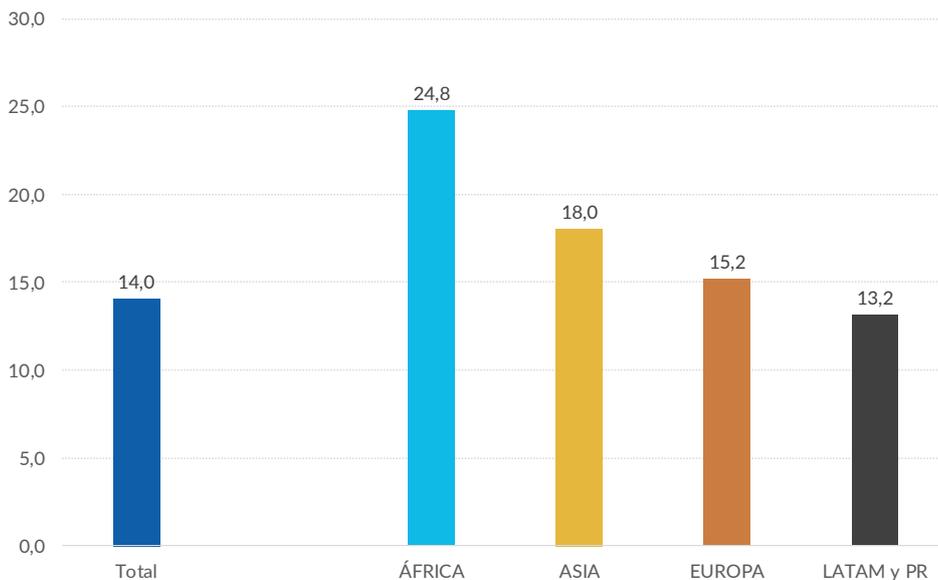


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 5** se puede observar la media de años que llevan en la ciudad de Madrid las personas encuestadas que migraron por motivos económicos -se incluyó a Georgia en el continente europeo, si bien no hay un consenso general sobre el continente al que pertenece. Por otro lado, Turquía se ha asignado por operatividad en el continente asiático, aunque se trata de un país que pertenece a ambos-

Las personas que más años llevan de media residiendo en el municipio son aquellas procedentes de África [24,8 años de media; DT=±15,8; IC95%=21,1-28,5], mientras que las que llevan menos años son las oriundas de Latinoamérica [13,2 años de media, DT=±10,09; IC95%=12,6-13,7].

Gráfica 5. Años de media residiendo en la ciudad de Madrid de los/as migrantes por motivos económicos, en conjunto y según su continente de origen (N_{total}=1.654; N_{África}=72; N_{Asia}=66; N_{Europa}=141; N_{LATAM+PR}=1.373)



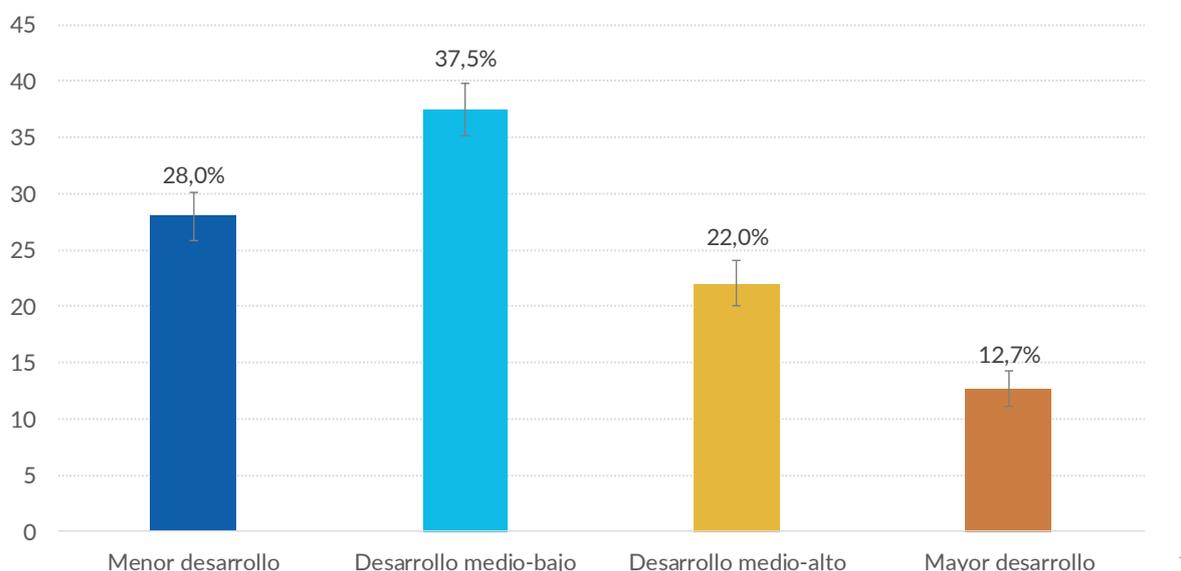
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
Nota. LATAM (Latinoamérica), PR (Puerto Rico)

Si se toma el período de 5 años como punto de referencia para desagregar aquellas personas migrantes que más probablemente pueden tener una situación de cierta estabilidad a nivel socioeconómico y/o más “asimiladas” en la cultura y costumbres de España, vemos en aquellas personas con estatus de migrante económico, que más de tres cuartas partes superan ese tiempo de estancia en la ciudad [77,1%; IC95%=75,0-79,1], mientras que un 22,9% lleva menos de cinco años [IC95%=20,9-25,0].

En cuanto a las características de las personas de origen extranjero que han migrado a la ciudad de Madrid por motivos económicos, vemos que más de la mitad son mujeres [56,1%, IC95%=53,6-58,6]; la mayoría, un 38,0% [IC95%=35,5-40,4] tiene entre 30 y 44 años, seguidas de aquellas entre los 45 y 64 años [28,4%; IC95%=26,2-30,7] y del grupo etario más joven (15 a 29 años) [26,6%; IC95%=24,4-28,8].

En lo relativo a los factores socioeconómicos, las personas migrantes residen principalmente en distritos con un nivel de desarrollo medio-bajo [36,7%; IC95%=34,3-39,1] y en el grupo de distritos con menor desarrollo [28,9%; IC95%=26,6-31,1] (**gráfica 6**).

Gráfica 6. Distribución de los/as migrantes económicos según grupo de distritos de residencia (IC95%). (N=1.654)

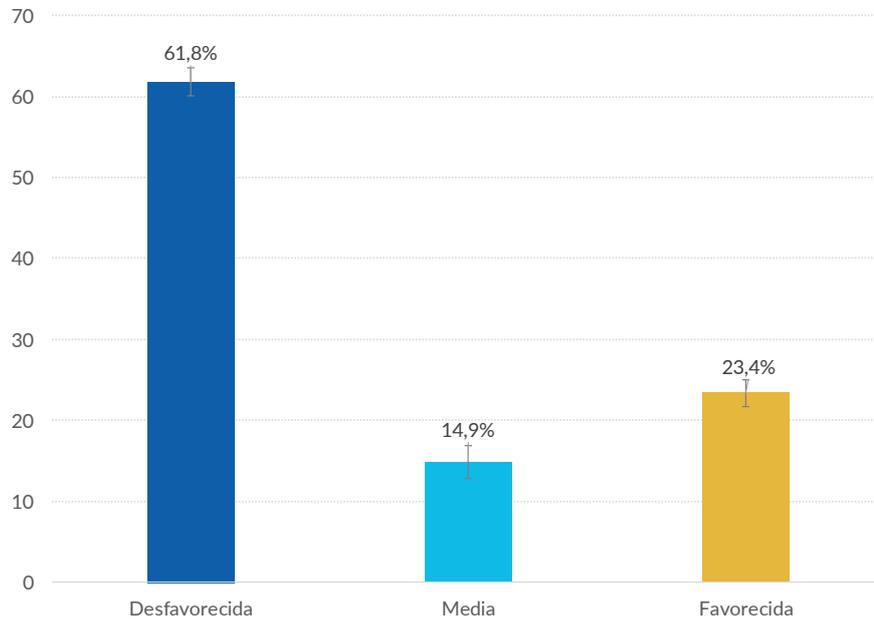


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por otro lado, 6 de cada 10 migrantes económicos pertenecen a la clase social familiar desfavorecida [61,8%; IC95%=59,4-64,3] (**gráfica 7**).



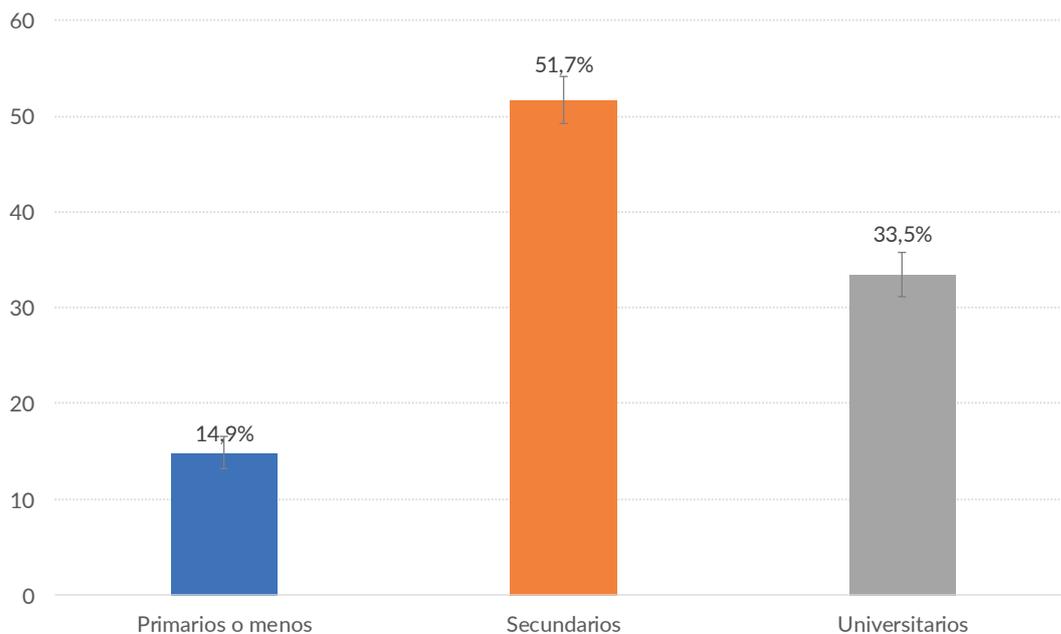
Gráfica 7. Distribución de los/as migrantes económicos según clase social familiar (IC95%). (N=1.635)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Más de la mitad de los/as migrantes económicos (51,7%) tiene un nivel de estudios secundarios, el 33,5% estudios universitarios y en un menor porcentaje, primarios o menos (14,9%). En general la población no migrante económica aporta proporcionalmente más número de personas a los niveles educativos que se sitúan en los extremos (primarios o menos y universitarios) mientras que los migrantes económicos son mayoría en los niveles secundarios con marcada diferencia (51,7% vs. 31,4%) (gráfica 8).

Gráfica 8. Distribución de los/as migrantes económicos según nivel de estudios (IC95%). (N=1.635)

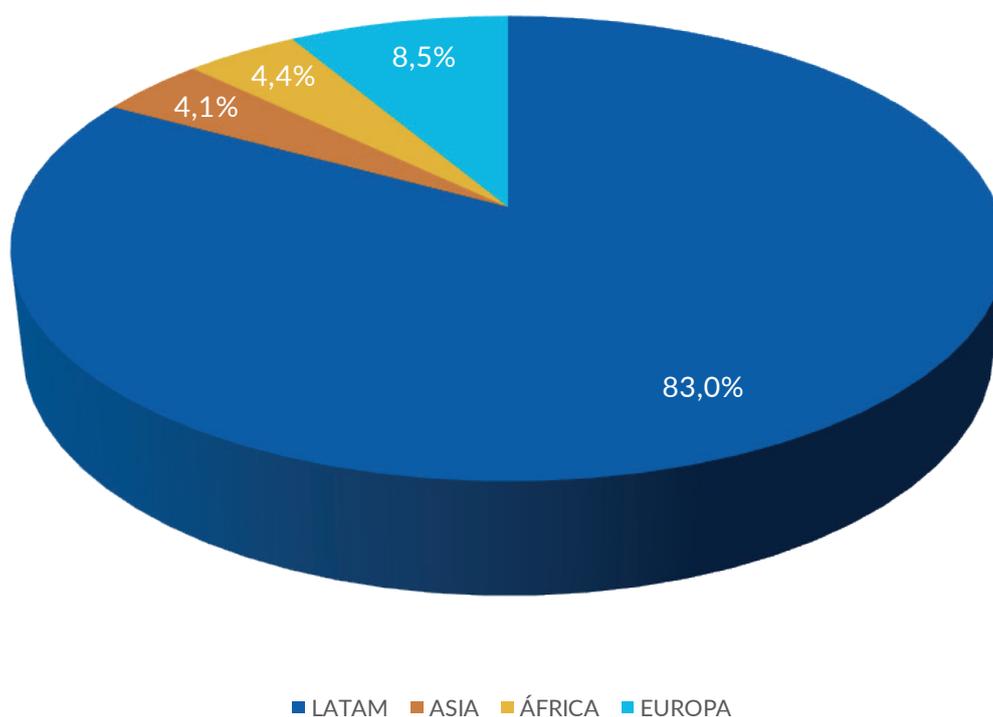


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En este análisis se aprecia también que mientras la clase social desfavorecida se nutre básicamente de personas con estudios elementales en el grupo de no migrantes económicos (47,0% vs. 22,2% en migrantes), en los/as migrantes económicos es más frecuente formar parte de ese grupo socioeconómicamente desfavorecido aunque se alcancen estudios secundarios: 61,4% de los/as migrantes con este nivel educativo forma parte de esa clase ocupacional, frente a un 41,0% de los no migrantes, mostrando ambas diferencias significación estadística en la prueba de asociación de caracteres cualitativos (J_i^2).

Observando cómo se distribuye la población migrante económica de nuestra muestra por cada continente de origen, se puede ver en la **gráfica 9** que la amplia mayoría (83,0%), proceden de Latinoamérica.

Gráfica 9. Porcentaje de personas que han migrado procedentes de algún país en desarrollo (migrantes económicos) a la ciudad de Madrid, según su continente de origen (N=1.654)



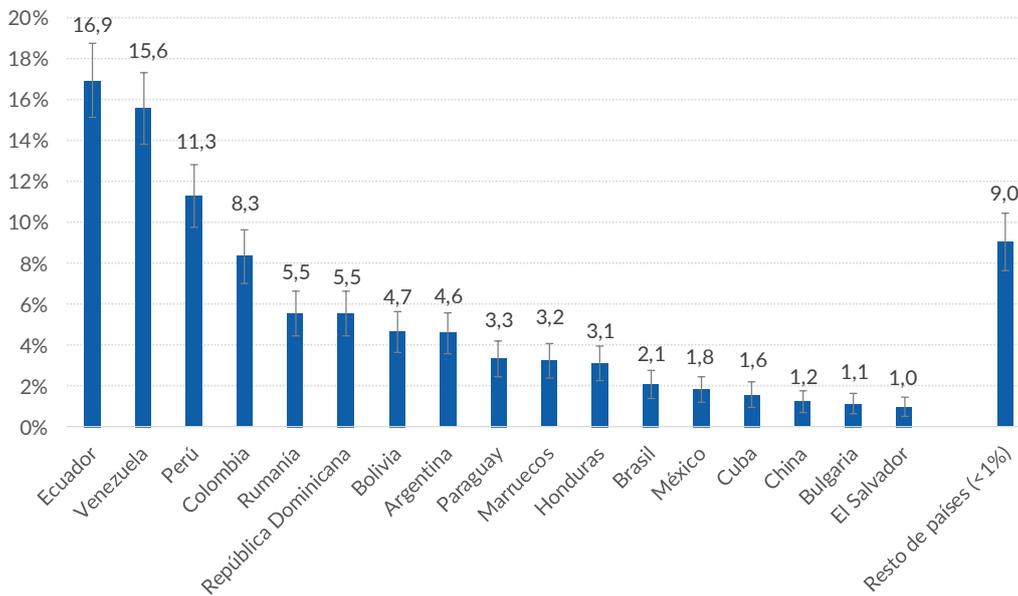
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
Nota. LATAM (Latinoamérica)

En el caso de la información aportada por el PMH, los porcentajes varían con respecto a los hallados en la ESCM'21, por los motivos expuestos al inicio de este trabajo (extranjeros empadronados vs. migrantes económicos con tarjeta sanitaria), de manera que, según los datos del Ayuntamiento, en la ciudad el porcentaje de personas de Latinoamérica empadronadas representaría el 74,1%, seguido del porcentaje de personas procedentes de Asia (10,5%), Europa (8,5%) y por último, África (6,9%). Si bien, una parte de los migrantes registrados en el PMH quedan englobados dentro de la categoría "Resto de países" (países que aportan menos de 200 personas residentes en la ciudad), mientras otro porcentaje estaría dentro de "Antiguos territorios de soberanía española", quedando también opacado el país (y por ende, el continente) concreto del que provienen estas personas.

De entre todos los países de origen, se puede apreciar en la **gráfica 10** que el mayor volumen de personas encuestadas que migraron por motivos económicos a Madrid, procede de Ecuador, representando el 16,9% del total [IC95%=15,1-18,7], llevando de media unos 18 años en la ciudad [DT=±6,0], seguidas de quienes tienen como origen Venezuela, que representan un 15,6% [IC95%=13,8-17,3] y llevan una media de 5,9 años en el municipio [DT=±6,7] y Perú, que supone un 11,3% del total [IC95%=9,7-12,8] y una media de 13,9 años residiendo en Madrid [DT=±9,2].



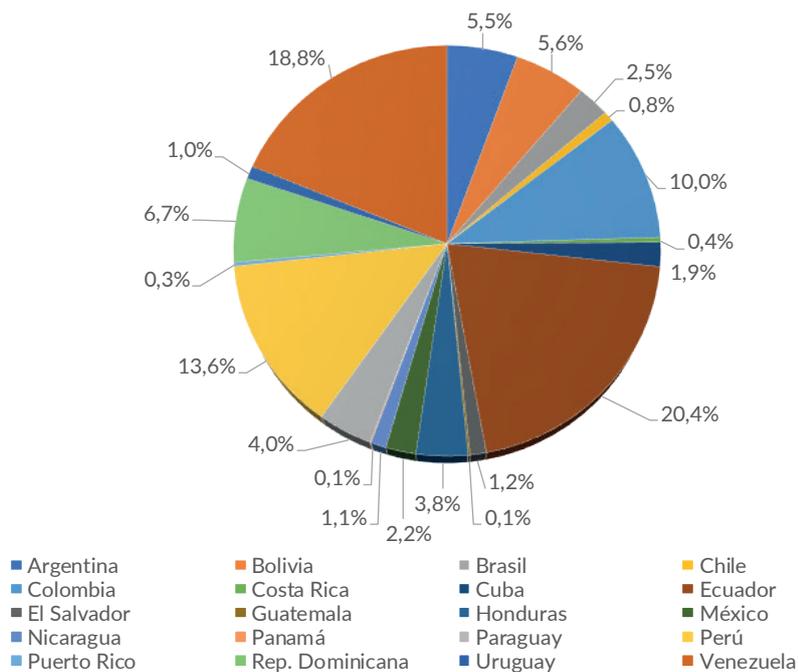
Gráfica 10. Distribución de personas migrantes económicas en la ciudad de Madrid, según su país de origen (IC95%). (N=1.654)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por países de origen según el continente, se observa en la **gráfica 11** que las personas de la muestra que migraron desde América Latina procedían principalmente de Ecuador [20,4%; IC95%=18,3-22,6] y han estado residiendo en Madrid una media de 18,0 años [DT=±0,4]. El segundo mayor porcentaje es el de Venezuela [18,8%; IC95%=16,8-20,9] y en tercer lugar, Perú [13,6%; IC95%=11,8-15,4].

Gráfica 11. Distribución de personas que migraron por motivos económicos desde América Latina a la ciudad de Madrid, según su país de origen (N=1.373)

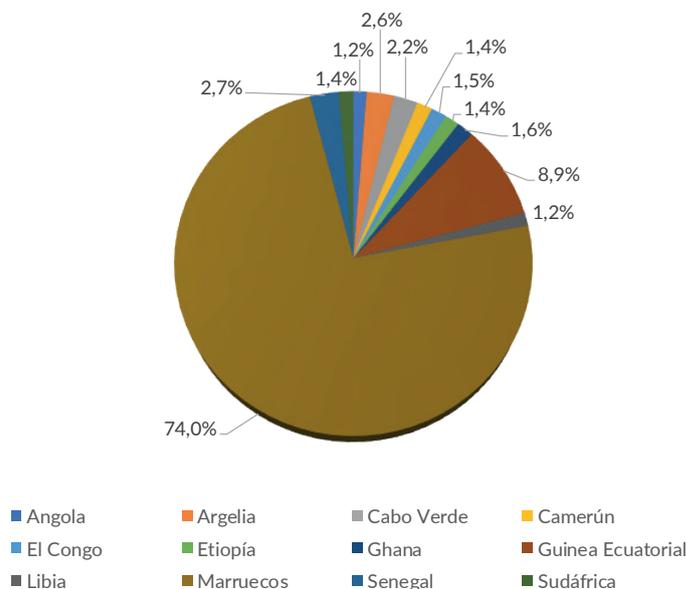


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

Los/as ciudadanos/as africanos/as llegaron, en su amplia mayoría, desde Marruecos [74,0%; IC95%=64,2-83,9] y llevan 25,4 años de media viviendo en la ciudad [DT=±2,2], seguidos de los/as migrantes procedentes de Guinea Ecuatorial [8,9%; IC95%=3,6-16,4] y Senegal [2,7%; IC95%=0,6-8,6], tal y como se aprecia en la **gráfica 12**.

Gráfica 12. Distribución de personas que migraron por motivos económicos desde África a la ciudad de Madrid, según su país de origen (N=72)

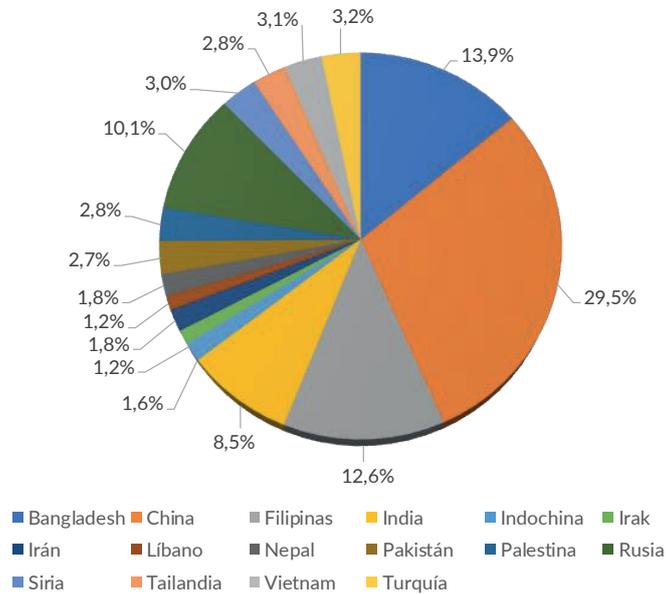


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Los/as migrantes procedentes de Asia provinieron principalmente de China [29,5%; IC95%=20,2-42,1] llevando una media de 13,8 años viviendo en la capital [DT=±1,6], Bangladesh [13,9%; IC95%=8,1-25,2] y Filipinas [12,6%; IC95%=7,0-23,4], como se puede ver en la **gráfica 13**.



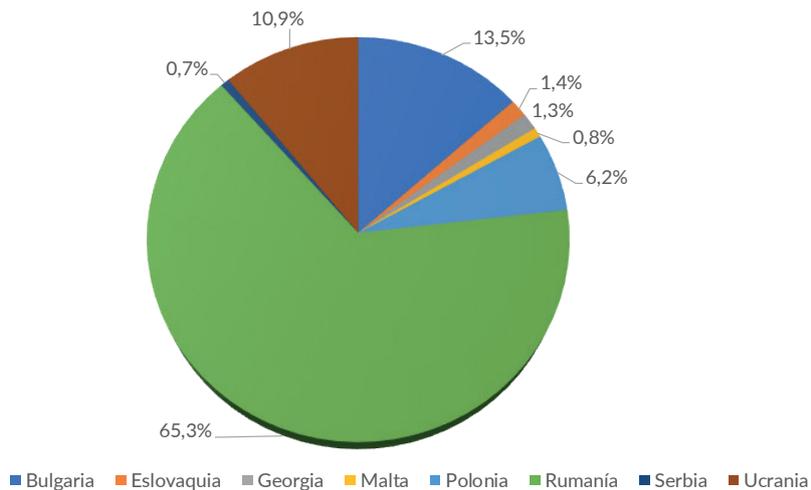
Gráfica 13. Distribución de personas que migraron por motivos económicos desde Asia a la ciudad de Madrid, según su país de origen (N=66)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Y por último (gráfica 14), las personas migrantes económicas que proceden de países del continente europeo no incluidos en la UE-15 (además de Suiza y Noruega), llegaron principalmente desde Rumanía [65,3%; IC95%=57,1-72,7] y llevan 15,5 años residiendo de media en el municipio [DT=±4,6]; Bulgaria [13,5%; IC95%=8,6-19,8] y en tercer lugar Ucrania [10,9%; IC95%=6,4-16,5].

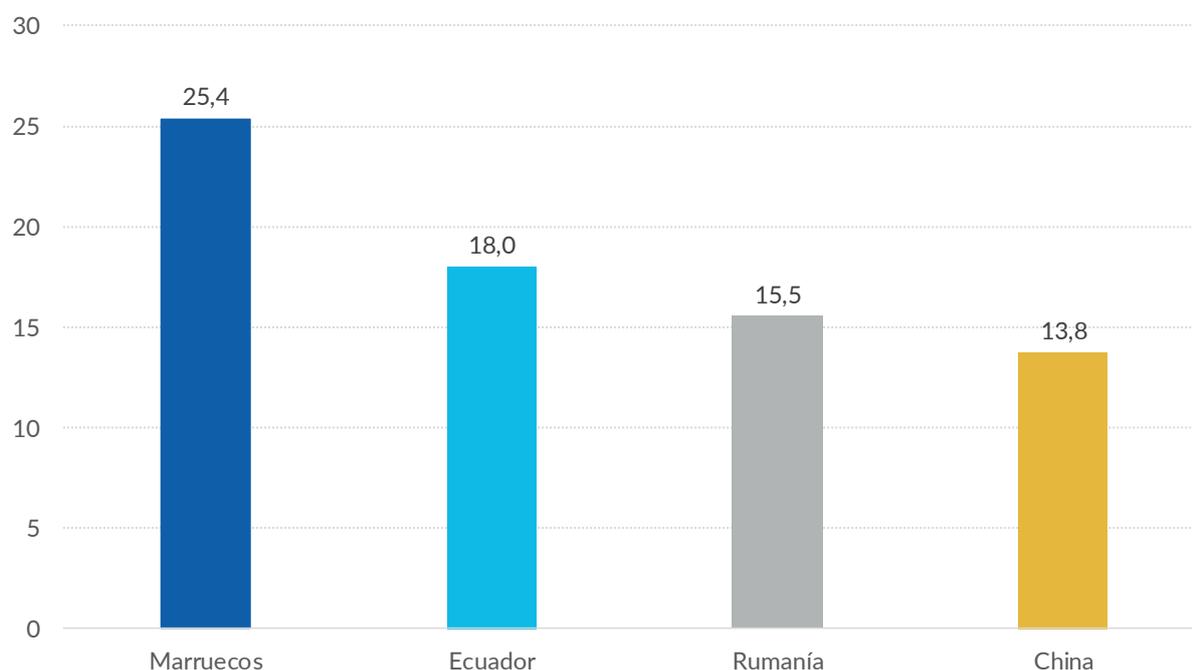
Gráfica 14. Distribución de personas que migraron por motivos económicos desde Europa a la ciudad de Madrid, según su país de origen (N=141)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Para concluir, se ha comparado la media de años viviendo en Madrid de las personas encuestadas que procedían de los países que más migrantes económicos aportan a la ciudad por cada continente: Ecuador (representando, como se ha mencionado anteriormente, el 16,9% del total de migrantes económicos del municipio), Marruecos (3,2% del total), Rumanía (5,5%) y China (1,2%). Si bien, como se comprueba en la **gráfica 15**, podemos apreciar que quienes más tiempo llevan viviendo en la capital son las personas marroquíes (N=54) [25,4 años, IC95%=21,0-29,8], seguidas de las de origen ecuatoriano (N=280) [18,0 años, IC95%=17,3-18,7], los/as ciudadanos/as de Rumanía (N=92) [15,5 años, IC95%=14,6-16,5] y, en último lugar, las personas de procedencia china (N=20) [13,8 años, IC95%=10,4-17,1].

Gráfica 15. Media de años viviendo en la ciudad de Madrid de las personas procedentes de los principales países que aportan migrantes por motivos económicos al municipio madrileño, por continente



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A continuación, en la **tabla 1**, podemos observar las diferencias en algunas variables de salud y determinantes sociales seleccionados, según el tiempo de residencia en España de las personas migrantes por motivos económicos, con 5 años o menos de estancia en nuestro país, más de 5 años y el resto de la población. Como se aprecia, el deterioro de la salud de la población migrante económica es llamativo en la medida en que se incrementa el tiempo de residencia en España, de la misma forma que sus estilos de vida, sus determinantes sociales y su percepción del funcionamiento del sistema sanitario se vuelven más negativos.

En un análisis multivariante mediante regresión logística multivariante binaria (RLM) observamos que, entre la población migrante económica, el hecho de residir más de 5 años entre nosotros incrementa el riesgo de mala salud percibida (mala o muy mala) un 34% sobre la situación de referencia de un periodo de residencia más corto, tras ajustar el modelo por el nivel de estudios, el sexo, la edad, la clase social familiar y el grupo de distritos de residencia según su desarrollo (OR=1,34; IC95%=1,01-1,80). Para la circunstancia de haber pasado la infección por SARS-CoV-2 (variable dependiente), la RLM con las mismas variables independientes, sin embargo, no recoge en el modelo resultante el tiempo de residencia entre los y las migrantes por motivos económicos como una variable determinante.

Tabla 1. Prevalencia de algunas variables y determinantes de salud seleccionados, según situación migratoria y tiempo de residencia en España (y p-valor de la X² de las diferencias)

Variable (%)	Migrantes económicos con 5 años o menos de residencia en España (N=469)	Migrantes económicos con 6 años o más de residencia en España (N=1.230)	No inmigrantes (N=6.808)	p-valor de X ²
SALUD				
Autopercepción de salud buena o muy buena	81,2%	66,8%	71,8%	p<0,05
Autopercepción de salud mala o muy mala	18,8%	32,9%	28,4%	p<0,05 (*)
Empeoramiento autorreferido del estado de salud desde el inicio de la pandemia	13,6%	19,3%	24,4%	p<0,05
Infección pasada por SARS-CoV-2	28,1%	29,7%	19,1%	Ns
Infección pasada por SARS-CoV-2 grave	6,1% (131)	13,0% (369)	10,3% (1.322)	Ns
Limitación crónica para la actividad habitual en los últimos 6 meses	20,9%	27,5%	29,9%	Ns
Sobrepeso u obesidad	43,8% (457)	54,2% (1.212)	44,7% (6.781)	p<0,05
Riesgo de mala salud mental (GHQ de 3 puntos o más)	30,5% (226)	34,3% (571)	26,8% (2.552)	Ns
Diagnóstico de diabetes mellitus	2,3%	5,6%	6,9%	Ns
Diagnóstico de hipercolesterolemia	10,7%	18,8%	20,9%	p<0,05
Diagnóstico de depresión	5,5%	9,8%	9,4%	p<0,05
Diagnóstico de ansiedad crónica	8,7%	8,5%	8,9%	Ns
Diagnóstico de COVID persistente	3,8%	7,3%	3,5%	p<0,05
Dolor moderado o intenso en las últimas dos semanas	21,8% (230)	33,2% (624)	24,4% (3.393)	p<0,05
Calidad de vida en relación con la salud (COOP-WONCA, puntuación escala inversa) (Media [DT])	19,9 [4,86] (230)	21,6 [5,47] (624)	20,6 [5,2] (3.393)	p<0,05 (**)

DETERMINANTES SOCIALES				
CSO familiar desfavorecida	51,4%	64,8%	24,7%	p<0,05
Actitud optimista o muy optimista ante el futuro	74,0%	62,6%	50,6%	p<0,05
Sentimiento de soledad siempre o bastantes veces en el último año	18,8%	16,8%	13,0%	Ns
Malestar o malestar intenso asociado a la soledad	21,7%	23,5%	22,8%	Ns
Autopercepción de apoyo social (contar con alguien en caso de necesidad)	98,1%	94,6%	98,1%	p<0,05
Posibilidad de encontrar personas dispuestas a ayudarle en caso necesario en las últimas dos semanas (todas, bastantes o algunas)	70,4% (230)	64,8% (624)	79,4% (3.393)	p<0,05
Felicidad (se siente feliz considerando todas las circunstancias)	8,4% (226)	10,5% (571)	9,2% (2.552)	Ns
ESTILOS DE VIDA				
Fumador/a en la actualidad (a diario u ocasional)	16,3% (239)	16,0% (615)	17,7% (3.445)	p<0,05
SISTEMA DE CUIDADOS				
Opinión negativa sobre funcionamiento de la sanidad pública (regular, malo o muy malo)	18,4% (239)	31,2% (606)	47,2% (3.415)	p<0,05
Cuenta con póliza de sanidad privada	30,1% (239)	24,2% (615)	47,3% (3.445)	Ns

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

(*) OR bivalente de IE6+ sobre IE5- = 2,12 (1,6-2,7). (**) t Student -4,3 (p<0,05) entre IE6+ y IE5-; y -4,2 (p<0,05) entre IE5- y No IE.

Nota. El valor de N en cada análisis va entre paréntesis; si no figura debe tomarse la N que encabeza cada columna. Ns=No significativo

Discusión

Según la ESCM'21, la media de años que llevan viviendo los/as migrantes por motivos económicos encuestados/as fue de 15 años en España, 14 de ellos en la ciudad de Madrid. De esto se deduce que, en general, una importante proporción de las personas extranjeras que vinieron a nuestro país lo hicieron principalmente alrededor del año 2007. Esto concuerda con la literatura, pues España se convirtió en el principal receptor (en la Unión Europea), de personas extranjeras entre los años 2006-2007. Además, podemos ver que, al igual que ocurre en España, nuestros datos reflejan que las personas que migran desde América Latina son quienes menos años de media llevan en el país; si bien, en el informe del OPI¹ se refleja que quienes más años llevan asentados en España son aquellas personas que han migrado de otros países europeos, aunque cabe señalar que en este caso el informe no hace distinción entre países considerados por la OCDE de rentas altas y los que no, como sí se diferencia en el presente estudio.

 [Volver al Índice](#)



Según países, y siguiendo lo recogido en el informe del OPI¹, entre los migrantes originarios de América Latina, el mayor volumen de personas migrantes a lo largo de los últimos 20 años a nuestro país procedió de Colombia (15,6%), seguidas de aquellas provenientes de Bolivia (9,3%), Argentina (9,0%) y Venezuela (7,3%), siendo las personas con origen venezolano, junto con las colombianas las que más han incrementado su presencia en España en los últimos 5 años.

Por tanto, América Latina se ha convertido en los últimos tiempos en una de las regiones que más volumen de migrantes aporta a nuestra ciudad, algo que también se refleja en la ESCM'21. Sin embargo, se trata de un flujo migratorio con pocos años de trayectoria, un fenómeno más reciente, como se observa en el caso de Venezuela, desde donde han llegado gran cantidad de migrantes en poco tiempo debido, sin duda, a la complicada situación socioeconómica de ese país, provocada mayoritariamente por determinantes políticos. Si bien, algunas personas procedentes de países como Ecuador, Guatemala o Cuba llevan más años que la media viviendo en nuestro país.

Por otro lado, los migrantes que vienen de países africanos proceden en su mayoría de Marruecos, siendo uno de los principales colectivos presentes en España. Del mismo modo que hemos observado en los resultados derivados de la ESCM'21 comentados anteriormente para la ciudad de Madrid, las personas oriundas de otros países africanos (excepto los/as marroquíes), tienen una escasa representación en España.

En cuanto a Asia, se observa un gran cambio en la composición del flujo migratorio, siendo liderado en los años 80 por Filipinas y Japón, pasando en la actualidad a ser principalmente encabezado por las personas de origen chino y pakistaní, seguido (aunque a distancia) de India, Filipinas y Bangladesh. Esta apreciación del OPI¹ concuerda con lo observado en el análisis de nuestros datos, ya que las personas de origen filipino que viven en España, hoy en día, llevan de media unos 34,4 años, siendo la quinta comunidad migrante por razones económicas con más tiempo de residencia en nuestro país.

En el informe OPI¹ también se presentan datos sobre el volumen de personas migrantes por comunidad autónoma. Así se observa que dos de cada cinco personas desplazadas de su país de origen a España residen principalmente en Cataluña o en la Comunidad de Madrid, seguidas de la Comunidad Valenciana y Andalucía.

Con relación a las personas nacidas en Latinoamérica, las de origen ecuatoriano se establecen principalmente en la Comunidad de Madrid seguidas, aunque a distancia, por Cataluña. Los/as migrantes de origen colombiano también están principalmente asentados en nuestra Comunidad, así como la población venezolana, mientras que las personas llegadas de Argentina se sitúan sobre todo en regiones levantinas como Cataluña y Comunidad Valenciana. Por otro lado, 7 de cada 10 personas que proceden de Perú, viven en la Comunidad de Madrid o Cataluña. Esto concuerda con los datos extraídos de la ESCM'21, pues las personas de origen latinoamericano representaban el 89,4% de la población migrada por motivos económicos a nuestra ciudad.

Hay otras comunidades menos representadas que las oriundas de Latinoamérica en el volumen total de personas extranjeras viviendo en el municipio, pero en las que se observa una estancia más larga, como es el caso de las provenientes de países de Asia y África, que llevan de media más tiempo viviendo en España (y en Madrid en particular), que aquellas con origen en América Latina o países de la Unión Europea. Es el caso, por ejemplo, de aquellas que vinieron de Marruecos, la novena comunidad en cuanto a volumen de personas y la primera de esas nueve que no es latinoamericana, y que por otro lado presentan, de media, una estancia más prolongada en la capital.

En las publicaciones del Servicio de Estadística del Ayuntamiento de Madrid⁶ el primer grupo de personas extranjeras por país de nacimiento y datos del PMH, es también el latinoamericano, si bien el porcentaje calculado es algo más pequeño que en la ESCM'21, ya que hay países de origen que están representados en nuestra encuesta pero que en el padrón quedarían englobados dentro de "otros países" (<200 habitantes de cada país), a la vez que en esta encuesta de Madrid Salud hay otros países que no están representados pero en el PMH sí; además es posible que haya ciertas personas inscritas en el PMH que carezcan de tarjeta sanitaria, debiendo siempre tenerse en cuenta que nuestra base de datos se compone únicamente de personas que sí la tienen, así como la presencia de circunstancias que influyen significativamente en el registro del PMH tales como la caducidad de la inscripción de los/las extranjeros/as no comunitarios/as en el padrón y la adopción de la nacionalidad española a raíz de la cual se perdería la información sobre el país de origen.

En cuanto al continente africano, pese a que nuestros datos señalaron que las personas oriundas de estos países estarían principalmente representadas por aquellas de origen marroquí, el informe de OPI¹ refleja que las personas de dicha nacionalidad se desplazan principalmente a Cataluña y Andalucía, siendo la Comunidad de

Madrid la tercera región de residencia, aunque a bastante distancia de estas dos, lo cual coincide con la baja representación de esta población en el volumen total de extranjeros de nuestro municipio, pese a ser uno de los países desde donde migra el mayor volumen de personas que llega a España.

En relación con los perfiles socioeconómicos y educativos de las personas migrantes por motivos económicos, apreciamos que la mayoría tienen estudios secundarios, despejando aquí, como se ha hecho en otros trabajos, la frecuente pero equivocada teoría de su escasa formación educativa. Pese a ello, parece que con mayor frecuencia se sitúan en niveles ocupacionales más precarios de los que les correspondería por su nivel de instrucción, si lo comparamos con el resto de la población autóctona⁷.

Otro punto de interés que denota este trabajo es la observación de cómo, en general, y de forma significativa, la salud de la población migrante va empeorando en la medida en que pasan los años de residencia en España, mostrando mejor situación de salud quienes llevan poco tiempo aquí, mientras que en la medida en que pasan los años de estancia la situación cada vez se asemeja más a la de la población española o a la de los migrantes procedentes de países desarrollados, esto es una población envejecida y con un patrón epidemiológico dominado por problemas y enfermedades crónicas.

Esta evidencia cuantificada se acompaña, como es lógico, de cambios importantes en los determinantes sociales y en algunos estilos de vida, cuya evolución condiciona el empeoramiento de los parámetros que definen la salud. De esta forma, en la medida en que se prolonga la presencia de los/as migrantes entre nosotros/as empeoran su situación social ocupacional (seguramente porque a su llegada y durante algún periodo concreto inicial reciben con más probabilidad atención social pública o de entidades sin ánimo de lucro, en especial si son refugiados/as), su actitud ante el futuro y, paradójicamente, su percepción de apoyo social. De la misma forma, cada vez se aproximan más a la prevalencia de algunos hábitos tóxicos, como el tabaquismo, que sufre la población no migrante, y empeora su opinión sobre el funcionamiento de la sanidad pública, aunque no llega a ser tan negativa como la de la población nacida en España. El hecho de que los/as recién llegados/as suscriban más pólizas de seguros sanitarios privados, aunque las diferencias no sean significativas desde el punto de vista estadístico, seguramente informa de la obligatoriedad o la necesidad de hacerlo si no reciben la tarjeta sanitaria como el resto de la población.

Por lo demás, la percepción de la propia salud empeora cuanto más tiempo residen en nuestro país los/as migrantes, así como también se incrementa (tal y como hemos referido anteriormente) la prevalencia de enfermedades crónicas, incluidas las mentales -la depresión, no así la ansiedad crónica-, el riesgo de mala salud mental, el exceso de peso (sobrepeso u obesidad), remarcando a su vez el empeoramiento de estilos de vida y el deterioro de la calidad de vida en relación con la salud. Todas las variables relativas a la COVID-19 se agravaban también cuando aumentaba el tiempo de residencia de forma clara, si bien la reducción de la muestra compromete el cálculo estadístico que determina si las diferencias son tan grandes como para no hallar explicación en el margen asignable al azar.

Respecto al análisis multivariante, se confirma que el tiempo de residencia es un factor que determina mala salud (autopercebida) de forma independiente, incluso después de ajustar el modelo de regresión logística multivariante con aquellas variables demográficas, socioeconómicas y residenciales que, como es bien sabido, determinan mala salud. Todo ello y como ya se ha señalado previamente por otros autores, ahonda en la idea de que el salto migratorio a medio y largo plazo no es una opción favorable para la población que lo protagoniza, empeorando de forma acelerada sus indicadores de salud, desde una situación inicial ideal asimilable al llamado "inmigrante sano", hasta parecerse cada vez más a la peor situación de la población no migrante⁴ -"la doble carga de morbilidad", según la OMS⁸- incluso tras ajustar por la edad, variable de dispar distribución en ambos grupos, como se ha demostrado en el modelo multivariante que se ha realizado en nuestro trabajo.

Por último, y como ya se ha mencionado previamente en este informe, cabe recalcar que la ESCM'21 solo recoge información de personas migrantes que se encuentren en una situación administrativa más o menos regularizada (en posesión de la tarjeta sanitaria individual), siendo este un dato muy relevante a la hora de analizar la influencia del estatus migratorio en las distintas variables tanto de salud como socioeconómicas.

Y es que, aunque en nuestros análisis se tiene en cuenta el país de origen para distinguir a las personas que han migrado por motivos económicos, se entiende que probablemente puedan ya estar en una situación más favorable, a priori, que aquellas que aún no pudieron acceder a la regularización (o en este caso, al empadronamiento en Madrid), hecho que les permitiría la expedición de la tarjeta sanitaria, teniendo que afrontar este último grupo de personas, además, si lo necesitaran, los gastos económicos derivados de sus consultas, con todo lo que eso conlleva en la economía individual o



familiar. No está de más recordar que claramente está establecido que las diferencias en las posibilidades de acceso al sistema sanitario de forma normalizada determinan una distinta percepción de la propia salud y la existencia de determinados problemas en la misma en cuya génesis y/o resolución, la atención sanitaria juega un papel preferente.

Conclusiones

- El 83% de las personas migrantes económicas encuestadas en la ciudad de Madrid procedían de Latinoamérica, el 8,5% de Europa, el 4,4% de África y un 4,1% de Asia.
- El principal país que aporta migrantes económicos según continentes: Ecuador (16,9% del total del municipio) por Latinoamérica; Marruecos (3,2%), de África; Rumanía (5,5%), por Europa y China (1,2%), de Asia.
- Las personas que migraron por motivos económicos a la ciudad de Madrid llevaban residiendo una media de 14,0 años en ella y una media de 15,2 años en España, mientras que quienes no tienen este estatus (personas nacidas en España o que vienen de países perteneciente a la UE-15 y resto de países de la OCDE de renta alta) llevaban una media de 40,6 años viviendo en nuestro municipio.
- Por continentes, las personas que más años llevan de media residiendo en la ciudad son aquellas procedentes de África [24,8 años de media; IC95%=21,1-28,5], seguidas de las llegadas desde Asia [18,0 años de media; IC95%=14,7-21,3], mientras que las que llevan menos años son las originarias de Latinoamérica [13,2 años de media; IC95%=12,6-13,7].
- El mayor volumen de personas encuestadas que migraron por motivos económicos a Madrid procedía de Ecuador, representando el 16,9% del total [IC95%=15,1-18,7], llevando de media 18,0 años en la ciudad, seguidas de quienes proceden de Venezuela, que suponen un 15,6% [IC95%=13,8-17,3] y llevan una media de 5,9 años en el municipio y Perú, con un 11,3% del total [IC95%=9,7-12,8] y una media de 13,9 años residiendo en Madrid.
- Por nacionalidades, quienes más tiempo llevan viviendo en la capital son las personas marroquíes [25,4 años; IC95%=21,0-29,8], seguidas de las de origen ecuatoriano [18,0 años; IC95%=17,3-18,7], los/as ciudadanos/as de Rumanía [15,5 años; IC95%=14,6-16,5] y, en último lugar, las personas de procedencia china [13,8 años, IC95%=10,4-17,1].
- En el perfil sociodemográfico de las personas migrantes por motivos económicos en Madrid destaca una cierta feminización (56% son mujeres), siendo principalmente personas de mediana edad (30-44 años) y con una situación socioeconómica en general desfavorable (clase social familiar desfavorecida y residencia en distritos de medio-bajo y menor desarrollo), pese a que el 33,5% contaban con estudios universitarios.
- La prolongación del tiempo de estancia en nuestro país empeora la situación de salud de los migrantes.

Referencias bibliográficas

1. Lacomba-Vázquez J, Benlloch-Doménech C, Cloquell-Lozano A, Veira-Ramos A. La aportación de la inmigración a la sociedad española. [Internet]. España: Observatorio Permanente de la Inmigración; 2019. Aportación inmigración España. [citado 20 de noviembre de 2022]. Disponible en: https://extranjeros.inclusion.gob.es/ficheros/Observatorio_permanente_inmigracion/publicaciones/fichas/Aportacion_inmigracion_vacc.pdf
2. Subdirección General de Estadística. Población extranjera en la ciudad de Madrid. Padrón Municipal de Habitantes a 1 de enero de 2021 (Datos provisionales). [Internet]. Madrid: Área de Gobierno de Hacienda y Personal. Subdirección Gral. de Estadística. [citado 20 de noviembre de 2022]. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/UDCEstadistica/Nuevaweb/Publicaciones/Extranjeros/Nacionalidad/Enero/enero2021/Bolet%C3%ADn%20Extranjeros%2001012021.pdf>
3. Salaberría K. Estrés migratorio y salud mental. Psicología Conductual. [Internet]. 29 de noviembre de 2017. [citado 20 de noviembre de 2022]. 23(2):419-432. https://www.researchgate.net/publication/320432404_Estres_migratorio_y_salud_mental

4. Malmusi D, Ortiz-Barreda G. Desigualdades sociales en salud en poblaciones inmigradas en España. Revisión de la literatura. Revista Española de Salud Pública. [Internet]. Noviembre-Diciembre 2014. [citado 20 de noviembre de 2022]. 88:687-701. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/170/17032295011.pdf>
5. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid (ESCM'21). 2021. [citado 20 de noviembre de 2022]. Disponible en: <https://www.madrid.es>
6. Demografía y Población. Población extranjera. País de nacimiento. Población nacida fuera de España clasificada por Área geo-económica y País de nacimiento según Sexo y Ratio de feminidad [Internet]. Madrid: Subdirección General de Estadística del Ayto. de Madrid [citado el 27 de marzo de 2023]. Disponible en: Ayuntamiento de Madrid | Banco de datos de Madrid
7. Arnaiz P, Escarbajal A, Habib-Allah MC. Las voces de los migrantes. Análisis de sus necesidades e intereses para construir comunidades interculturales. RES, Revista de Educación Social [Internet]. Enero-Junio 2020. [citado 14 de marzo de 2023]. (30): 340-359. Disponible en: https://eduso.net/res/wp-content/uploads/2020/03/vocesmigrantes_res_30.pdf
8. Organización Mundial de la Salud [Internet]. OMS; 2021 [9 de junio de 2021; citado el 10 de marzo de 2023]. Obesidad y sobrepeso; [aprox. 6 pantallas]. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>

2.1.7 TELETRABAJO

Introducción

La irrupción de la COVID-19 ha terminado de impulsar la modalidad de teletrabajo como una de las medidas clave para ralentizar la propagación del virus. Si la tendencia hacia la migración del trabajo desde la oficina a las casas se venía dando desde hace años, esta pasada crisis sanitaria supuso un punto de inflexión¹. Dada la importancia que ha cobrado esta situación, se hace necesario analizar su influencia en la vida y la salud de las personas en la actual edición del Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022.

El trabajo en remoto se presenta como una oportunidad para favorecer la conciliación de la vida laboral y familiar. Sin embargo, según la literatura consultada, esto no parece tan claro. Mientras algunas investigaciones encuentran que el teletrabajo puede tener efectos positivos en la conciliación familiar² e incluso muestran que esta modalidad de trabajo podría favorecer la dedicación de los hombres a las tareas del hogar y los cuidados³, otros estudios revelan que conllevaría mayores niveles de estrés, sobre todo para las mujeres, ya que supone una superposición conflictiva de roles, pues la esfera doméstica y laboral se encuentran confluyendo en el mismo espacio físico (p.ej. atención a las demandas de los/as hijos/as mientras se trabaja, aumento del tiempo dedicado al trabajo no remunerado en el hogar y los cuidados, desequilibrio con respecto a las parejas masculinas cuando ambas se encuentran teletrabajando...)⁴.

Además de la posible influencia (positiva o negativa) en el bienestar psicológico relacionado con el aumento de la presencia de la persona en el hogar, el hecho de no tener que desplazarse a una oficina tampoco comporta beneficios o perjuicios claros, pues mientras algunos trabajos señalan efectos positivos para la salud mental, debido a la disminución de las horas invertidas en los desplazamientos, otros estudios encuentran que los niveles de estrés se vuelven similares a quienes acuden a sus puestos de trabajo cuando se superan los dos o tres días de trabajo en remoto a la semana⁵. Además, muchas personas informan encontrar dificultad para poner límites a su jornada laboral, hacer descansos, incluso podría conllevar una peor organización y un mayor control por parte de la empresa, afectando a la calidad del sueño y por ende, aumentando el riesgo de sufrir trastornos como la ansiedad y la depresión².

En cuanto a la salud física, es posible que el teletrabajo favoreciese la aparición de molestias y trastornos como la fatiga visual y dolores musculoesqueléticos relacionados con una mala postura y/o un equipamiento poco adecuado y con una menor actividad física en las casas de los/as empleados/as⁶.

El objetivo de este análisis fue estudiar la proporción de personas que se han adherido en nuestra ciudad a este tipo de modalidad de trabajo, a partir de cuándo lo han hecho, su frecuencia semanal y su nivel de satisfacción con el trabajo en remoto, según distintas variables socioeconómicas y demográficas. Por otra parte, también es objeto de este informe analizar la influencia que pudiera tener el teletrabajo en la salud mental y física de los/as trabajadores/as.

Método

Fuente de datos

Los datos se extrajeron de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21). Las preguntas se incluyeron en la parte común del cuestionario.

Instrumentos

Las preguntas (G6-G9), se dirigieron a aquellas personas que en la pregunta anterior en el cuestionario sobre su situación laboral actual (G5) habían contestado que trabajaban. Dichas preguntas, con sus respectivas opciones de respuesta, fueron las siguientes:

G6. *¿Teletrabaja en la actualidad?:* 1) *Sí, toda la jornada semanal;* 2) *Sí, uno o varios días por semana;* 3) *No.*

G7. *¿Desde cuándo teletrabaja?:* 1) *Teletrabaja desde antes de la pandemia;* 2) *Empezó a teletrabajar por la COVID-19.*

G8. *¿Por qué no teletrabaja?:* 1) *Acude a su lugar de trabajo como lo hacía habitualmente, aunque podría teletrabajar;* 2) *No procede (su trabajo no le permite teletrabajar);* 3 y 4) *No sabe / No contesta.*

G9. *-A quienes teletrabajan-: En relación con su experiencia con el teletrabajo, dígame si está:* 1) *Muy satisfecho/a;* 2) *Bastante satisfecho/a;* 3) *Regular;* 4) *Poco satisfecho/a;* 5) *Nada satisfecho/a;* 6 y 7) *No sabe / No contesta.*

Análisis de datos

El análisis de datos se efectuó a través del programa estadístico SPSS. Se llevó a cabo un análisis descriptivo del teletrabajo como variable dependiente, con la muestra ponderada para elevar los datos al universo muestral. Dicho análisis se realizó mediante la herramienta "Tablas personalizadas", para conocer la incidencia del teletrabajo entre la población, según diversas variables socioeconómicas y demográficas básicas (sexo, edad, nivel de estudios, clase social familiar, distrito de residencia y estatus migratorio). Además, también se quiso conocer el nivel de satisfacción respecto al teletrabajo y su frecuencia, según las citadas variables y según los/as encuestados/as tuviesen o no hijos/as. En ese sentido, en el cuestionario no se preguntaba directamente a la persona encuestada si tenía o no hijos/as, pero sí "si convive con un/una menor de 16 años". Se ha decidido tomar esta variable como una aproximación al hecho de tener hijos/as a su cargo. De aquí en adelante la variable "con/sin hijos/as", se referirá a esta circunstancia.

Por otro lado, también se decidió incluir un análisis del teletrabajo como variable independiente para conocer la posible influencia que este tuviera en distintas variables de salud que pudieran estar relacionadas con el desempeño o no del mismo (es decir, si la persona teletrabaja o no) así como llevando a cabo una distinción según la frecuencia con la que este hecho se realizaba (teletrabaja uno o varios días a la semana, teletrabaja toda la jornada semanal o no teletrabaja).

Las variables de salud elegidas a este efecto fueron: autopercepción del estado de salud (AES), dolor musculoesquelético (lumbar y/o cervical crónico), dolor en general en las dos últimas semanas (obtenido de la pregunta D7 de la escala COOP/WONCA, diagnóstico de COVID-19, riesgo de tener mala salud mental (GHQ-12), diagnóstico de ansiedad y diagnóstico de depresión. El cuestionario COOP/WONCA ofrecía cinco posibles opciones de respuesta en una escala tipo Likert. Se ha decidido agrupar y dicotomizar en dos: 1) No ha tenido nada de dolor (1. Nada de dolor) y 2) Ha tenido algún tipo de dolor (2. Muy leve, 3. Ligero, 4. Moderado o 5. Intenso).

Estos análisis se elaboraron únicamente para el segmento poblacional de 18 a 65 años, es decir, aquellas personas con edades comprendidas dentro del mayoritario período activo legal en España. Las dos escalas citadas (COOP-WONCA y GHQ-12) se incluyeron en la versión 2 del cuestionario de la ESCM'21, por lo que esas preguntas solo se realizaron a la mitad de la muestra (N=4.309).

Se llevó a cabo un análisis descriptivo de las variables de salud, según la modalidad de presencialidad en el puesto de trabajo, calculando la prevalencia en cada caso con sus correspondientes intervalos de confianza (IC95%).

Posteriormente se elaboró un análisis multivariante por cada una de las variables dependientes mencionadas, ajustando el teletrabajo -tomado, como se ha comentado anteriormente, como variable dicotómica y también como variable con tres posibles opciones de respuesta- por otras variables independientes demográficas, socioeconómicas y de salud, como el sexo, la edad, la clase social familiar y presentar un problema crónico de salud que conlleve una pérdida importante de años de vida ajustados por discapacidad (AVAD), según lo hallado en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid de 2018⁷, y/o un factor de riesgo cardiovascular, con el objetivo de conocer si el efecto del teletrabajo en los problemas de salud seleccionados se debía a este o había sido enmascarado por alguna otra de las variables concurrentes.

En ese sentido, se calculó una nueva variable (factor de riesgo cardiovascular), a partir de la información de las personas que respondieron que tenían al menos uno de los siguientes problemas de salud/factores de riesgo cardiovascular, que conllevan importante pérdida de años de vida libres de discapacidad, recogidas en el listado de la pregunta C1 del cuestionario: presión arterial alta, infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria, asma, diabetes y colesterol alto.

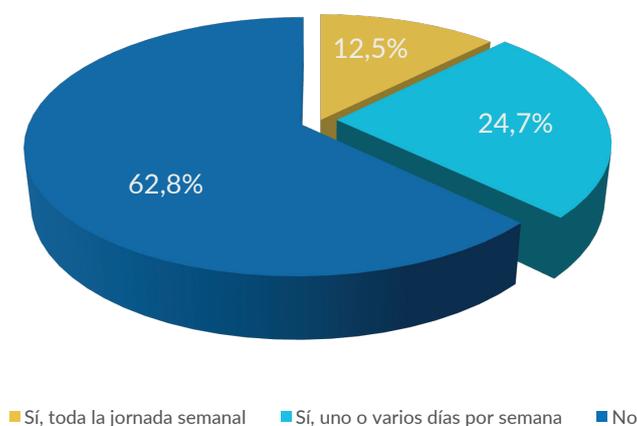
En los casos en los que el teletrabajo se operativizó como variable dicotómica se realizó un análisis bivariante previo de cada una de las variables dependientes, por medio de las tablas de contingencia en SPSS, obteniendo sus correspondientes J_i^2 y OR bivariantes.

Resultados

Teletrabajo como variable dependiente

A nivel general, las personas que teletrabajan (N=1.802) representaron más de un tercio del total de personas que contestaron que tenían empleo (N=4.847) [37,2%; IC95%=35,8-38,6], siendo las que teletrabajan uno o varios días a la semana casi el doble que quienes lo hacían la jornada semanal al completo. Más de la mitad de la muestra afirmó no teletrabajar ningún día [62,8%, IC95%=61,5-64,2], tal y como puede observarse en la **gráfica 1**.

Gráfica 1. Frecuencia de teletrabajo según modalidad temporal. Ciudad de Madrid (N=4.847)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre las personas que no teletrabajan ningún día de la semana (N=3.046), la principal razón para no hacerlo fue que su tipo de trabajo no se lo permitía [83,5%; IC95%=82,1-84,8], mientras que el resto, un 16,5% [IC95%=15,2-17,9] no lo realizaba por decisión propia.

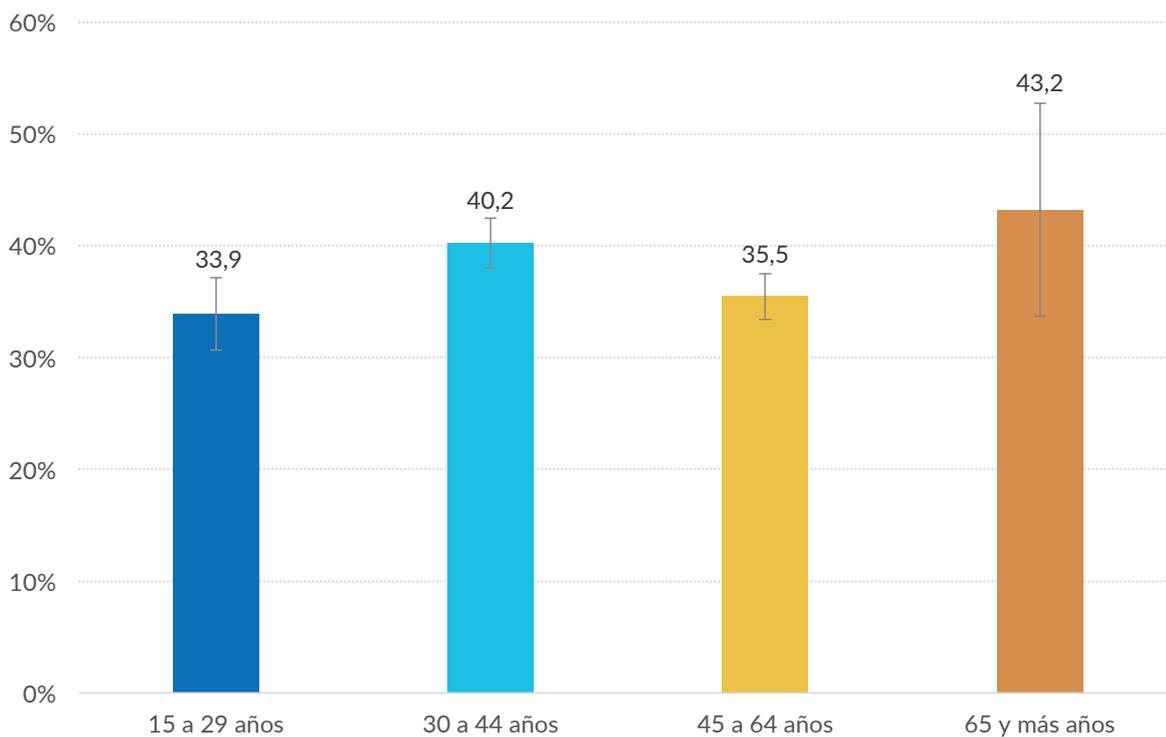
Por otro lado, entre quienes teletrabajan, el 73,2% comenzó a hacerlo a raíz de la pandemia [IC95%=71,2-75,3], mientras que el 26,8% ya lo realizaba antes de ella [IC95%=24,7-28,8].

Características demográficas y socioeconómicas de las personas que trabajan en remoto

Primero, en cuanto al sexo, los porcentajes entre hombres y mujeres que teletrabajan eran muy similares, no encontrándose diferencias significativas entre ambos [37,9%; IC95%=36,0-39,9 y 36,4%; IC95%=34,5-38,3], respectivamente.

Por grupos etarios, tal y como se observa en la **gráfica 2**, las personas de 30 a 44 años (N=1.839), teletrabajaban más frecuentemente que el grupo más joven (15-29 años) (N=821) y el siguiente en edad (N=2.083), diferencias que fueron estadísticamente significativas. Las personas de 65 y más años fueron quienes presentaron una mayor prevalencia de teletrabajo de todos los grupos, aunque el intervalo de confianza en su caso es muy amplio, debido a la baja representación de estas entre las personas que afirmaron trabajar (N=104), no mostrando, por ello, diferencias significativas con respecto a los demás grupos de edad.

Gráfica 2. Prevalencia de teletrabajo según grupos de edad. (N=4.847)

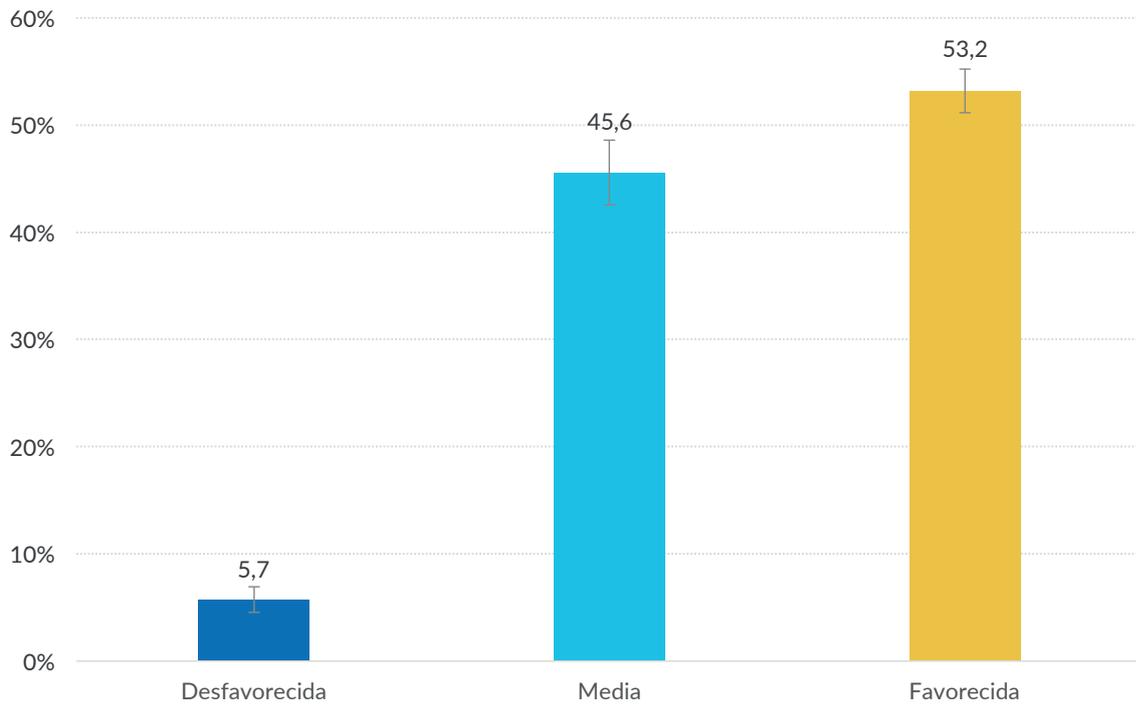


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Las mayores diferencias en lo que a teletrabajo se refiere se encontraron en las variables relacionadas con las características socioeconómicas, observando en ellas un gradiente directo, es decir, a mejor situación, mayor frecuencia de teletrabajo. Así, las personas que pertenecían a una clase social ocupacional familiar favorecida (N=2.314), quienes tenían estudios universitarios (N=2.766), las que vivían en el clúster de distritos más desarrollado (N=919) y aquellas que no eran inmigrantes económicos (N=3.628) fueron quienes teletrabajaban con mayor frecuencia, obteniéndose diferencias estadísticamente significativas con el resto (**gráficos 3 a 6**).

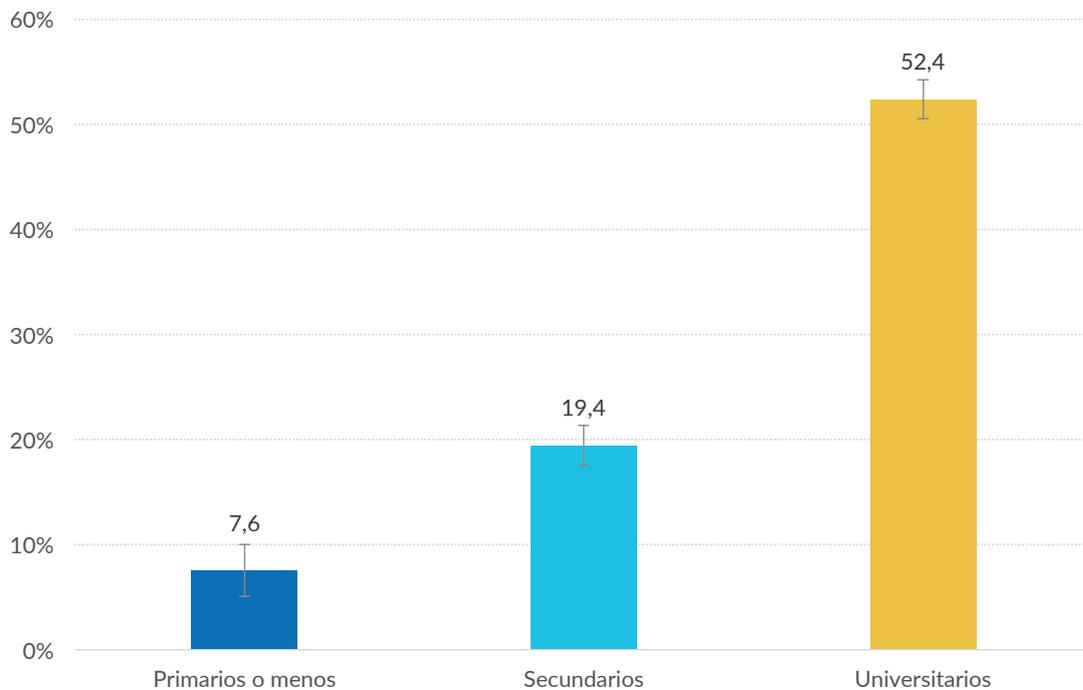


Gráfica 3. Prevalencia de teletrabajo según clase social familiar. (N=4.821)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

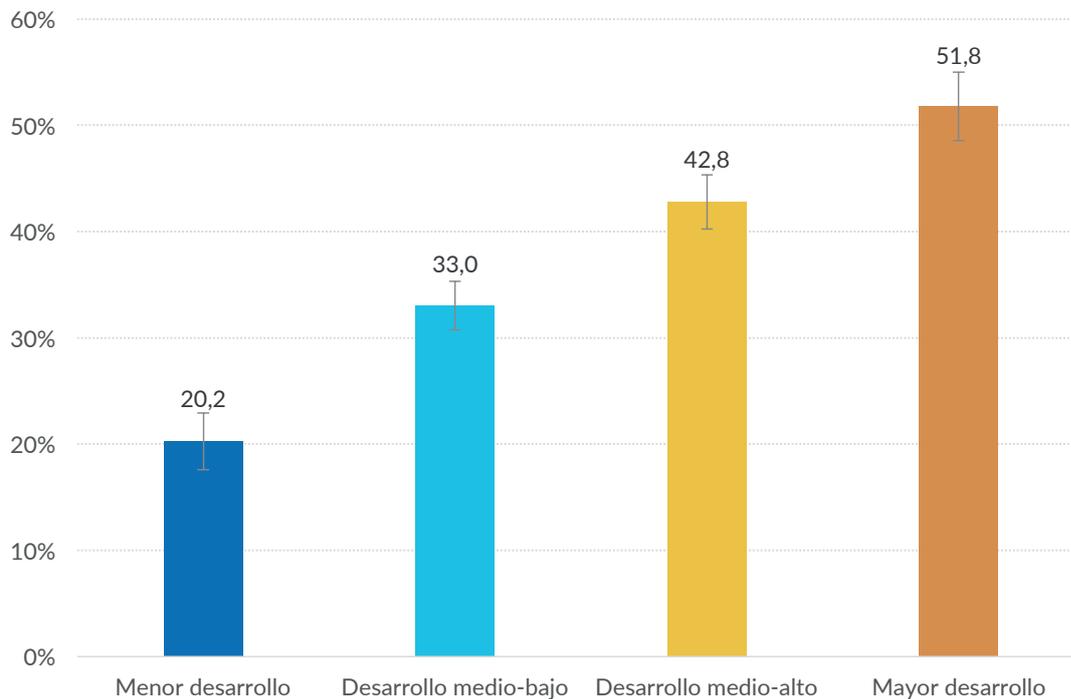
Gráfica 4. Prevalencia de teletrabajo según nivel de estudios. (N=4.843)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

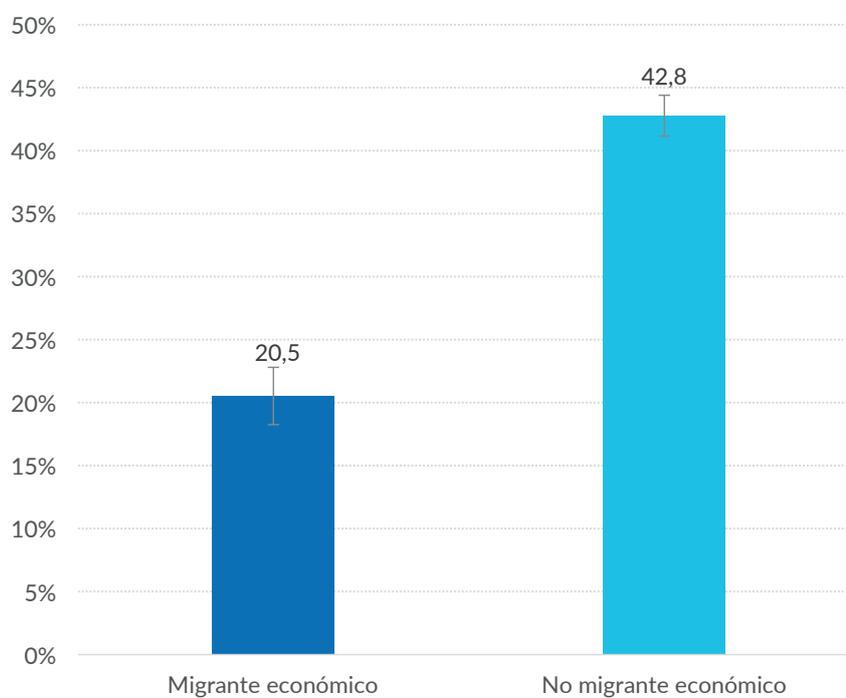


Gráfica 5. Prevalencia de teletrabajo según grupo de distritos. (N=4.847)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

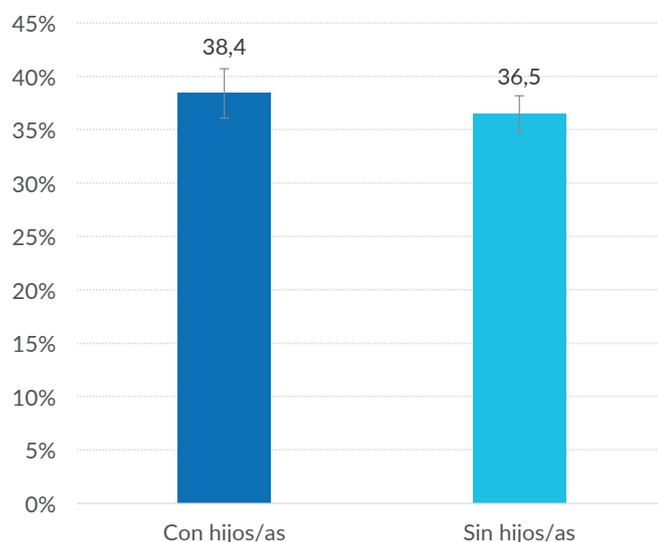
Gráfica 6. Prevalencia de teletrabajo según estatus migratorio. (N=4.847)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se puede apreciar que las personas con hijos/as (N=1.648) trabajaban desde el hogar con mayor frecuencia que quienes no los tenían (N=3.162), aunque las diferencias no alcanzaron significación estadística [38,4%; IC95%=36,1-40,7] y [36,5%; IC95%=34,8-38,2], respectivamente (**gráfica 7**).

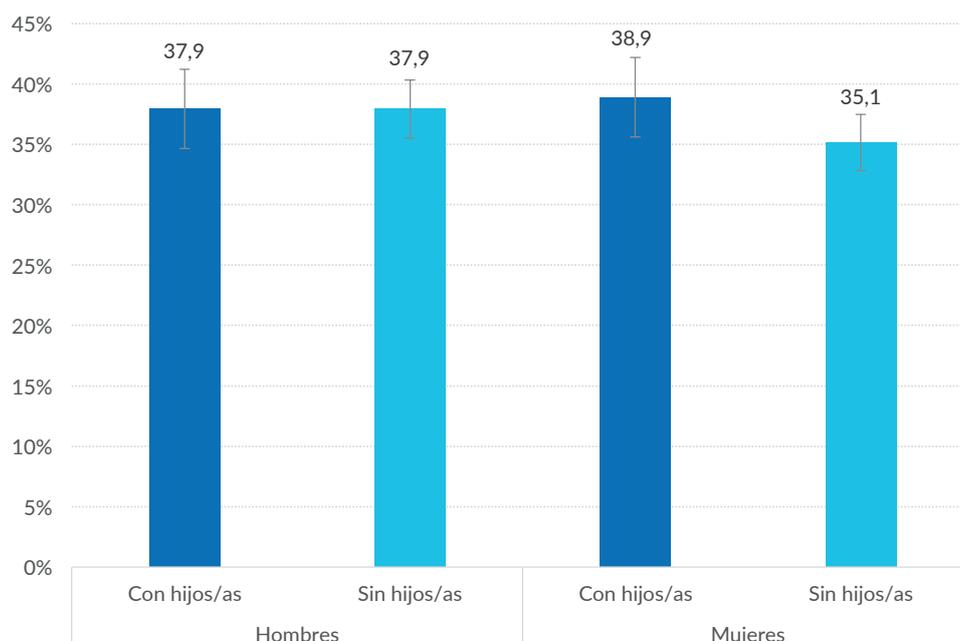
Gráfica 7. Prevalencia de teletrabajo según cargas familiares (hijos/as). (N=4.847)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el sexo, se observa que el hecho de tener hijos/as no influía en la prevalencia de teletrabajo en los hombres, pero sí suponía cierto cambio en las mujeres, siendo aquellas con hijos/as las que teletrabajan con mayor frecuencia (38,9%) respecto a las que no los tenían (35,2%), aunque las diferencias no fueron significativas (**gráfica 8**).

Gráfica 8. Prevalencia de teletrabajo según cargas familiares (hijos/as), por sexo. (N=4.847)

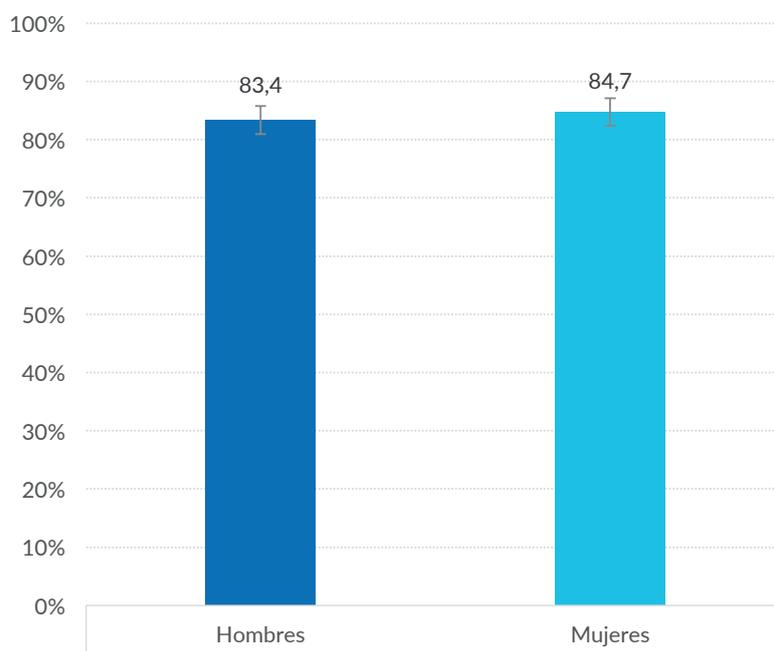


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo referido a la satisfacción con el hecho de teletrabajar, más del 80% de las personas afirmaron estar satisfechas con esta situación (muy satisfecha/bastante satisfecha) [84,1%; IC95%=82,3-85,7] frente a un 16,0% que no lo estaban (regular/poco satisfecha/nada satisfecha) [IC95%=14,3-17,7].

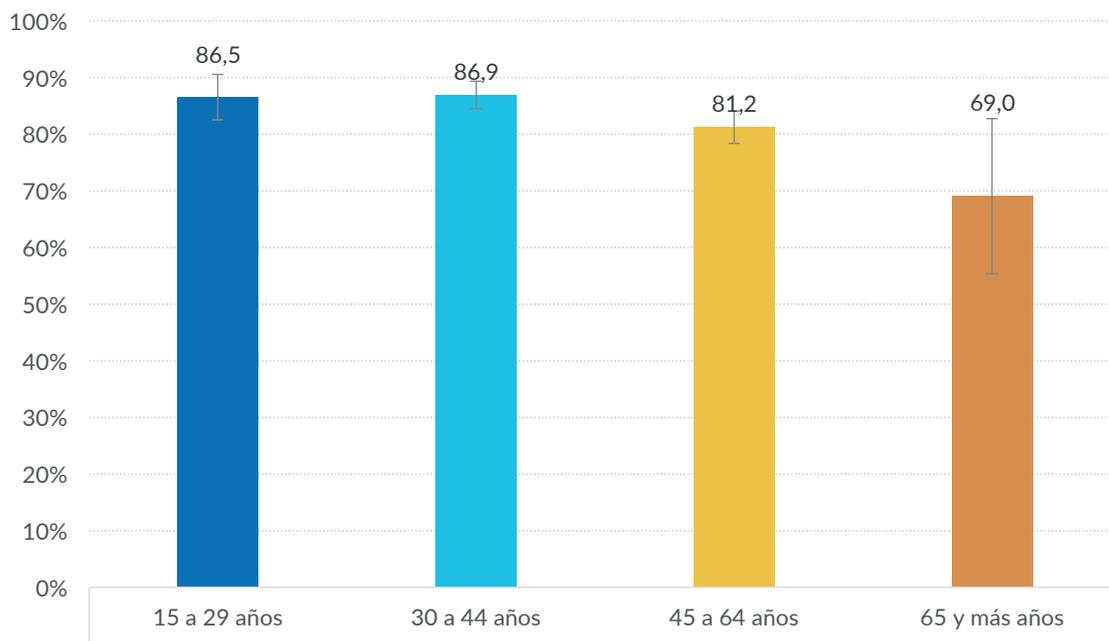
Analizando la satisfacción con el teletrabajo según las distintas variables demográficas y socioeconómicas antes mencionadas (sexo, edad, nivel de estudios, clase social familiar, grupo de distrito por desarrollo y estatus migratorio), se puede admitir que no existieron grandes diferencias en ninguno de los casos. En general, el 80% o más de las personas que teletrabajaban estaban satisfechas, cualquiera que fuese su sexo, edad o situación socioeconómica. Si bien, las personas de 65 y más años [69,0%; IC95%=55,3-82,8] y las que pertenecían a una clase social familiar desfavorecida [75,6%; IC95%=66,4-84,9] se sentían menos satisfechas con el teletrabajo. Hay que tener en cuenta, eso sí, que el intervalo de confianza en las personas de 65 y más años es muy amplio, debido a la baja representación de estas entre los/as trabajadores/as (**gráficas 9 a 13**).

Gráfica 9. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según sexo. (N=1.792)



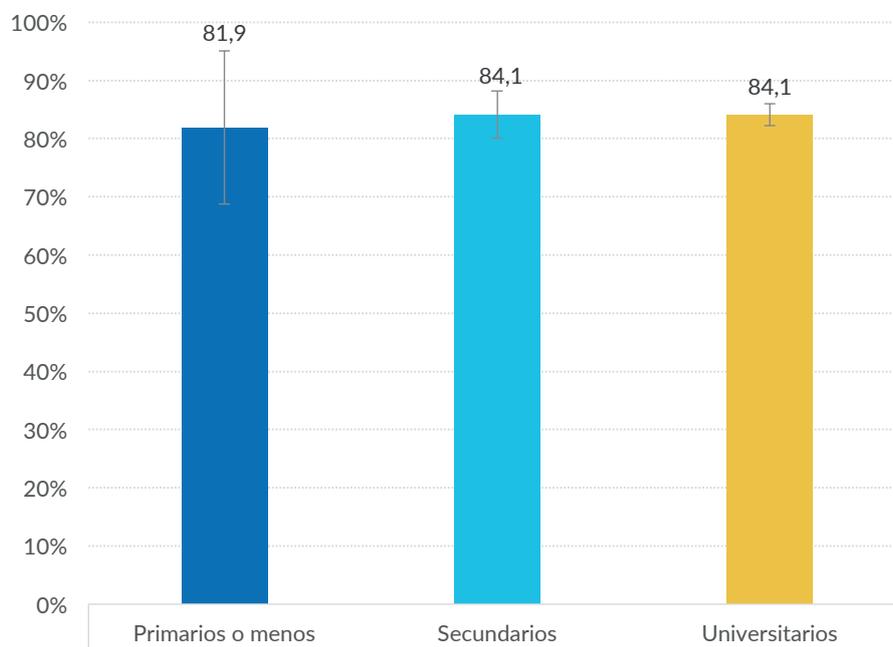
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 10. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según edad. (N=1.792)

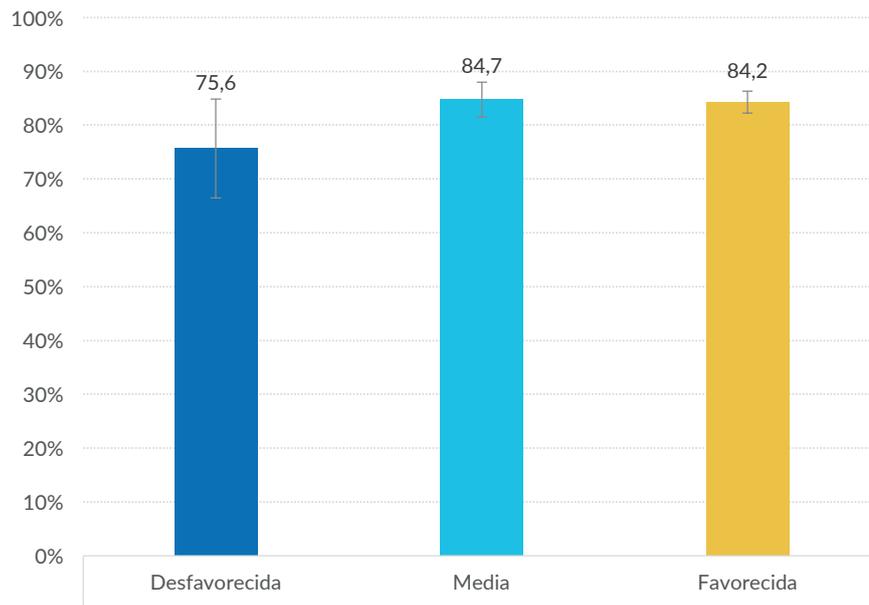


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

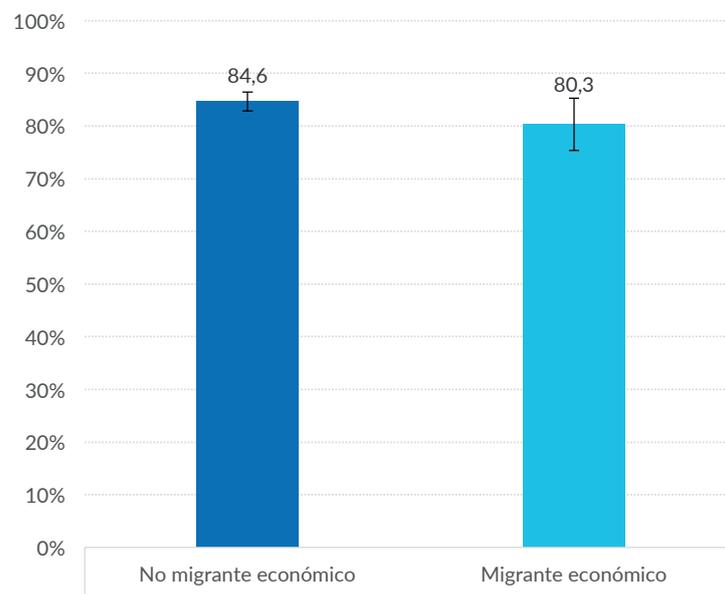
Gráfica 11. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según nivel de estudios. (N=1.791)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 12. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según clase social familiar. (N=1.782)

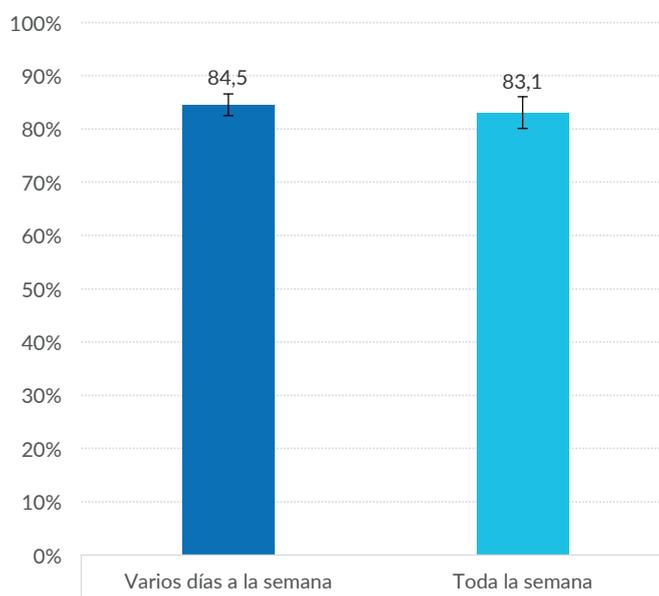
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 13. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según estatus migratorio. (N=1.792)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tampoco se encontraron diferencias con significación estadística en cuanto a la satisfacción con el teletrabajo entre las personas que teletrabajaban toda la semana y quienes sólo lo hacían varios días, pero no la semana completa (**gráfica 14**).

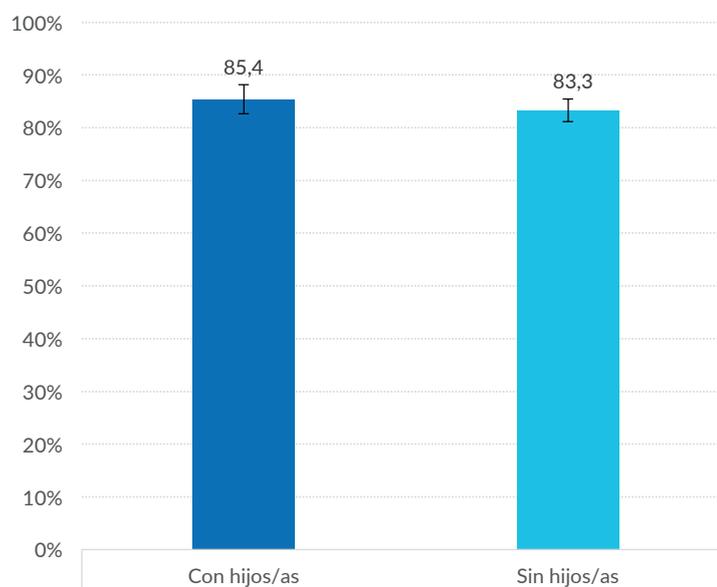
Gráfica 14. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según la cantidad de días que se teletrabaja semanalmente. (N=1.792)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

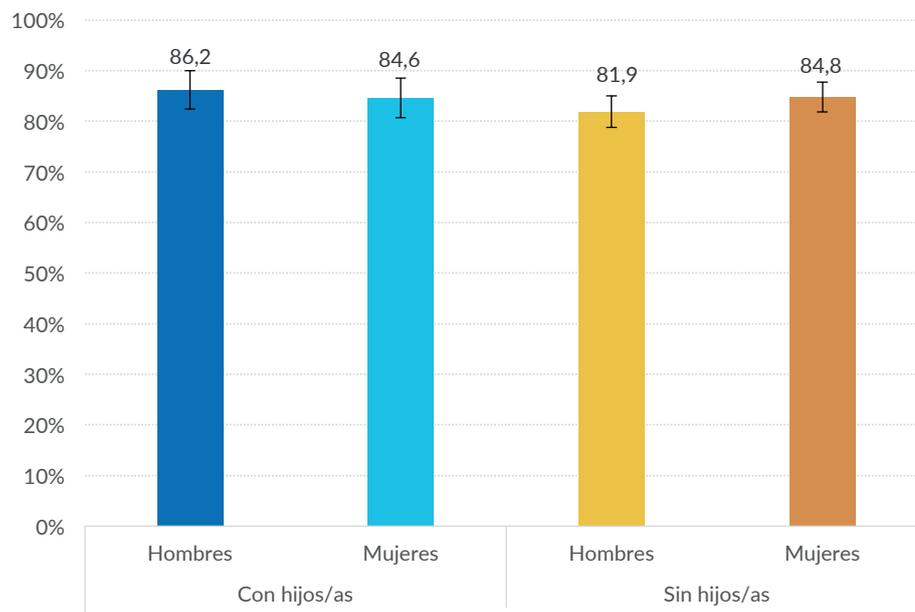
Como se puede observar en la **gráfica 15**, no se halla significación estadística en la diferencia del nivel de satisfacción con el teletrabajo entre las personas encuestadas que tienen o no hijos/as (menores de 16 años conviviendo en su casa).

Gráfica 15. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según cargas familiares (hijos/as). (N=1.792)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En los hombres parece existir una relación directa entre tener hijos/as y estar satisfecho con el teletrabajo (aunque sin diferencias estadísticamente significativas), pero en las mujeres el hecho de tener o no hijos/as, no pareció implicar diferencias, siendo el porcentaje de satisfacción prácticamente idéntico entre unas y otras (**gráfica 16**).

Gráfica 16. Prevalencia de satisfacción con el teletrabajo según sexo, por cargas familiares (hijos/as). (N=1.792)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por otra parte, el 31,4% de quienes pasaron la COVID-19 teletrabajan, frente a un 39% de quienes no la tuvieron (diferencias significativas según sus IC95%). El teletrabajo es la opción menos frecuente entre quienes tenían dificultades para llegar a fin de mes (mucha, alguna o cierta dificultad) (N=1.437), situación que reconoce un 32,3% de ellos/as, frente a un 43,2% de quienes no sufrían ese problema (N=3.320), señalando diferencias significativas para la inferencia estadística de los datos a la población madrileña de la que se extrajo dicha muestra (según los IC95%).

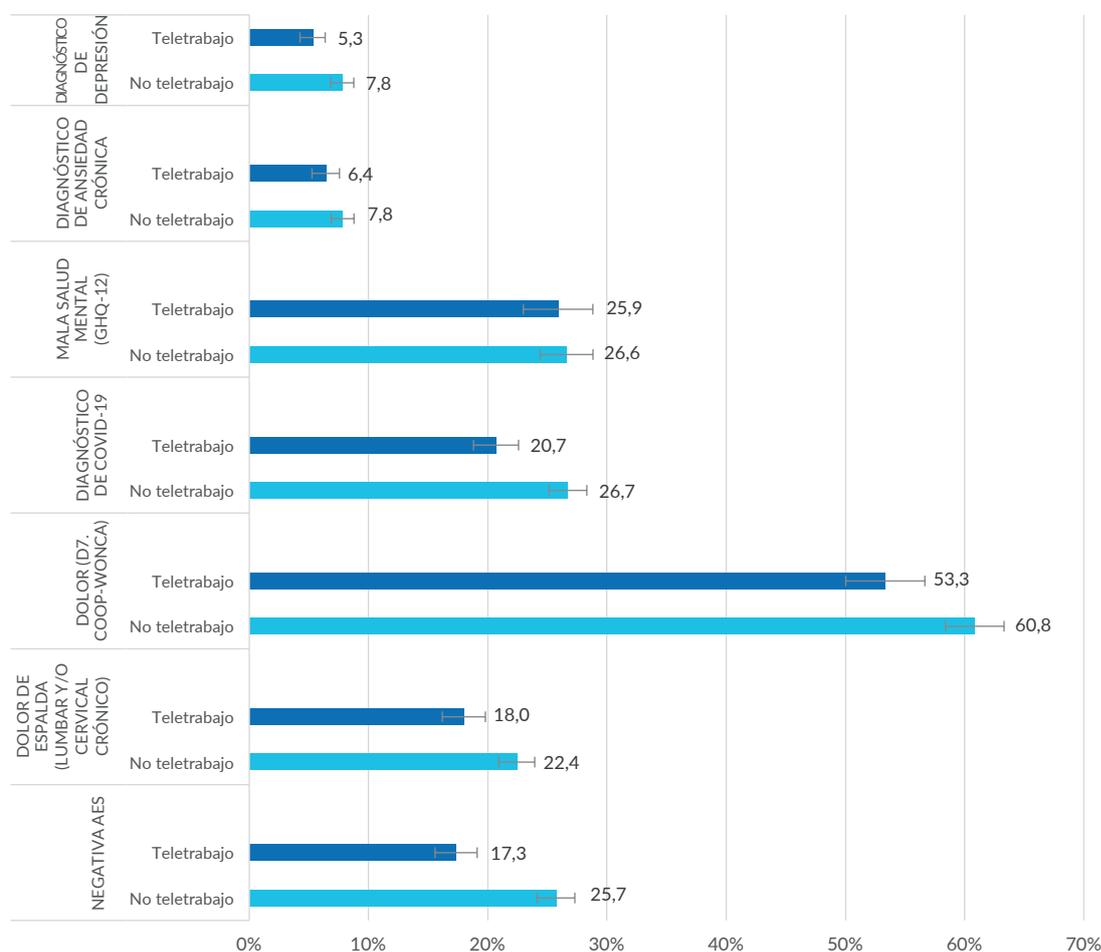
Se aprecia que el nivel de renta del hogar tiene una relación directa con el hecho de teletrabajar, aumentando progresivamente la prevalencia del teletrabajo conforme asciende el nivel de ingresos. De entre los encuestados/as que trabajaban y además vivían en un hogar con ingresos netos más altos (por encima de 3.800 € al mes; N=944) casi seis de cada diez teletrabajaban (56,3%), vs. las personas que tenían una situación económica más desfavorecida (ingresos de menos de 1.100 € en el hogar). De estas últimas únicamente notificó teletrabajar el 12,1%, siendo las diferencias, como se entiende, suficientemente amplias como para mostrar significación desde el punto de vista estadístico.

A su vez, se puede añadir que entre los 18 y 65 años teletrabajaban el 17,8% [IC95%=14,8-21,4] de quienes vivían en situación de pobreza energética (es decir, que no podían permitirse mantener la vivienda a una temperatura adecuada durante todo el año) (N=514) vs. el 39,5% [IC95%=38,0-41,0] de quienes no tienen la desgracia de afrontar esta difícil situación residencial y social (N=4.155).

Teletrabajo: su influencia en la salud

Atendiendo a la prevalencia de las diferentes variables de salud seleccionadas según la situación de las personas respecto al teletrabajo, se aprecia en la **gráfica 17** que las personas que no teletrabajaban referían una peor autopercepción de su estado de salud (negativa AES), más dolor de espalda (lumbar y/o cervical crónico), sentir con más frecuencia dolor en general independientemente de su intensidad y fueron con mayor frecuencia diagnosticadas de COVID-19 y depresión, todas estas circunstancias con diferencias significativas respecto a la situación de las personas que sí teletrabajaban al ser encuestados/as.

Gráfica 17. Prevalencia de diferentes problemas de salud según tipo de presencialidad en el trabajo (teletrabajo o no teletrabajo)

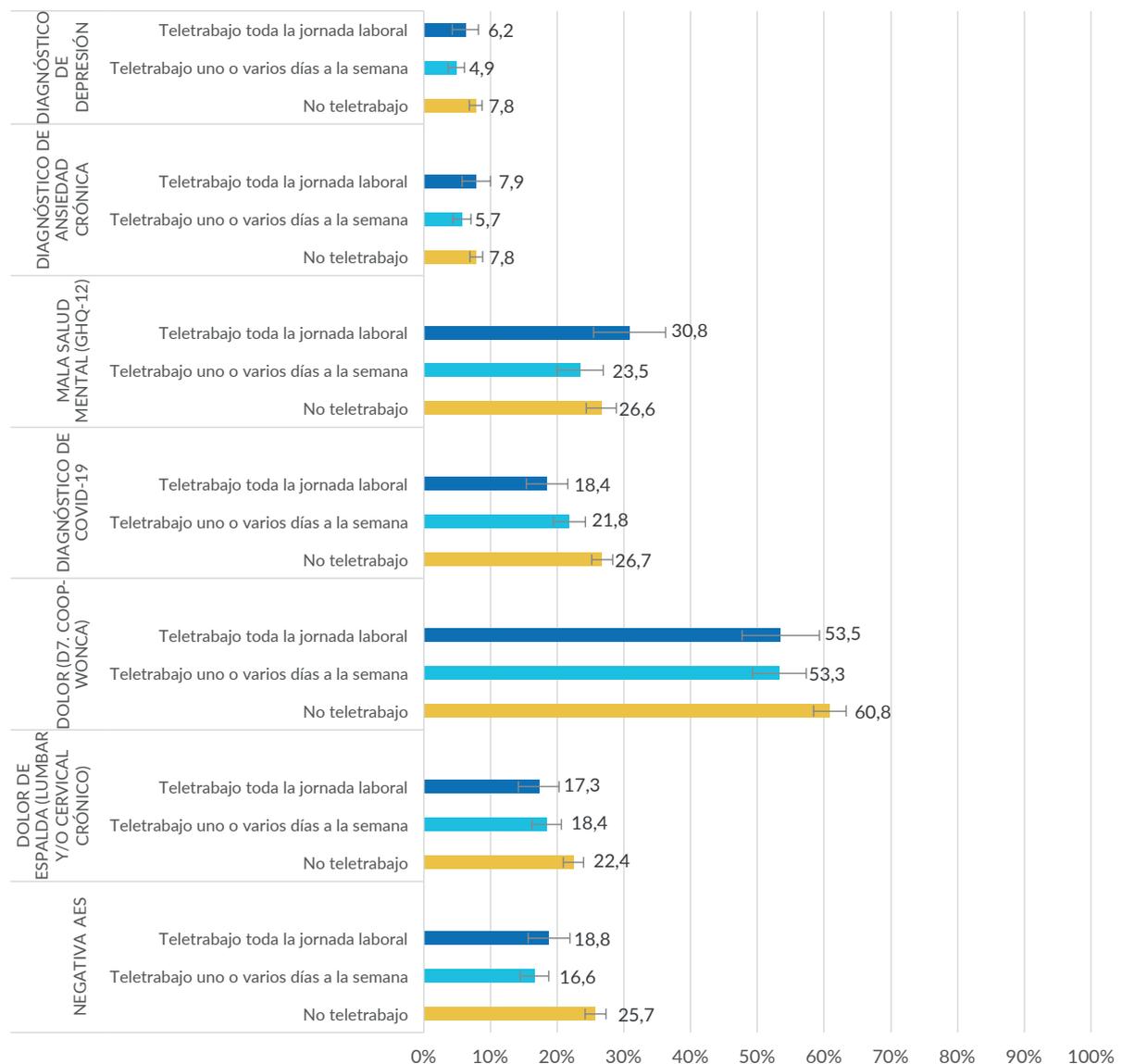


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En relación con la frecuencia del teletrabajo (toda la semana, uno o varios días a la semana o ningún día), se puede ver en la **gráfica 18** que entre las personas que teletrabajaban toda la semana y las que lo hacían solo parte de ella no existen diferencias significativas respecto a la prevalencia de los distintos problemas de salud en ninguno de los casos.

Sí se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre las personas que teletrabajan toda la jornada laboral (es decir, toda la semana) y las que no teletrabajan nunca, en cuanto a la AES, encontrándose que las personas que teletrabajan todos los días notificaban una mejor AES, refirieron menos dolores musculoesqueléticos y habían sido menos diagnosticadas de COVID-19 que aquellas que tenían exclusivamente trabajo presencial. En lo relativo a las variables relacionadas con la salud mental, las personas encuestadas que teletrabajaban toda la semana refirieron mayor prevalencia de riesgo de mala salud mental que el resto, y presentaban prevalencias similares de diagnóstico de ansiedad crónica y depresión que aquellas que no teletrabajan, aunque en ningún caso estas diferencias eran significativas. Cabe también argumentar que el número de personas que teletrabajaba todas las jornadas fue pequeño (N=605), por lo que los intervalos de confianza son bastante amplios.

Gráfica 18. Prevalencia de diferentes problemas de salud según tipo de presencialidad en el trabajo (no teletrabajo, teletrabajo uno o varios días a la semana o teletrabajo toda la jornada semanal)

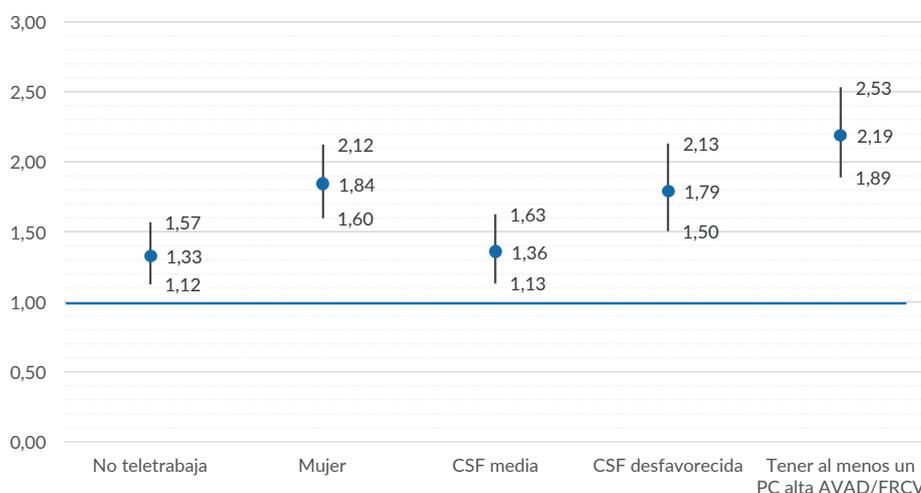


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Para analizar la influencia real del teletrabajo en cada una de estas variables de salud se han llevado a cabo varios análisis multivariantes por cada una de las variables dependientes de interés, de manera que el efecto de este en aquellas esté ajustado por los efectos que otras variables socioeconómicas, demográficas y de salud pudieran tener también en ellas (como es el sexo, la edad, la clase social familiar y tener algún problema crónico de alta AVAD y/o factores de riesgo cardiovascular).

En la **gráfica 19** vemos que, en cuanto a la salud autopercibida, teletrabajar es un factor protector, teniendo las personas que no teletrabajaban un riesgo un 33% mayor (OR=1,33) [IC95%=1,12-1,57] de informar de una mala salud (compendio de regular, mala y muy mala) respecto a quienes teletrabajaban. Si bien, este sería el quinto factor más importante, ya que tener al menos un problema crónico que implique una alta AVAD y/o un factor de riesgo cardiovascular, ser mujer, pertenecer a una clase social familiar desfavorecida o media, son los factores que mas peso tienen a la hora de determinar esta situación.

Gráfica 19. Mala salud autopercibida vs. teletrabajo (sí o no) y otros determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=4.907)

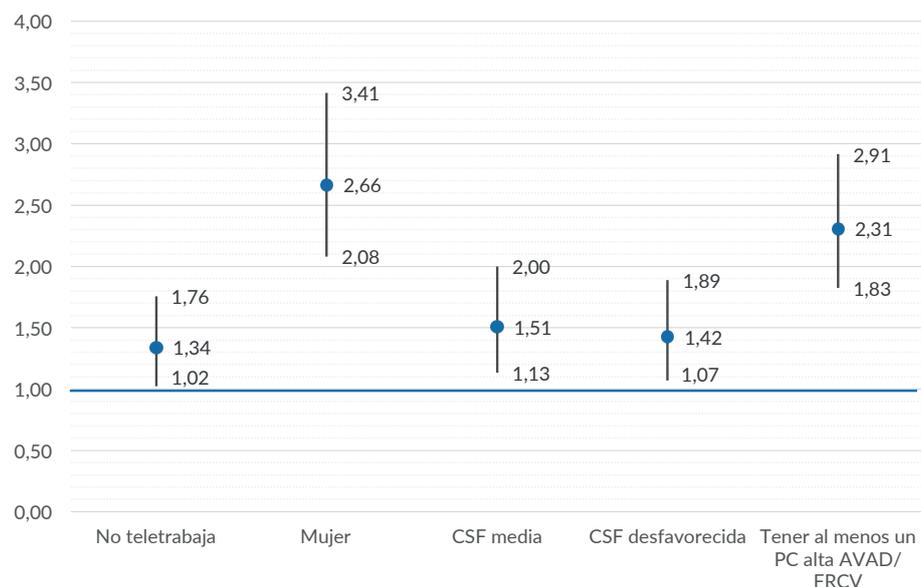


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=1,02; IC95%=1,01-1,03]. Mala salud autopercibida incluye las respuestas: regular, mala y muy mala. En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida

En relación con padecer un trastorno de depresión diagnosticado (**gráfica 20**), las personas que no teletrabajaban tuvieron un 34% más de riesgo (OR=1,34) [IC95%=1,02-1,76] que aquellas que sí lo hacían, siendo el quinto factor con más peso después de ser mujer, tener al menos un problema crónico de salud que implique una alta AVAD y/o un factor de riesgo cardiovascular y pertenecer a una clase social media o desfavorecida.

Gráfica 20. Diagnóstico de depresión vs. teletrabajo (sí o no) y otros determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=4.907)



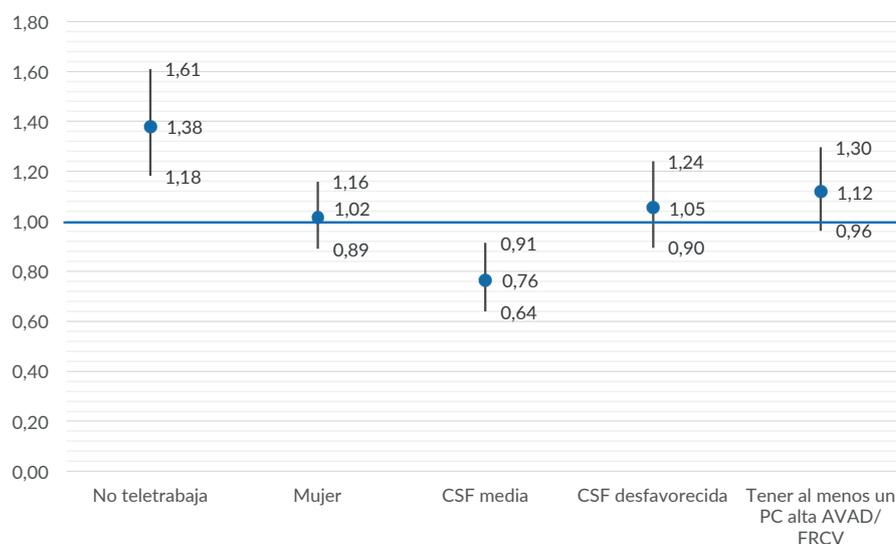
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=1,00; IC95%=0,99-1,01]. En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida

Por otro lado, en cuanto a tener dolor de espalda crónico y sentir dolor en general, pese a presentar unas OR significativas con respecto a no teletrabajar en los análisis bivariantes previos, vemos que en el modelo de RLM obtenido no se observa un riesgo significativamente mayor de padecer estos problemas para las personas que no teletrabajaban, siendo en realidad otros factores socioeconómicos o demográficos los que determinan más claramente estas situaciones, los cuales interferían en el análisis bivariante previo.

Como se puede ver en la **gráfica 21**, no teletrabajar fue el único factor con un riesgo significativo para contraer la COVID-19, apreciándose que las personas que no teletrabajaron tuvieron un riesgo 38% mayor (OR=1,38) [IC95%=1,18-1,61] de haber sido diagnosticadas de esta enfermedad infecciosa.

Gráfica 21. Diagnóstico de COVID-19 vs. teletrabajo (sí o no) y otros determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=4.897)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

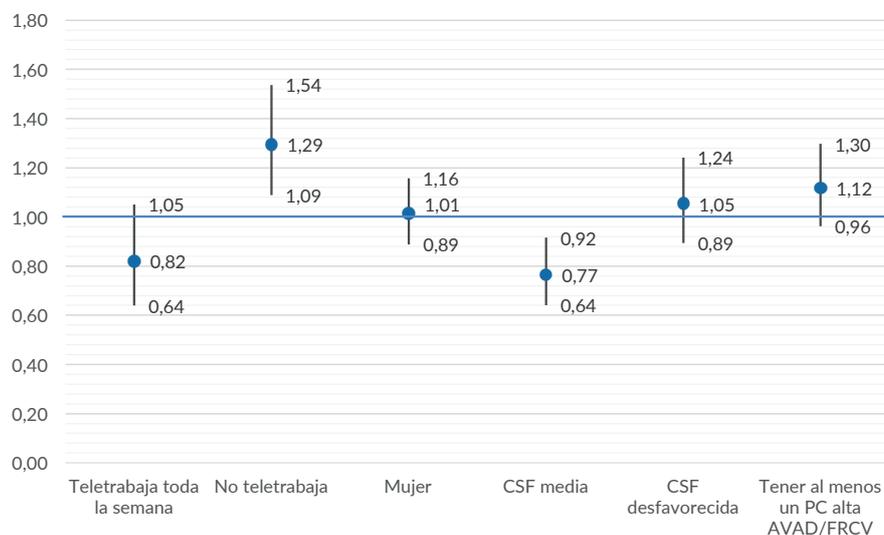
Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=0,98; IC95%=0,98-0,99]. En el teletrabajo, la referencia es "teletrabaja parte de la jornada semanal" En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida

Si se observa lo que ocurre al analizar la influencia del teletrabajo en estas variables de salud haciendo una diferenciación según el número de días en que este se lleva a cabo a lo largo de la semana (uno o varios, toda la semana o ninguno) en los análisis multivariantes, vemos que teletrabajar toda la semana no comportaba un riesgo significativamente mayor ni menor respecto a teletrabajar uno o varios días a la semana en variables como mala salud autopercebida [OR=1,23; IC95%=0,95-1,60], mientras que no teletrabajar sí sigue comportando más riesgo de tener una negativa AES que hacerlo uno o varios días a la semana [OR=1,43; IC95%=1,18-1,73].

En lo relativo a dolor de espalda crónico y dolor en general, teletrabajar toda la jornada semanal no implicó un mayor riesgo para el padecimiento de estos trastornos, como tampoco lo fue no hacerlo, siendo otros los factores socioeconómicos y demográficos que influyen en ambas dolencias.

Con respecto a haber sido diagnosticado de COVID-19, vemos en la **gráfica 22** que teletrabajar toda la jornada laboral no parece haber sido un factor de protección que presente diferencias significativas respecto a haberlo hecho durante menos días a la semana.

Gráfica 22. Diagnóstico de COVID-19 vs. teletrabajo (parte de la jornada semanal/toda la jornada semanal/no teletrabajo) y otros determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=4.897)

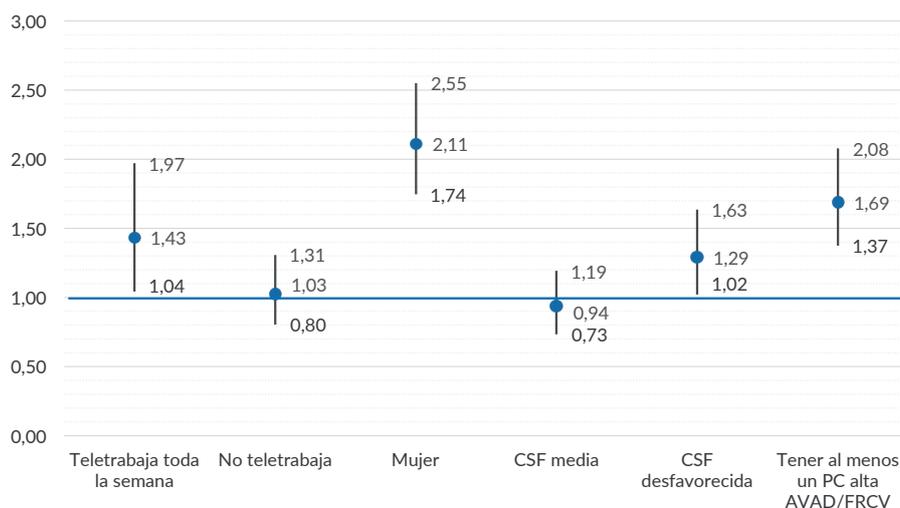


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=0,98; IC95%= 0,98-0,99]. En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida. En el teletrabajo la categoría de referencia es: teletrabaja parte de la jornada semanal

Sin embargo, como se muestra en la **gráfica 23**, teletrabajar toda la jornada semanal sí es un factor determinante a la hora de presentar un mayor riesgo de sufrir mala salud mental en menores de 65 años, siendo este al menos un 4% mayor con respecto a quienes teletrabajaban únicamente parte de la semana (OR=1,43) [IC95%=1,04-1,97], no presentando un riesgo significativamente mayor las personas que no teletrabajaban.

Gráfica 23. Riesgo de sufrir mala salud mental (GHQ-12) vs. teletrabajo (parte de la jornada semanal/toda la jornada semanal/no teletrabajo) y otros determinantes sociales y de salud seleccionados en menores de 65 años. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=2.465)

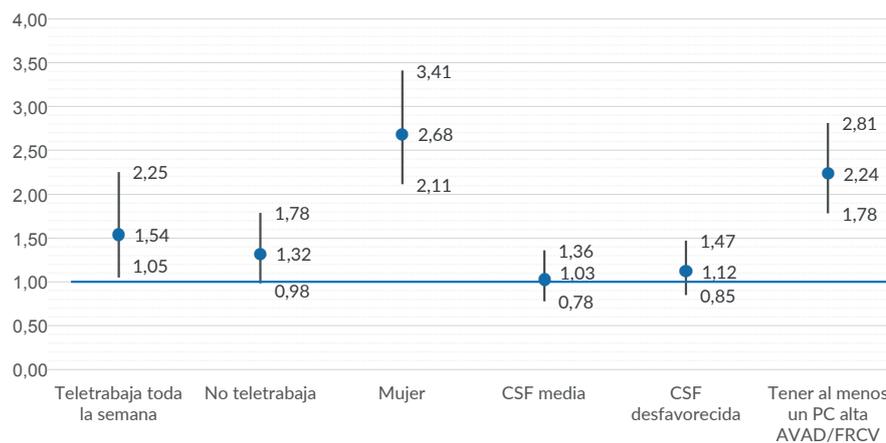


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=0,97; IC95%=0,96-0,98]. En el teletrabajo, la referencia es "teletrabaja parte de la jornada semanal". En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida

También puede apreciarse en la **gráfica 24**, que las personas que teletrabajaban toda la semana tuvieron un riesgo al menos un 5% mayor (OR=1,54) [IC95%=1,05-2,25] de haber sido diagnosticadas de ansiedad crónica respecto a quienes teletrabajaban uno o varios días de la semana, no encontrándose un riesgo significativamente mayor en aquellas personas con trabajo presencial. Teletrabajar toda la semana es el tercer factor con más peso en el padecimiento del trastorno de ansiedad crónica, precedido por el hecho de ser mujer y tener al menos un problema crónico de salud de alta AVAD y/o factor de riesgo cardiovascular.

Gráfica 24. Diagnóstico de ansiedad crónica vs. algunos determinantes sociales y de salud seleccionados, incluyendo el teletrabajo (parte de la jornada semanal/toda la jornada semanal/no teletrabajo). Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=4.915)

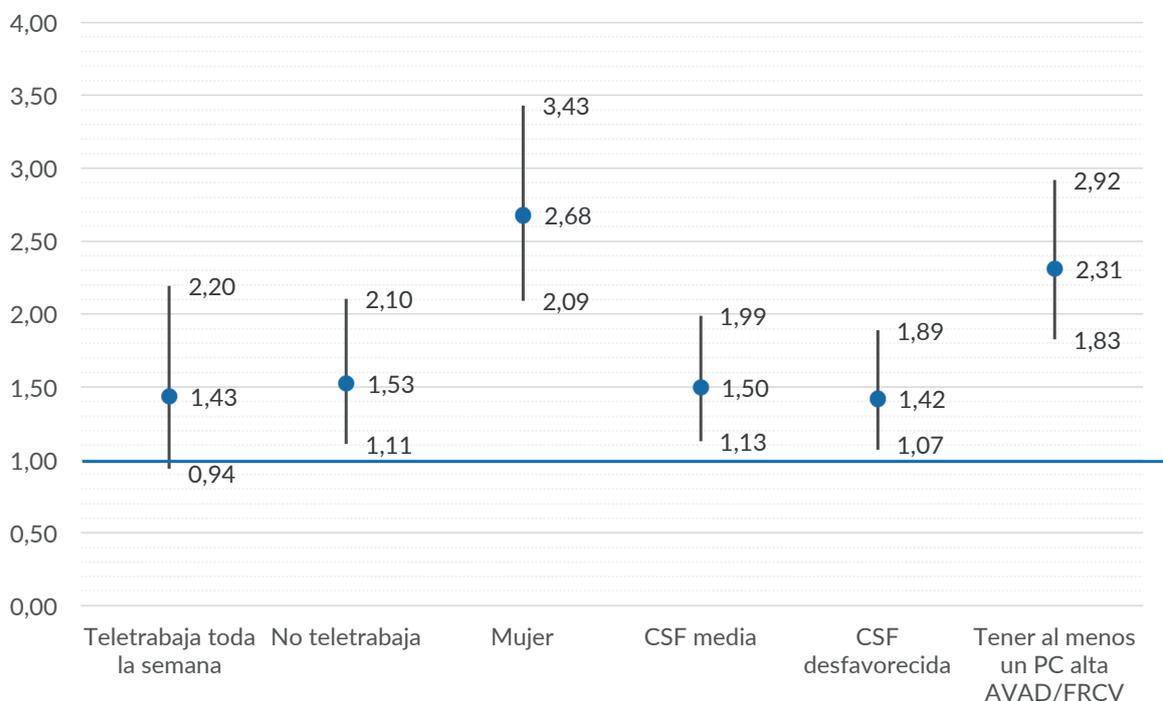


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=0,99; IC95%=0,98-1,00]. En el teletrabajo, la referencia es "teletrabaja parte de la jornada semanal". En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida

Por último, teletrabajar toda la jornada semanal no supuso un riesgo significativamente mayor de presentar un diagnóstico de depresión respecto a quienes informaron hacerlo sólo una parte de la semana; sin embargo, como sucedía anteriormente, no teletrabajar sí conllevó un riesgo 53% mayor de padecer depresión con respecto a hacerlo una o más veces a la semana (OR=1,53) [IC95%=1,11-2,10], siendo el tercer factor más importante, precedido de ser mujer y tener al menos un problema crónico de alta AVAD y/o factores de riesgo cardiovascular (**gráfica 25**).

Gráfica 25. Diagnóstico de depresión vs. algunos determinantes sociales y de salud seleccionados, incluyendo el teletrabajo (parte de la jornada semanal/toda la jornada semanal/no teletrabajo). Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=4.918)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. La categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable continua no categórica, por años de edad no agrupados [OR=1,00; IC95% 0,99-1,01]. En el teletrabajo, la referencia es "teletrabaja parte de la jornada semanal". En la clase social familiar (CSF) la referente es la favorecida.

Discusión

Comparando los resultados de este trabajo con los obtenidos en otras investigaciones, vemos similitudes respecto al perfil de las personas que teletrabajan. Según datos aportados por el informe sobre teletrabajo realizado por el Banco de España en 2020, que a su vez extrae los datos de Eurostat, para el conjunto de Europa¹, apenas se aprecian diferencias entre sexos, aunque sí se encuentran según la zona geográfica a la que nos refiramos: en los países pertenecientes a la Europa del euro, son los hombres quienes teletrabajaban con más frecuencia que las mujeres, mientras que en los países de la Europa oriental ocurría lo contrario. También hallan tendencias similares a las que aparecen en nuestro estudio con relación a la edad, siendo las personas entre 55-64 años quienes predominan en esta modalidad de trabajo a distancia.

Este informe¹ aporta también datos relativos a España de la Encuesta de Población Activa de 2019 (EPA '19), recogidos un año antes de la pandemia, hallando que, de entre todas las personas que trabajaban en ese momento, un 8,4% afirmó teletrabajar de manera puntual, mientras que un 4,5% lo hacía más de la mitad de sus días laborables; es decir, un 12,9% afirmaba teletrabajar, lo cual supone menos de la mitad de quienes lo refieren en la ESCM '21 (37,7%). Si bien, los datos de la EPA '19 vienen a reflejar una tendencia hacia el crecimiento en los últimos años del trabajo en remoto (6,0% en 2009 frente a 6,9% en 2014). Esto demuestra que, al menos en España, el gran impulso al trasvase desde el trabajo presencial al teletrabajo lo ha dado la adaptación a la pandemia de COVID-19. Futuros Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid, confirmarán (o no), que el teletrabajo "ha venido para quedarse".

En cuanto al perfil de las personas que teletrabajaban en España en 2019, según datos de la EPA '19, tampoco se encuentran grandes diferencias entre sexos (aunque el porcentaje es algo más elevado en hombres). Por grupos

de edad, se aprecia que la posibilidad de teletrabajo va aumentando con la edad, siendo sobre todo las personas de 65 y más años quienes presentaron mayor prevalencia de esta modalidad de trabajo, en consonancia con nuestros datos. Encuentran, al igual que en la ESCM'21, diferencias importantes según el nivel de estudios, siendo las personas que reportan estudios universitarios quienes acceden con mayor frecuencia al trabajo desde el hogar. Además, se observa que las personas que viven en el mismo domicilio que su pareja y tienen más de un hijo/a, representan el 28% de las personas que teletrabajan al menos algún día a la semana.

En general, el informe presentado por el Banco de España¹ mostraba que son las personas con trabajos más cualificados quienes más accedían a esta modalidad de trabajo online (gerentes, técnicos y profesionales científicos o de apoyo...) frente a aquellos individuos que realizaban trabajos manuales, que conllevan gran esfuerzo físico o que requieren menos cualificación y los que trabajan de cara al público o en trabajos relacionados con la contabilidad y la administración, así como algunos servicios específicos como la educación. Esto concuerda con nuestros análisis, en los que vemos que el teletrabajo también se distribuye de manera distinta en función a las desigualdades socioeconómicas y al tipo de trabajo que se realiza, lo que apunta a la importancia de estos factores condicionantes de las modalidades laborales por encima de otros como los demográficos (sexo y edad) o los de salud (p. ej. COVID-19 pasada).

Sobre los efectos del teletrabajo en la salud mental y física de las personas, como se comentaba en la introducción de este informe, no hay un consenso claro en la literatura científica consultada, aunque encontramos similitudes que vendrían a respaldar nuestros resultados relativos al padecimiento de ansiedad, depresión y mala salud mental, en relación a ciertas investigaciones mencionadas en los estudios de revisión de Forero, Rodríguez y Ruiz⁵ y Sánchez-Toledo²; en ellos se señalan ciertos estudios que demuestran que, si bien teletrabajar parte de la semana parece favorecer el bienestar psicológico con respecto a quienes no lo hacen (mayor posibilidad de conciliar la vida laboral y personal, disminución de los desplazamientos, etc.), superar los 2-3 días a la semana devuelve unos niveles de estrés, ansiedad y malestar similares a quienes no teletrabajan, indicando como causas la disminución de los contactos sociales, mayor sensación de aislamiento, la concurrencia de las demandas profesionales con aquellas circunscritas al hogar en el mismo lugar (trabajos reproductivos, cuidados, etc.) y una mayor dificultad para poner límites en su jornada laboral.

Esto coincide con lo arrojado por nuestros resultados después de realizar los respectivos análisis multivariantes, en los que apreciamos que existe una relación estadísticamente significativa entre no teletrabajar y tener un mayor riesgo de depresión, tomando como referencia a quienes teletrabajan parte de la semana (no encontrándose un riesgo significativamente mayor en quienes teletrabajan toda la semana); además, estas personas también presenta un mayor riesgo de tener una percepción mala de su estado de salud y de haber sido diagnosticados/as de infección por coronavirus.

Los datos que se obtienen en nuestra encuesta nos permiten ver la relación existente entre el teletrabajo y los problemas de salud mental. Por ejemplo, en la ESCM'21 se encuentra que teletrabajar toda la semana se relaciona con diversos trastornos de esta índole en los/as trabajadores/as, pues presentan un riesgo significativamente mayor de padecer una mala salud mental y trastornos de ansiedad (mientras esta significación no se halla en las personas con trabajo presencial), de nuevo tomando como referencia a quienes teletrabajan pero no la semana laboral completa, lo que vendría a ratificar los resultados de las investigaciones preexistentes antes mencionadas.

Por otro lado, mientras algunos estudios empíricos como el llevado a cabo por Simbaña, Cárdenas y Campos entre octubre de 2020 y enero de 2021⁶ así como los estudios de revisión bibliográfica de Forero et al.⁵ y Sánchez-Toledo² encuentran una mayor presencia de dolor musculoesquelético (sobre todo lumbar) en las personas que teletrabajan, no parece tan clara dicha relación en nuestro estudio, encontrando en los análisis multivariantes efectuados que son otros los factores que más peso tienen en estas problemáticas (p.ej. ser mujer, tener otros problemas crónicos de salud de alta AVAD y/o factores de riesgo cardiovascular o pertenecer una clase social desfavorecida). De todas maneras, y como anteriormente ya hemos señalado, al haberse realizado el trabajo de campo entre el 7 de octubre y el 21 de diciembre de 2021, quizás en cierto porcentaje de madrileños/as que comenzaron a teletrabajar a raíz de la pandemia de COVID-19, aún no se había manifestado la sintomatología de estas enfermedades crónicas de tipo musculoesquelético al ser encuestados/as para la ESCM'21, con lo cual habrá que ver su evolución en años posteriores, algo que se notificaría en el próximo Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid.



Conclusiones

- El importante incremento del teletrabajo en España ha sido propiciado en gran medida por las circunstancias sobrevenidas de la pandemia de COVID-19, pasando del 12,9% a nivel estatal en 2019 al 37,2% en la ciudad de Madrid a finales del año 2021.
- Las mayores prevalencias de teletrabajo en el municipio madrileño se dieron en aquellas personas trabajadoras con unas condiciones socioeconómicas más favorables: universitarios/as, clase social familiar favorecida, residencia en el grupo de distritos más desarrollado y no migrantes económicos.
- El 84,1% de las personas afirmaron estar satisfechas con el teletrabajo (*muy satisfechas/bastante satisfechas*) [IC95%=82,3-85,7] frente a un 16,0% que no lo estaban (*regular/poco satisfechas/nada satisfechas*) [IC95%=14,3-17,7].
- En general, no hubo diferencias respecto al grado de satisfacción con el teletrabajo, cualquiera que fuese el sexo, edad o situación socioeconómica de la persona. Si bien, las de 65 y más años [69,0%; IC95%=55,3-82,8] y las que pertenecían a una clase social familiar desfavorecida [75,6%; IC95%=66,4-84,9] fueron las menos satisfechas con esta modalidad de trabajo.
- El nivel de renta del hogar tuvo una relación directa con el hecho de teletrabajar, aumentando progresivamente la prevalencia del teletrabajo conforme ascendía el nivel de ingresos. Lo hacían el 60% de los hogares madrileños con ingresos netos mayores de 3.800 € al mes, frente al 12% de aquellos con menos de 1.100 € netos mensuales.
- Aquellos/as madrileños/as que no teletrabajaban tuvieron un riesgo 33% superior de informar de mala salud autopercebida, 34% más riesgo de haber sido diagnosticado/a de trastorno depresivo en el último año y un 38% de riesgo mayor de haber sufrido COVID-19, que las personas con teletrabajo.
- Teletrabajar todas las jornadas laborales conllevó un incremento de riesgo del 43% de presentar mala salud mental y del 54% de tener trastorno de ansiedad crónica, respecto a teletrabajar uno o varios días a la semana. Aumento de riesgo que se mantuvo también en la comparativa con aquellas personas que únicamente realizaban trabajo presencial.

Referencias bibliográficas

1. Anghel B, Cozzolino M, Lacuesta A. El teletrabajo en España. Boletín económico - Banco de España. [Internet]. 2020 [citado 11 de noviembre de 2022];(2):86-105. <https://repositorio.bde.es/bitstream/123456789/12361/1/be2002-art13.pdf>
2. Sánchez-Toledo AM. Efectos del teletrabajo sobre el bienestar de los trabajadores. Revista de la Asociación Española de Especialistas en Medicina del Trabajo. [Internet]. 2021 [citado 11 de noviembre de 2022];30(2):244-64. <https://scielo.isciii.es/pdf/medtra/v30n2/1132-6255-medtra-30-02-234.pdf>
3. Sanfélix J. Hombres, masculinidad y conciliación en el contexto de la covid-19. En: Escrig G, Fantacci A, Ortí MJ y Sales A, editores. Eliminar obstáculos para alcanzar la igualdad. [Internet]. XVI Seminario Internacional contra la Violencia de Género. Educación, sexualidad y perspectiva de género. Igualdad de género y violencias contra las mujeres en contextos de crisis y emergencias; 4 y 5 de noviembre de 2020; Universitat Jaume I. Castellón, España: Fundación Isonomia. Universitat Jaume I; 2020 [citado 11 de noviembre de 2022]. p. 68-72. Disponible en: <http://isonomia.uji.es/wp-content/uploads/2021/01/Seminario-internacional-contra-la-violencia-de-g%C3%A9nero-2020.pdf>
4. Pacheco-Salazar MT, Rivas-Esparza YL, Martínez-Labrín S. Conciliación trabajo-familia en mujeres en situación de teletrabajo, a partir de la contingencia sanitaria por COVID-19. GénEros. Revista de investigación y divulgación sobre los estudios de género [Internet]. 2022 [citado 11 de noviembre de 2022];29(31):121-48. Disponible en: <https://revistasacademicas.ucol.mx/index.php/generos/article/view/456>





5. Forero LS, Rodríguez PE, Ruíz LV, Saavedra LA, Palencia-Sánchez F. El teletrabajo y el trabajo en casa en tiempos de pandemia y sus implicaciones en la salud y la productividad: una revisión narrativa de la literatura. [Internet]. 26 de abril de 2021 [citado 11 de noviembre de 2022]. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3831621>
6. Simbaña SE, Cárdenas H, Campos Y. Prevalencia de trastornos musculoesqueléticos por posturas forzadas en trabajadores que realizan teletrabajo en instituciones financieras. Conecta Libertad. [Internet]. 2021 [citado 11 de noviembre de 2022];5(3):1-12.
7. Díaz-Olalla JM (Dir. técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M y Sanz-Cuesta MR. (Coord.). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid. 2020 [citado 11 de noviembre de 2022]. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional

2.1.8 TRABAJO DOMÉSTICO NO REMUNERADO (TRABAJO REPRODUCTIVO)

Introducción

En los años 70, feministas como Silvia Federici, Leopoldina Fortunati, Nicole Cox, Mariarosa Dalla Costa y Selma James, entre otras, no solo teorizaron sobre el trabajo reproductivo sino que impulsaron la Campaña internacional para el salario del trabajo doméstico (*International Wages for Housework*), sacándolo de su invisibilidad social y política y situando el foco en la necesidad de desnaturalizarlo como parte de la identidad femenina, poniendo en cuestión su concepción como “acto de amor”, que sustenta su desmonetización y devaluación, situándolo en el lugar que le corresponde dentro de la estructura capitalista como el pilar fundamental que es para el desarrollo y mantenimiento de la economía, puesto que permite originar y mantener la vida y, por tanto, reproduce y sostiene la fuerza de trabajo, es decir, los y las obreras¹. Precisamente, ha sido esta naturalización y separación total del trabajo doméstico respecto al trabajo mercantil o remunerado (una separación, a todas luces, artificial), la que hace que sea devaluado socialmente, desmonetizándolo y despolitizándolo². Además, desde los inicios del capitalismo, su concepción no como un trabajo sino más bien como atributos indisolubles de la identidad femenina —y parte fundamental de su opresión— fue indispensable para la supervivencia del sistema al asegurarse tal cantidad de trabajo gratuito (“pagado” indirectamente por sus parejas varones, lo cual jerarquiza las relaciones y favorece el control masculino sobre ellas)³.

La incorporación de las mujeres al mercado laboral no las ha librado de este primer trabajo, ni podemos hablar de que los hombres se hayan incorporado a la esfera doméstica de la misma manera que ellas lo han hecho en la laboral⁴. Es por ello por lo que numerosos estudios hablan de la doble carga o doble jornada de las mujeres, cuyas horas dedicadas al trabajo (sumando el remunerado y no remunerado) son mucho más extensas que las de los hombres —hasta 15 horas semanales más que ellos en ciertas tareas domésticas y de cuidados⁴—, un tiempo que sería aún superior si no sólo se tuviera en cuenta la realización de tareas en sí misma, sino también su planificación, organización, toma de decisiones y gestión (la denominada carga mental). Si bien, aunque las mujeres con una situación socioeconómica más favorecida han podido reducir el tiempo dedicado a estas tareas, estas no han sido asumidas proporcionalmente por los hombres, sino que son otras mujeres en situaciones más precarizadas (menor poder adquisitivo, migrantes, sin papeles etc.) a quienes se han adjudicado principalmente la realización de estas tareas, que, si bien son remuneradas formal o informalmente, sus condiciones laborales son mucho más precarias que las de otro tipo de trabajadores, pues aunque en septiembre de 2022⁵ se aprobó en nuestro país una ley para evitar y subsanar estas desigualdades históricas, lo cierto es que muchas mujeres en situaciones de gran vulnerabilidad (como es el hecho de ser migrante y estar en situación irregularizada) se ven abocadas a este tipo de trabajos quedando fuera de dichas protecciones laborales. Además es importante señalar que los lugares de trabajo no se han adaptado para hacer posible el equilibrio entre producción y reproducción, si no que mantienen una estructura tradicionalmente masculinizada con horarios inflexibles, sin lugares disponibles para el cuidado de los hijos en las oficinas, jornadas partidas que se alargan hasta media tarde, recompensas directas o indirectas (o imposición) a la realización de horas extra, etc.⁶, por lo que, aunque cada

vez se externalicen más estos trabajos en aquellos hogares que se lo pueden permitir, el trabajo reproductivo sigue siendo eminentemente feminizado y precarizado.

La socióloga Marta Domínguez Folgueras, en su trabajo realizado en 2019 a partir de los datos extraídos de la Encuesta del empleo del tiempo de 2010 realizada por el INE, señala que si el producto interior bruto (PIB) del país incluyera aquellas actividades que aunque no producen directamente intercambio monetario son esenciales para el mantenimiento de la economía, como es el trabajo reproductivo, este representaría el 40,8% del total (más de 426.372 millones de euros), siendo el número de horas aportadas por las mujeres en este ámbito mayor que el tiempo dedicado por los hombres: unas 33.982 millones de horas, lo que se traduce en el 26,2% del PIB de 2010⁷.

Por otro lado, la irrupción de la pandemia provocada por la COVID-19 también impactó en la relación entre ámbito laboral y doméstico de manera que, en los casos en los que era posible se optó por la migración de los/las trabajadores/as de la oficina al hogar como medida de prevención y contención del virus, suponiendo un punto de inflexión en esta modalidad de trabajo, por lo que muchas empresas han ofrecido a sus trabajadores/as la posibilidad de trabajar desde el hogar. Diversas investigaciones han surgido desde entonces para conocer si el teletrabajo favorece de alguna manera la conciliación entre la esfera familiar/privada y la laboral/pública, reduciendo la desigualdad entre hombres y mujeres de cara al cuidado del hogar y de otras personas al haber aumentado en ellos el contacto con las responsabilidades domésticas, o si bien puede suponer una sobrecarga para las mujeres al conflictuar dos roles diferentes en un mismo espacio, afectando a su salud física y mental (aumento del estrés y la ansiedad, etc.)^{8,9}.

Federici señala que, aunque este sea un trabajo invisibilizado y devaluado (indispensable por otro lado para el desarrollo de la vida humana), su naturalización histórica como parte de la identidad femenina hace que revelarse contra este, o por lo menos problematizarlo y exigir paridad en su realización, haya sido muy difícil para numerosas mujeres, pues debido a esta socialización de género, es fácil pensar que muchas generaciones de mujeres hayan terminado basando su valía personal a la contribución al trabajo doméstico, sintiendo culpa y malestar por no poder o no querer realizarlo, o que ello les halla expuesto castigos externos de diversa índole¹. Además, numerosas investigadoras apuntan que las jornadas dobles de las mujeres, más extensas que las de sus pares varones, dificulta su desarrollo laboral y les resta tiempo de descanso, ocio y autocuidado, pudiendo afectar a su salud tanto física como mental². En este sentido, la revisión sistemática llevada a cabo por Salvadora Titos-Gil en su tesis¹⁰ encuentra que la mayoría de los estudios consultados señalan una afectación negativa en la salud de las mujeres, no así en la de los hombres para quienes la mayor parte de los estudios no encuentran ningún tipo de efecto en su salud; si bien, la autora señala que la inclusión en las investigaciones de conceptos relacionados con el trabajo reproductivo, como por ejemplo la percepción de equidad en el reparto de tareas, se torna como elemento diferenciador a la hora de encontrar afectación negativa de la salud. Por otra parte, el informe sobre los factores de riesgo relacionados con la infección por COVID-19 y el curso grave de la enfermedad, realizado en este mismo estudio de salud, señala al trabajo reproductivo, después de la edad, como el segundo factor que mejor predice la mala evolución de la infección. Además, según Mariángeles Durán, principal referente en la investigación del trabajo doméstico no remunerado en nuestro país, esta afectación negativa a la salud no solo es directa, sino que la externalización de este tipo de trabajo, dada la dificultad para compaginarlo con las jornadas laborales, lleva a muchas personas y familias a recurrir, por ejemplo, a alimentos precocinados cuyo consumo habitual implica repercusiones negativas en el organismo¹¹.

Los objetivos de este trabajo serán, por tanto, conocer las diferencias en la dedicación de tiempo al trabajo reproductivo material en los y las habitantes de la ciudad de Madrid según distintas variables socioeconómicas y demográficas, así como analizar la posible influencia en la salud de la realización a estas actividades.

Método

Fuente de datos

Por primera vez se añade a la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid (ESCM'21) información sobre el tiempo que se dedica al trabajo reproductivo. Las preguntas se incluyeron en la versión 2 del cuestionario (N=4.316).



Instrumentos

La pregunta sobre diferentes tipos de actividades relacionadas con el trabajo reproductivo se adapta de la batería incluida en la encuesta sobre uso del tiempo realizada para el estudio de “La cuenta satélite del trabajo no remunerado en la Comunidad de Madrid de 2007-2008”¹³, siendo la siguiente:

G20. *¿Con qué frecuencia suele realizar usted las siguientes actividades, excluyendo labores de voluntariado?*

- G20_1. Limpiar y ordenar (ropa, costura, plancha, etc.)
- G20_2. Preparar los alimentos o cocinar
- G20_3. Hacer la compra y guardar alimentos
- G20_4. Fregar la vajilla, recoger la cocina
- G20_5. Hacer compras (exceptuando alimentación)
- G20_6. Hacer gestiones (bancos, impuestos, etc.) suyas o de familiares
- G20_7. Hacer reparaciones, mantenimiento, cuidado de plantas o animales

Las opciones de respuesta que se ofrecen para contestar a cada una de ellas son: *A diario / Varias veces a la semana / Varias veces al mes / Cada varios meses / Nunca / NS/NC.*

Estas preguntas se agruparían en cuatro grandes bloques: de la 1 a 4 se englobarían dentro de las áreas de “mantenimiento de la vivienda y función de alimentación”, la 5 pertenecería al área “función de consumo: compras no alimentarias”, la 6 se refiere a “gestiones” y la última pregunta tendría que ver con “otras funciones: jardinería, cuidado de animales y reparaciones de la vivienda”. Cabe señalar que la encuesta original cuenta con un número mayor de ítems incluyendo preguntas sobre el cuidado a personas (hijos/as, mayores, personas enfermas/dependientes...), mientras, como se puede observar, en la ESCM'21 sólo se incluyeron aquellas tareas domésticas que tienen que ver con el trabajo reproductivo material.

Análisis de datos

Para el análisis, primero se ha excluido la opción NS/NC de cada una de las preguntas y se ha analizado cada ítem por separado, calculando las prevalencias con sus respectivos IC95% de cada una de las opciones de respuesta según diferentes variables socioeconómicas, demográficas, de salud y sus determinantes:

- Variables socioeconómicas y demográficas: sexo, edad, grupo de distrito donde reside, clase social familiar, nivel de estudios, estatus migratorio, dificultad para llegar a fin de mes, situación laboral, teletrabajo (sí/no), nivel de satisfacción con el teletrabajo, menores de 16 años viviendo en el hogar (sí/no), número de personas en el hogar (vive solo/a, dos personas, tres o más).

Respecto a la variable de situación laboral, en los análisis se utilizará tanto la recodificada en cuatro opciones de respuesta, siendo estas: estudiante, trabajo remunerado, trabajo doméstico no remunerado y no trabaja (resto de opciones: ERE, ERTE, prejubilado/a, jubilado/a, parado/a y pensionista), como la variable con las categorías dicotomizadas en: trabajo remunerado y no trabajo remunerado (resto). La variable con cuatro categorías se utilizará para los análisis descriptivos, mientras que en los análisis multivariantes se ha utilizado la variable dicotomizada para evitar la sobreidentificación entre la categoría “trabajador/a doméstico/a no remunerado/a” y las variables dependientes sobre trabajo reproductivo de manera que pudiera afectar negativamente a los resultados.

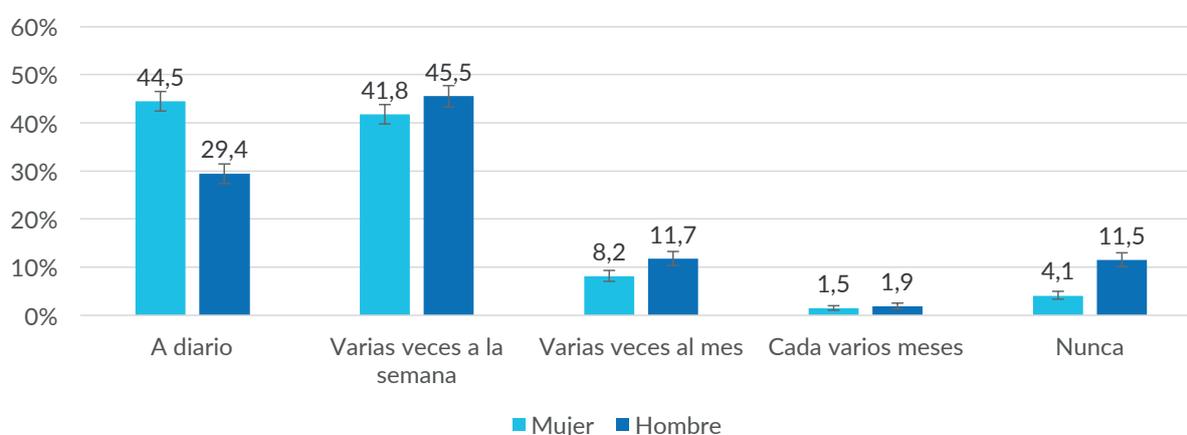
- Variables de salud y determinantes: Tener al menos una enfermedad o problema crónico de salud, al menos una enfermedad crónica relacionada con dolor (artrosis, dolor cervical, lumbar, migraña), al menos un problema crónico de alta AVAD (Años de Vida Perdidos Ajustados a Discapacidad) y/o factor de riesgo cardiovascular (presión arterial alta; infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria; asma; diabetes e hipercolesterolemia), ansiedad crónica, depresión, GHQ-12, WHO-5, autopercepción del estado de salud, perspectiva de futuro, soledad (frecuencia) y soledad (agradable o desagradable), nivel de satisfacción con la vida social y apoyo social.

También se han dicotomizado las opciones de respuesta de cada variable dependiente en “lo realiza al menos varias veces a la semana/habitual” (a diario y varias veces a la semana) y “otras opciones/no habitual” (varias veces al mes, cada varios meses y nunca) y posteriormente, se ha agrupado cada una de las 7 preguntas en las respectivas áreas antes mencionadas, de nuevo manteniendo dos opciones de respuesta: “todas las tareas las realiza al menos semanalmente” (ha contestado “a diario” y “otras” en todos los ítems incluidos en dicho grupo) u “otras” (ha contestado “varias veces al mes”, “cada varios meses” o “nunca” en todas). De esta manera se han calculado las prevalencias y respectivos IC95% de cada grupo de tareas domésticas según las variables independientes mencionadas anteriormente y tras ello, se ha llevado a cabo un análisis multivariante de cada una de las cuatro áreas de trabajo reproductivo no remunerado para obtener modelos explicativos con las OR (e IC95%) ajustadas por las variables que en análisis bivariantes previos han mostrado unas *odds ratio* brutas estadísticamente significativas.

Resultados

Si observamos primero las diferencias entre sexos en cada uno de los siete ítems por los que se pregunta en la encuesta y teniendo en cuenta todas las opciones de respuesta, se aprecia que en las actividades de limpieza y orden del hogar, la preparación de alimentos y fregar y recoger la cocina son las mujeres quienes con más frecuencia realizan estas tareas de manera más habitual (tanto diaria como varias veces a la semana), observándose diferencias estadísticamente significativas con los hombres (**gráficas 1, 2 y 3**). Además hay una mayor prevalencia de hombres que contestan que no realizan nunca estas tareas en comparación con las mujeres, siendo de nuevo esas diferencias significativas entre ambos excepto para la tarea de fregar y limpiar la cocina.

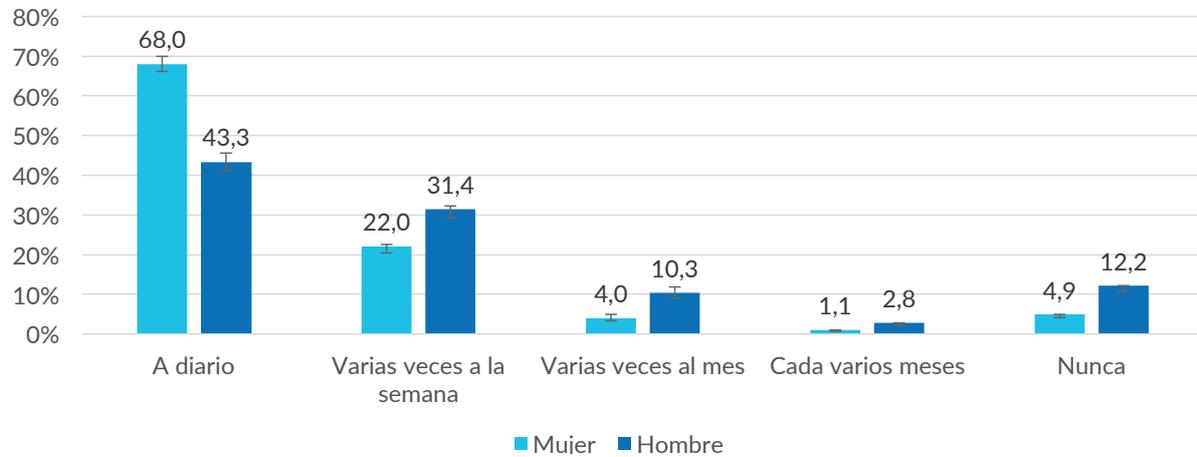
Gráfica 1. Prevalencia de dedicación a los trabajos de limpiar y ordenar según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

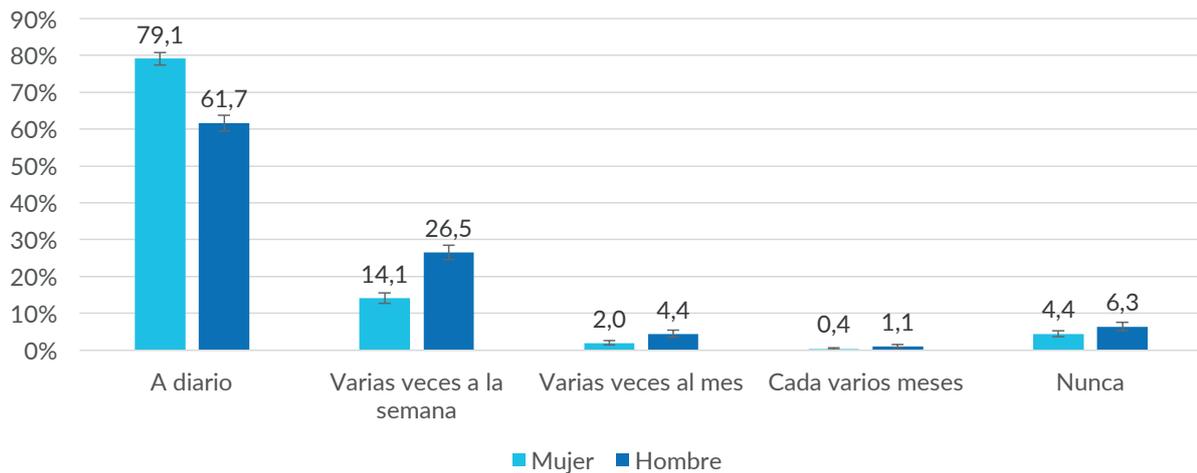


Gráfica 2. Prevalencias de dedicación a preparar alimentos y cocinar según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 3. Prevalencias de dedicación a los trabajos de fregar y recoger la cocina según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)

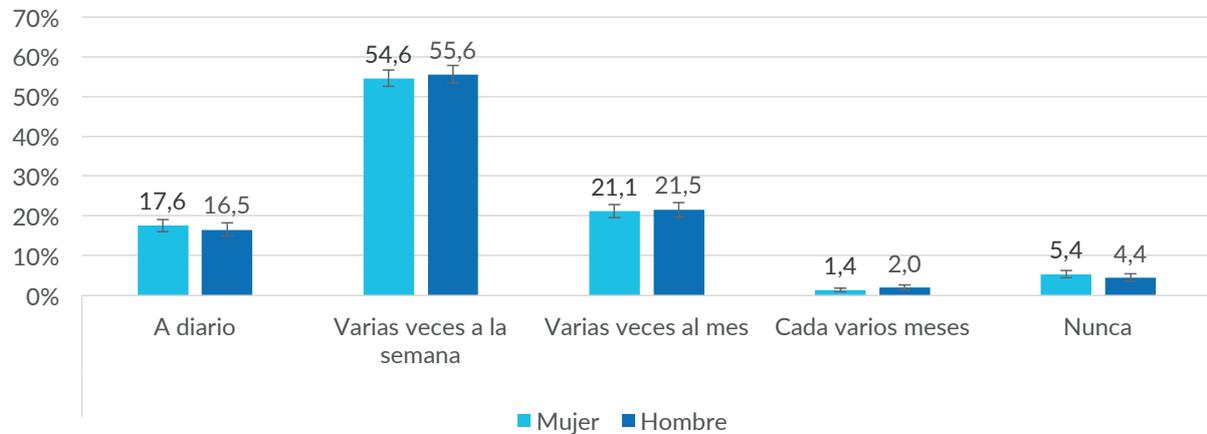


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la tarea de comprar alimentos y guardarlos, no se observan diferencias estadísticamente significativas entre sexos, siendo además las prevalencias muy similares entre ambos en todas las opciones de respuesta.



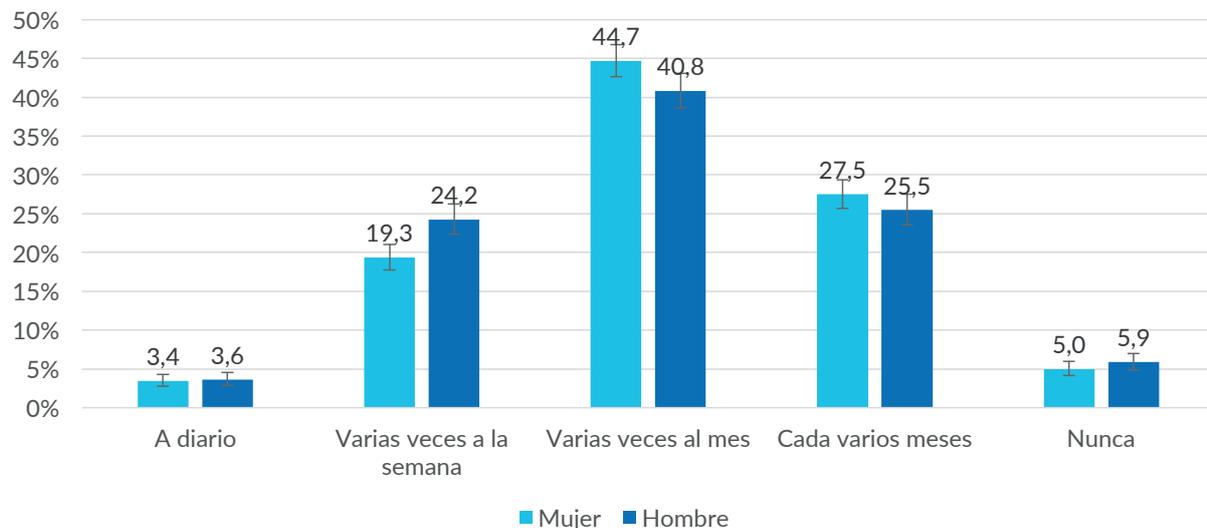
Gráfica 4. Prevalencias de dedicación a hacer la compra y guardar alimentos según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por su parte, en las compras no alimentarias se observan diferencias significativas en su realización “varias veces a la semana” en favor de los hombres, no encontrándose diferencias en el resto (gráfica 5).

Gráfica 5. Prevalencias de dedicación a hacer compras no alimentarias según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)

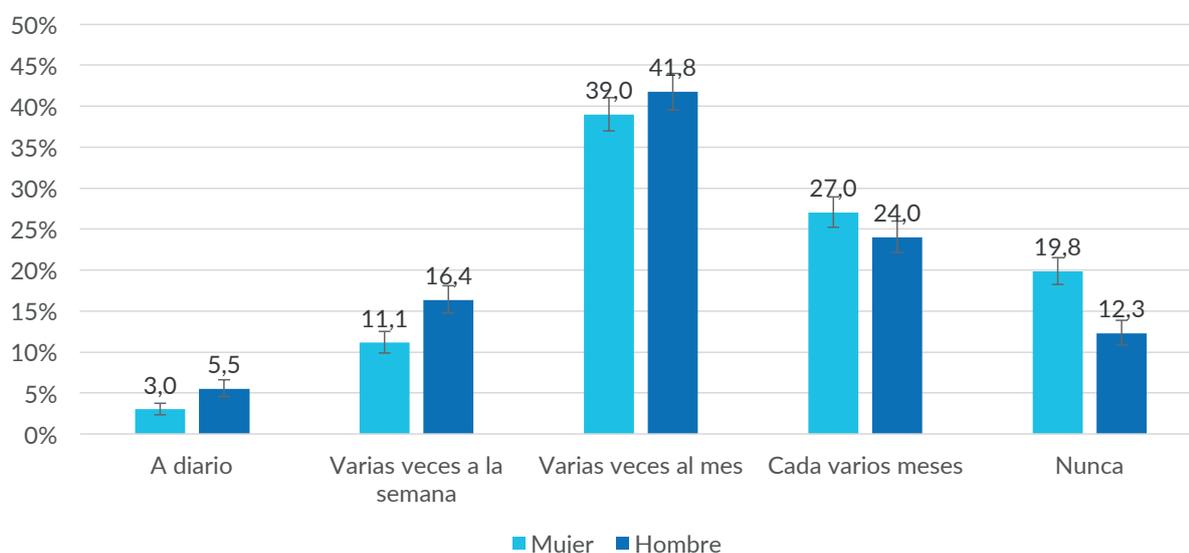


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Sobre gestiones tanto propias como de otros/as en bancos, impuestos... etc., también se observan diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos, pues los hombres realizan más frecuentemente estas tareas a diario o varias veces a la semana, encontrándose así mismo diferencias significativas entre ambos en el caso de la opción “nunca”, presentando las mujeres una mayor prevalencia de esta respuesta. En general, tanto hombres como mujeres eligen más frecuentemente la opción de “varias veces al mes” a la hora de realizar este tipo de tareas (un 41,8% de los hombres y un 39,0% de las mujeres) (gráfica 6).



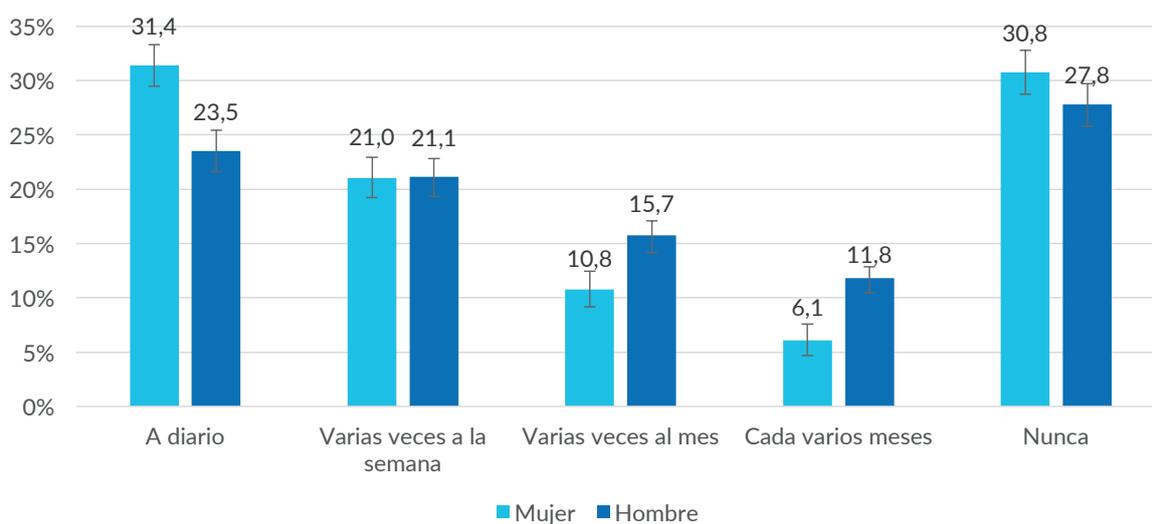
Gráfica 6. Prevalencias de dedicación a las gestiones (bancos, impuestos...) propias o de otros/as según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la última pregunta, sobre mantenimiento y reparación del hogar y cuidado de plantas y animales se vuelve a observar que las mujeres responden más frecuentemente que los hombres que realizan estas tareas a diario, siendo estas diferencias significativas, mientras que las prevalencias de realizarlo varias veces a la semana son muy similares entre ambos (gráfica 7).

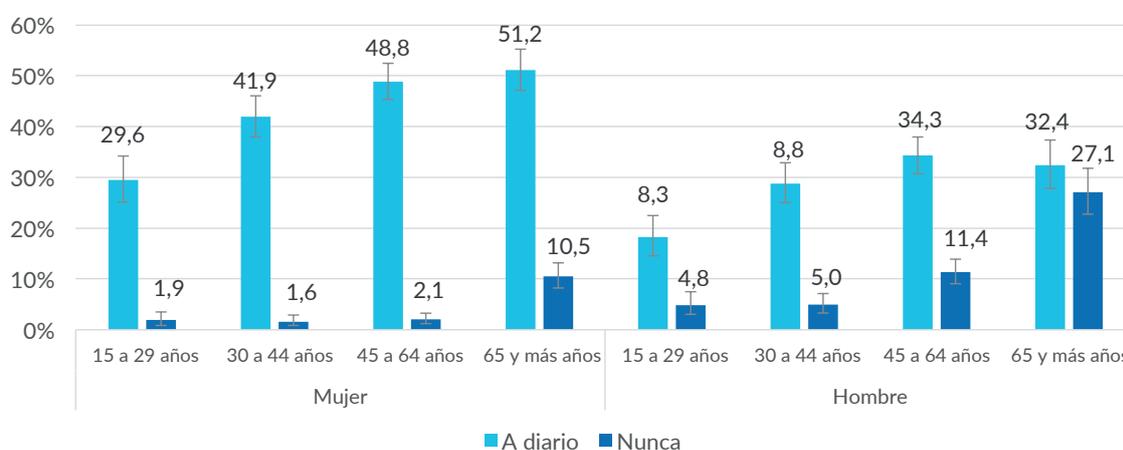
Gráfica 7. Prevalencias de dedicación a los trabajos de reparación del hogar y cuidado de plantas y animales según frecuencia, por sexo (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por sexo y grupos de edad (**gráfica 8**) centrándonos en las frecuencias extremas (a diario y nunca) de realización de las labores “básicas” de cuidado del hogar y alimentación, vemos en primer lugar cómo las mujeres de todos los tramos etarios presentan prevalencias más elevadas que los hombres en realización diaria de limpieza y orden del hogar; en mujeres, se encuentran diferencias significativas entre las más jóvenes con el resto de tramos etarios superiores (a más edad, mayor prevalencia de trabajo de limpieza y orden diario), mientras que entre hombres la prevalencia de trabajo diario también aumenta conforme lo hace la edad, encontrándose diferencias significativas entre los más jóvenes y el resto excepto a partir de los 65 años, cuando la prevalencia de trabajo a diario vuelve a disminuir. En cuanto a la prevalencia de quienes informan no realizar nunca este tipo de tareas, podemos ver en los hombres prevalencias más elevadas que en las mujeres en sus respectivos tramos, aumentando además con la edad y siendo especialmente elevadas en personas de 65 o más años, entre quienes no se observan diferencias estadísticamente significativas respecto a quienes realizan estas tareas a diario (siendo esta casi el triple que las mujeres de su mismo tramo de edad). En mujeres se observan diferencias significativas entre las mayores de 65 años y el resto, siendo este tramo en el que con más frecuencia informan no realizar nunca estas actividades.

Gráfica 8. Prevalencia de limpiar y ordenar a diario y nunca según grupos etarios, por sexo (tasas e IC95%)

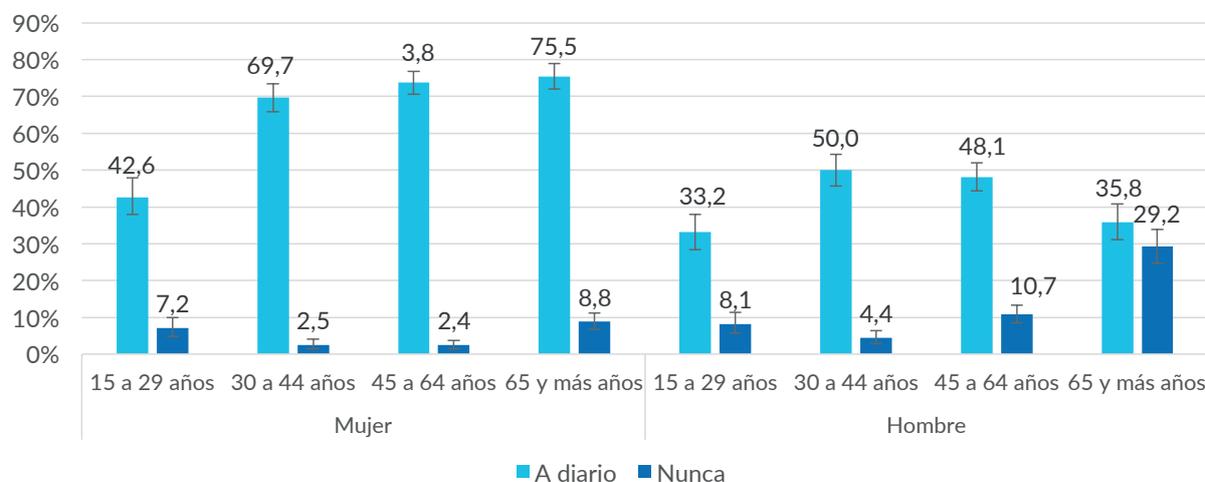


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la actividad de preparar alimentos y cocinar (**gráfica 9**), se observan diferencias estadísticamente significativas entre los respectivos tramos etarios de cada sexo en las prevalencias de realización diaria, siendo dichas prevalencias mucho más elevadas en mujeres que en hombres y encontrando diferencias más marcadas respecto a los hombres conforme aumenta la edad, aunque entre mujeres de 15 a 29 años y hombres de esa misma edad las diferencias no son estadísticamente significativas, a pesar de que esta sea de casi 9 puntos porcentuales. Entre hombres se encuentran las prevalencias más elevadas en el grupo de 30 a 44 años, aunque las diferencias solo son significativas entre los grupos etarios extremos respecto a los dos intermedios. En mujeres se observa una relación directa entre la edad y la realización diaria de estas tareas (a más edad mayor prevalencia de trabajo diario), encontrándose diferencias significativas entre las más jóvenes con el resto de grupos de edad. En lo que se refiere a quienes no realizan nunca estas tareas, vemos diferencias estadísticamente significativas entre hombres de 45 a 64 años y de 65 o más años respecto a las mujeres de esa edad, siendo estas diferencias especialmente acusadas en mayores de 65 años. Se puede apreciar que sólo el 8,8% de las mujeres nunca prepara ni cocina alimentos, mientras que en hombres de esa edad la prevalencia alcanza el 29,2%.



Gráfica 9. Prevalencia de cocinar y preparar alimentos a diario y nunca según grupos etarios, por sexo (tasas e IC95%)

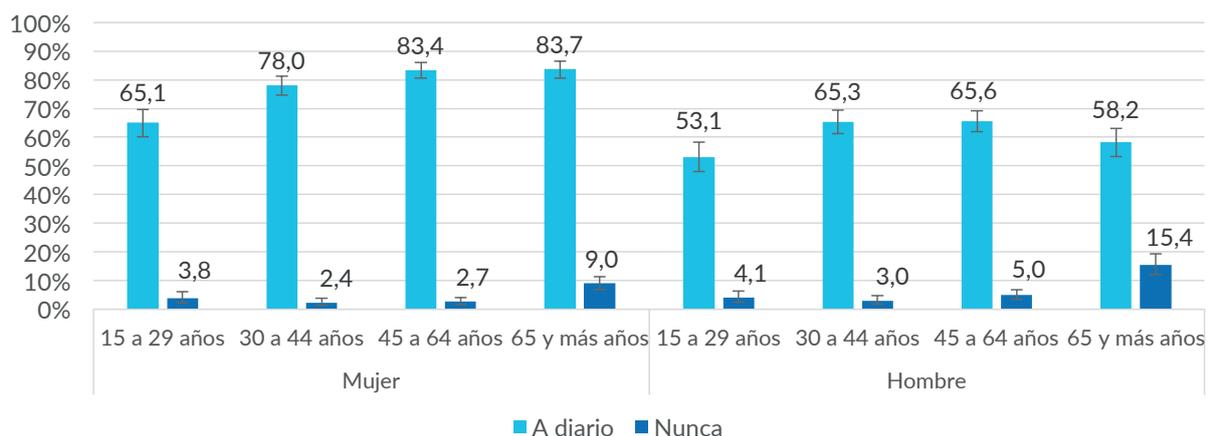


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a comprar alimentos, no se encuentran diferencias significativas entre hombres y mujeres en sus respectivos tramos de edad, en ninguna de las frecuencias de realización consultadas, pues las prevalencias son muy similares entre ambos, si bien, la realización diaria de estas tareas aumenta con la edad.

Sobre las tareas de fregar y recoger la cocina (**gráfica 10**) se encuentra que de nuevo son las mujeres de todos los tramos de edad quienes mayores prevalencias de trabajo a diario presentan, siendo significativas las diferencias respecto a los hombres del mismo grupo de edad, observándose diferencias más grandes según aumenta la edad. De hecho, es reseñable que las prevalencias alcanzan más del 80% en mujeres que realizan estas tareas de manera diaria en los tramos de 45 a 65 y más años. Se debe señalar que, en las mujeres, la prevalencia de dedicación diaria a la tarea es mayor en las edades más elevadas, mientras que en los hombres lo es en los dos grupos intermedios.

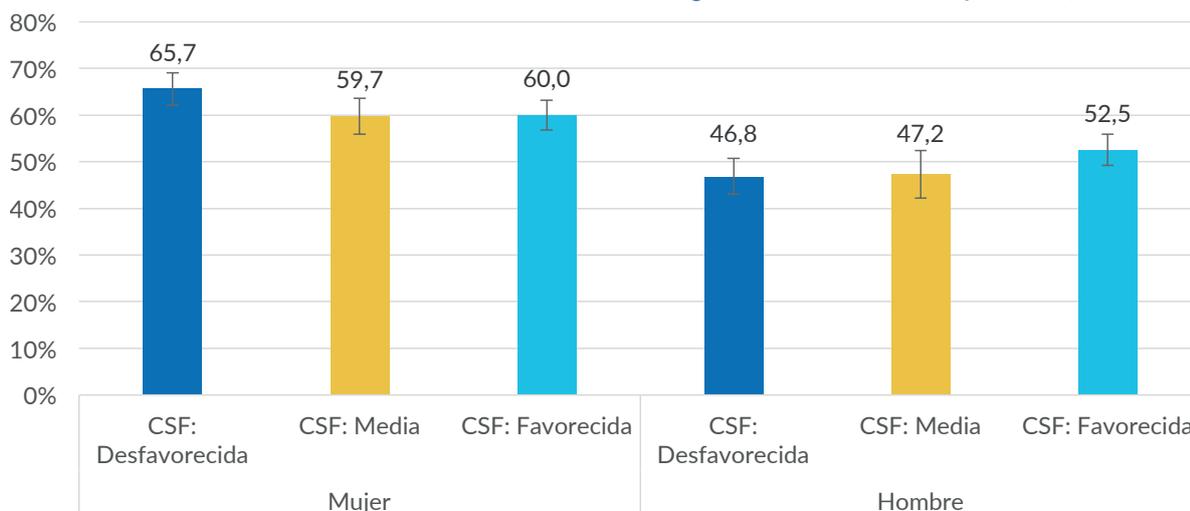
Gráfica 10. Prevalencia de fregar y recoger la cocina a diario y nunca según grupos etarios, por sexo (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si observamos ahora (**gráfica 11**) lo que ocurre si tenemos en cuenta, además del sexo, otras variables socioeconómicas, y utilizando en este caso las variables dependientes recodificadas (agrupadas por áreas y con las opciones de respuesta dicotomizadas de la manera que se expone en la metodología), y centrándonos en el primer grupo, vemos que por clase social las mujeres reducen el tiempo diario o semanal de dedicación a las tareas de alimentación y mantenimiento del hogar según mejora su clase ocupacional, mientras que en los hombres ocurre lo contrario. Igualmente, las prevalencias de dedicación habitual a este tipo de trabajos son significativamente mayores en las mujeres que en los hombres en todos los casos.

Gráfica 11. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana según clase social familiar, por sexo (tasa e IC95%)

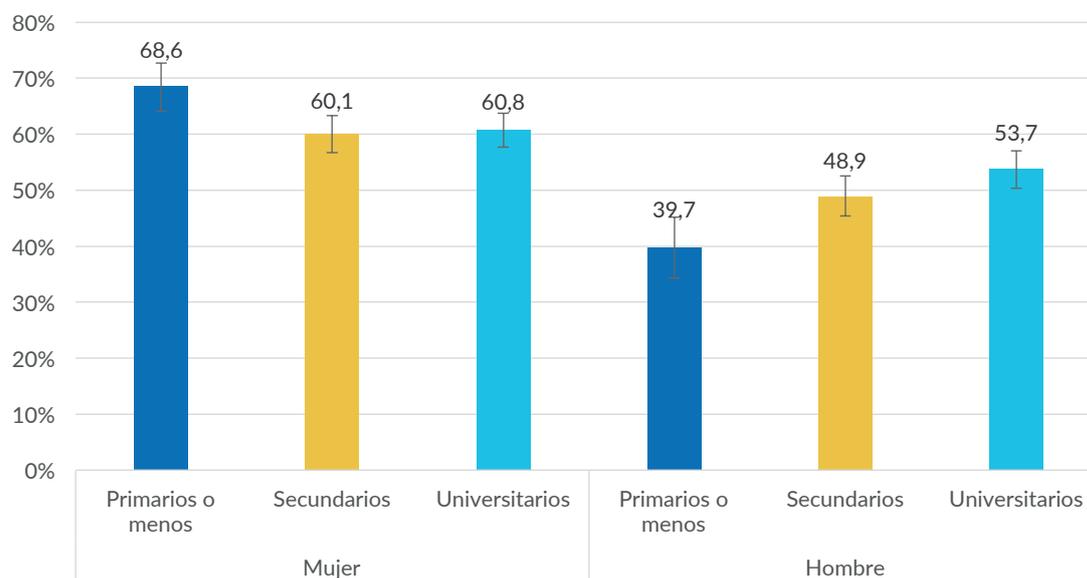


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto al nivel de estudios ocurre lo mismo: más del 68% de las mujeres con estudios primarios o menos se dedican habitualmente a este tipo de tareas domésticas, reduciéndose esta cifra al 60% en aquellas con niveles secundarios y universitarios (siendo estas diferencias significativas), mientras los hombres dedican progresivamente más tiempo a estas tareas según aumenta su nivel de estudios, siendo también significativas las diferencias entre quienes tienen estudios primarios o menos y el resto. Como se observa en la **gráfica 12**, las mujeres se dedican habitualmente a estas tareas con más frecuencia que los hombres, sea cual sea su nivel educativo, siendo las diferencias en todos los casos estadísticamente significativas.



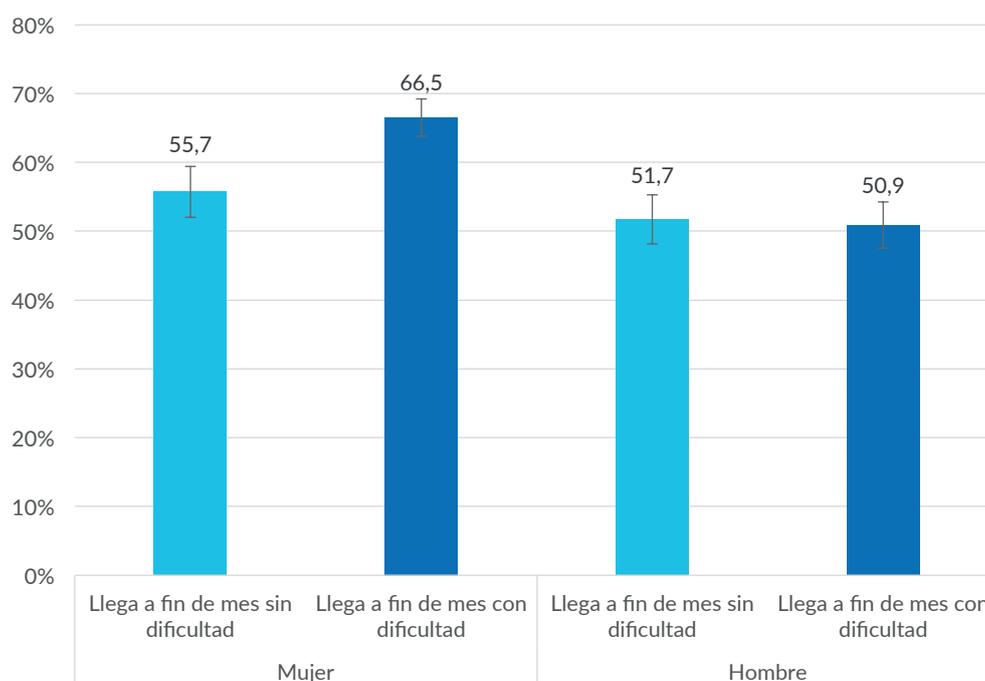
Gráfica 12. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según nivel de estudios, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre hombres y mujeres que llegan a fin de mes sin dificultad (**gráfica 13**) no se encuentran diferencias significativas en cuanto a la realización de estas tareas frecuentemente. Tampoco se hallan entre hombres tengan o no estas dificultades, aunque sí entre sexos cuando se presentan dificultades económicas, así como entre las mujeres.

Gráfica 13. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según dificultad para llegar a fin de mes, por sexo (tasa e IC95%)



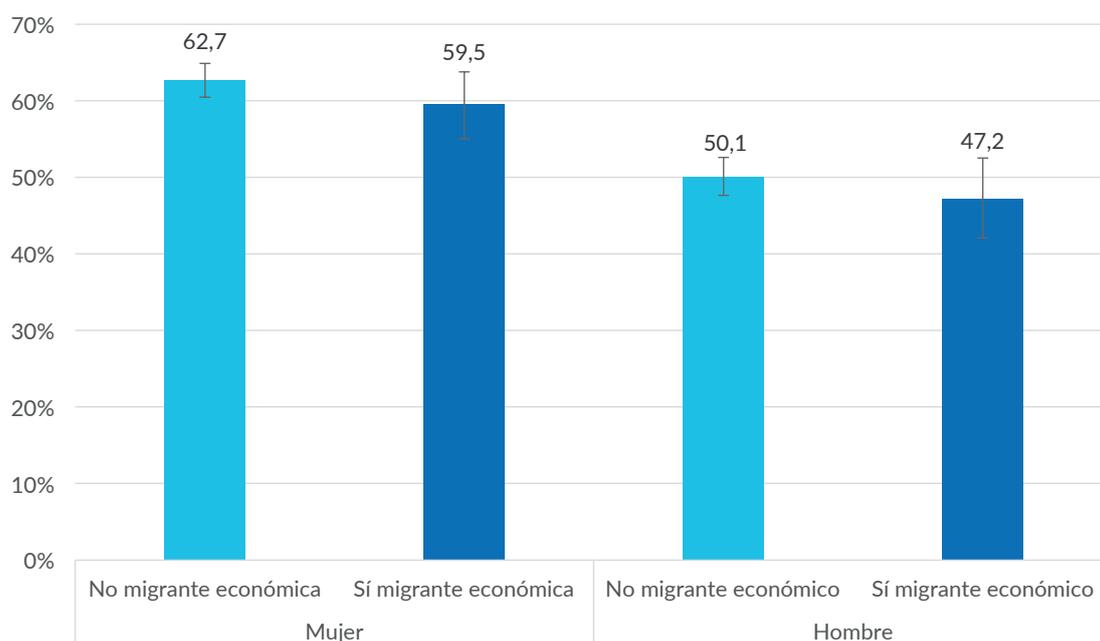
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

Por grupos de distrito se encuentran diferencias significativas entre hombres (rondando el 50% en todos, excepto los que viven en distritos de desarrollo menor, con una prevalencia del 46%) y mujeres (con prevalencias aproximadas al 63%, siendo menores en las que residen en los distritos de mayor nivel de desarrollo), ni encontrándose diferencias en el intragrupo.

Con respecto al estatus migratorio, podemos ver diferencias significativas entre hombres y mujeres, siendo más altas las prevalencias de trabajo habitual en el caso de ellas, sean o no migrantes, mientras que estas diferencias no se encuentran entre mujeres ni entre hombres. Parece, además, que tanto hombres como mujeres migrantes tienen unas prevalencias de dedicación habitual algo menores que quienes no son migrantes (**gráfica 14**).

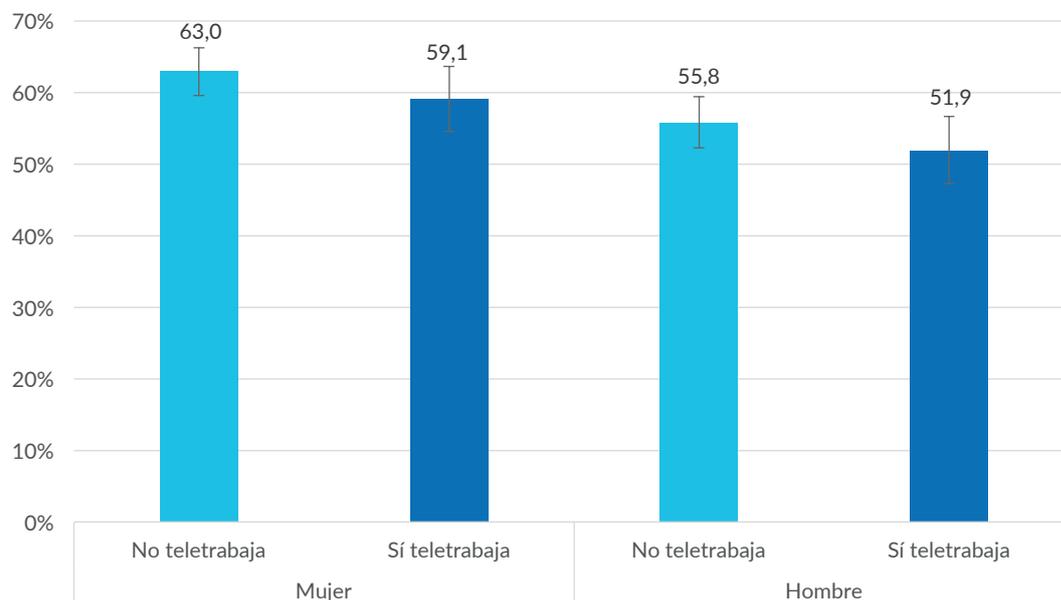
Gráfica 14. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según estatus migratorio, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

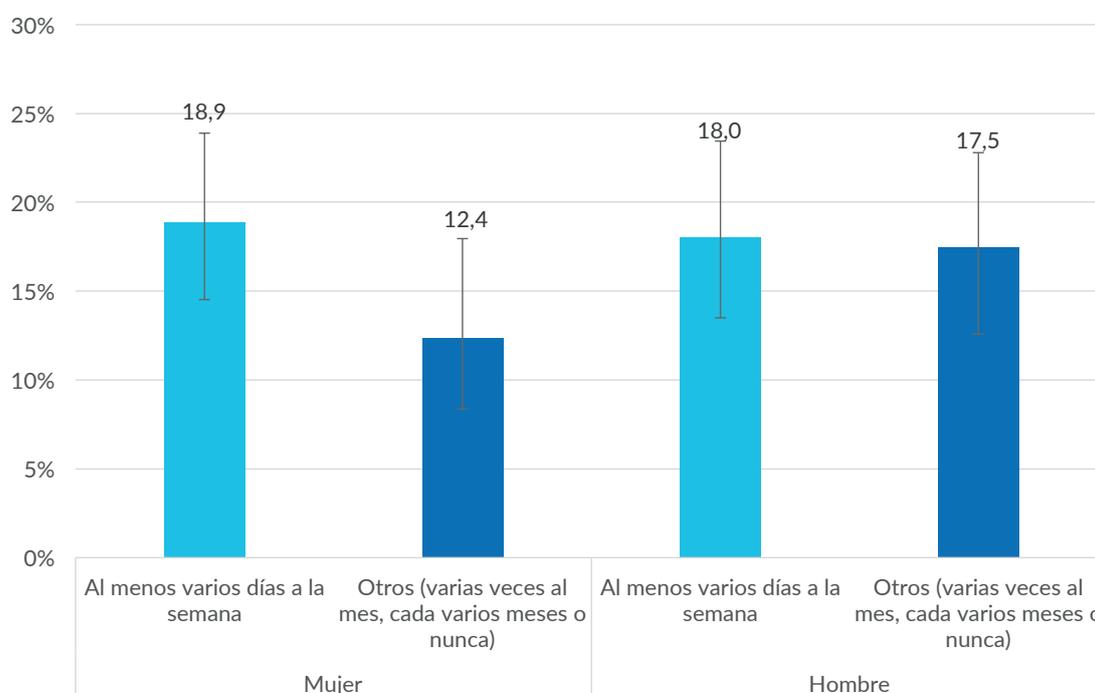
Por otro lado, con relación a si teletrabajan o no, parece que ni en hombres ni en mujeres el hecho de trabajar en remoto se traduce en diferencias significativas a la hora de realizar esas tareas respecto a quienes no teletrabajan (**gráfica 15**); sin embargo, si observamos lo que ocurre en la **gráfica 16**, tomando la satisfacción con el teletrabajo como variable dependiente del tiempo dedicado a las tareas reproductivas básicas, observamos que mientras la insatisfacción permanece prácticamente invariable para los hombres, dediquen el tiempo que dediquen a estas labores, en las mujeres hay una diferencia de más de 6 puntos porcentuales a favor de la insatisfacción con el teletrabajo en las que realizan actividades del mantenimiento del hogar de manera habitual, aunque estas diferencias no son estadísticamente significativas, muy probablemente por la escasez de muestra resultante.

Gráfica 15. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según modalidad de trabajo, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

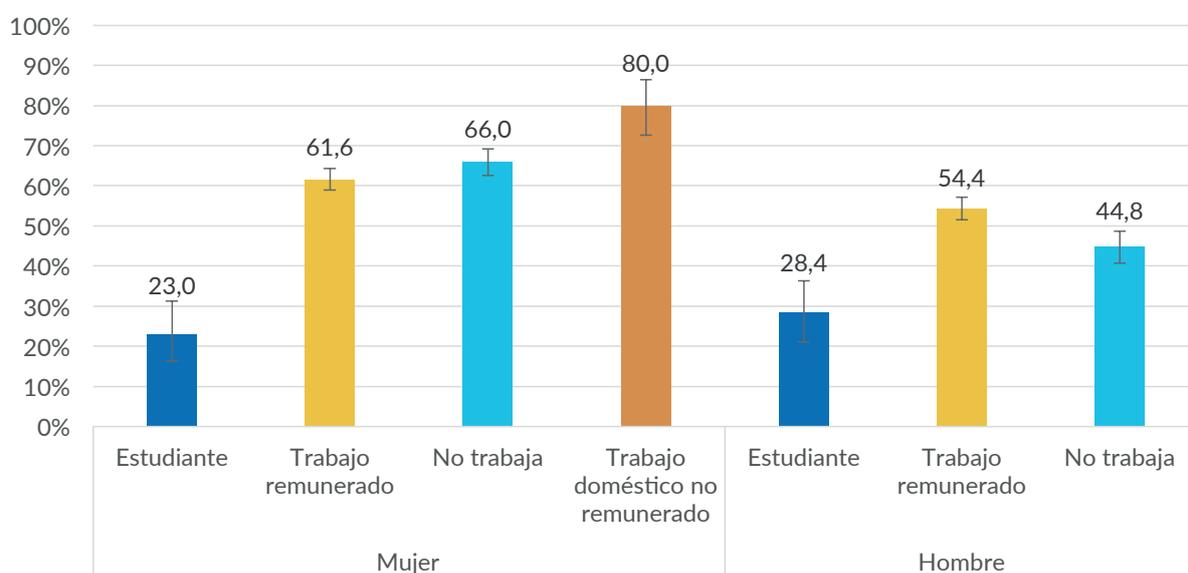
Gráfica 16. Prevalencia de insatisfacción con el teletrabajo según frecuencia con la que se realizan las tareas de mantenimiento y función de alimentación del hogar, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por situación laboral, observamos en la **gráfica 17** que son las mujeres que se dedican al trabajo doméstico no remunerado las que presentan mayores prevalencias de dedicación habitual al trabajo reproductivo relacionado con las tareas básicas de mantenimiento del hogar y de alimentación, con una prevalencia del 80%, seguidas, por orden, de quienes afirman no trabajar y quienes sí tienen un trabajo remunerado (con diferencias significativas respecto a las primeras), mientras que las que presentan una menor prevalencia de dedicación habitual son las estudiantes, con diferencias estadísticamente significativas respecto al resto de mujeres. Por su parte, los hombres que afirman con más frecuencia realizar habitualmente estas tareas son aquellos que tienen un trabajo remunerado, seguido de quienes afirman no trabajar y, por último, los estudiantes, encontrándose diferencias significativas entre todos ellos. Entre sexos se encuentran también diferencias significativas entre cada situación laboral, excepto en el caso de los y las estudiantes, que presentan prevalencias muy similares.

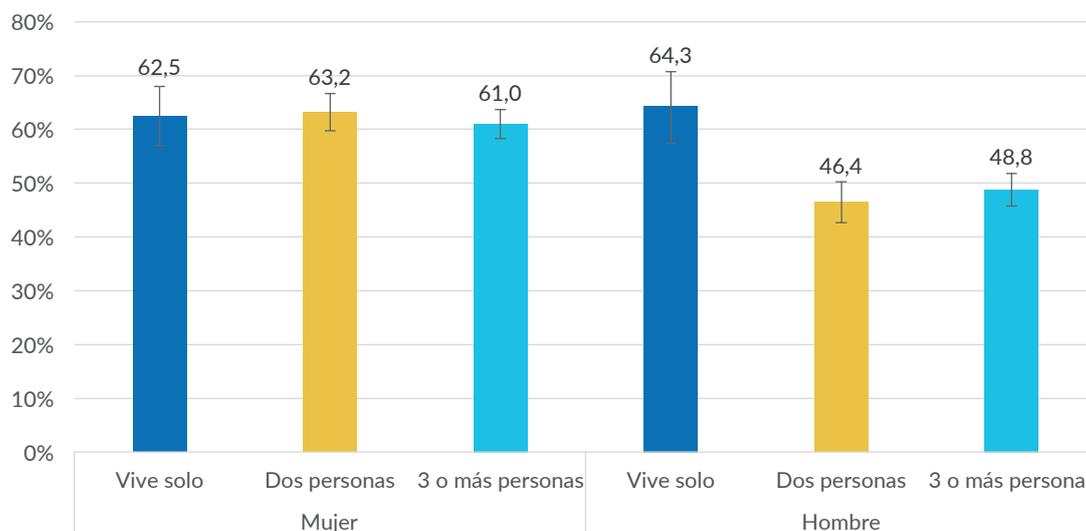
Gráfica 17. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según situación laboral, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a número de personas que conviven en el hogar, en el caso de las mujeres, la prevalencia de dedicación habitual a las tareas de mantenimiento y alimentación son muy similares sea cual sea el número de convivientes, mientras que en hombres hay una clara diferencia entre quienes viven solos, (cuya prevalencia se equipara a las de las mujeres) reduciéndose hasta en 20 puntos porcentuales cuando comparten el hogar con más de una persona (**gráfica 18**).

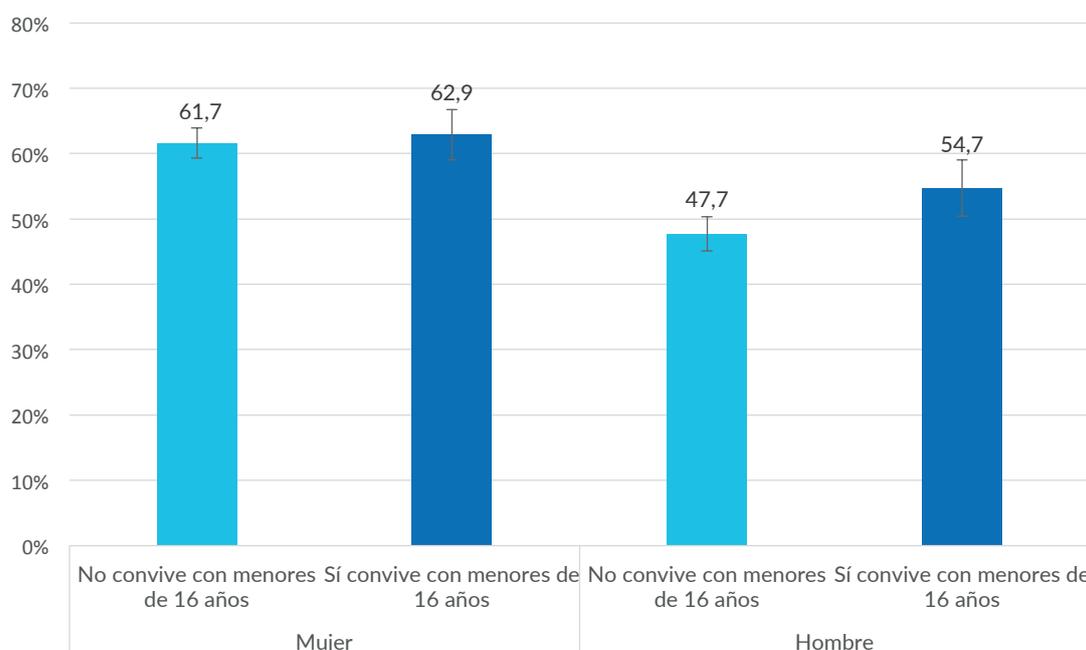
Gráfica 18. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según personas convivientes en el hogar, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo relativo a la convivencia con menores de 16 años en el hogar vemos que en las mujeres este hecho no supone un gran cambio en cuanto a la frecuencia de realización de esas tareas, mientras que, en el caso de los hombres, el hecho de convivir con niños y niñas sí aumenta la prevalencia de dedicación habitual a ellas, siendo las diferencias entre ellos significativas. Como se observa en la **gráfica 19**, las prevalencias de las mujeres son significativamente más elevadas que las de los hombres, en cualquier caso.

Gráfica 19. Prevalencia de realización de actividades relacionadas con el mantenimiento del hogar y la función de alimentación al menos varias veces a la semana, según la existencia de menores de 16 años conviviendo en el hogar, por sexo (tasa e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si nos centramos ahora en lo que ocurre con aquellas actividades reproductivas que suceden normalmente fuera del hogar, como son las gestiones económicas (**tabla 1**), tanto propias como de otras personas, se observa que en general los hombres presentan mayores prevalencias de dedicación habitual a este tipo de tareas que las mujeres, encontrándose diferencia entre hombres y mujeres de clase favorecida y desfavorecida, estudios universitarios y primarios o menos, sin estatus de migrante, entre hombres y mujeres que no teletrabajan, entre aquellos/as que conviven con dos personas o más y tengan o no hijos/as, lleguen o no a final de mes, y sea cual sea su situación laboral. Entre mujeres se encuentran diferencias significativas en la medida en que mejora su situación socioeconómica (por ejemplo, vemos como aquellas con estudios universitarios y clase familiar favorecida dedican más tiempo a estas tareas que quienes tienen estudios primarios o menos y pertenecen a una clase familiar desfavorecida), mientras que en los hombres no se encuentran diferencias significativas en ningún caso excepto entre quienes llegan o no a fin de mes, siendo mayores las prevalencias en aquellos que llegan sin dificultad. Respecto al teletrabajo vemos que el hecho de teletrabajar o no hacerlo no implica diferencias significativas en el intragrupo para el tiempo dedicado a estas tareas, aunque los hombres siguen presentando prevalencias más elevadas. Respecto a la satisfacción con el trabajo en remoto (nuevamente ahora como variable dependiente del tiempo dedicado a estas tareas) (**tabla 2**) tampoco se observan diferencias estadísticamente significativas, aunque entre hombres sí se da cierta diferencia de unos cuatro puntos porcentuales, siendo la prevalencia de insatisfacción más elevada en aquellos que no se dedican habitualmente a este tipo de tareas domésticas.

Tabla 1. Prevalencia de realización habitual (al menos varias veces a la semana) de gestiones (bancos, impuestos...) propias o de otros/as según distintas variables socioeconómicas, por sexo (tasas e IC95%)

Variables		Sexo	n	N	Prevalencia	IC95%
Clase Social Familiar	Desfavorecida	Mujer	83	700	11,8%	9,5-14,3
		Hombre	119	627	19,0%	16,1-22,2
	Media	Mujer	83	591	14,1%	11,4-17,0
		Hombre	74	358	20,7%	16,7-25,1
	Favorecida	Mujer	142	876	16,2%	13,9-18,8
		Hombre	213	860	24,7%	22,0-27,7
Nivel de estudios	Primarios o menos	Mujer	40	431	9,3%	6,8-12,3
		Hombre	55	288	19,0%	14,9-23,9
	Secundarios	Mujer	112	786	14,2%	11,9-16,8
		Hombre	136	730	18,6%	15,9-21,6
	Universitarios	Mujer	160	987	16,2%	14,0-18,6
		Hombre	215	841	25,6%	22,7-28,6
Grupo de distritos	Menor desarrollo	Mujer	58	421	13,8%	10,7-17,3
		Hombre	67	344	19,6%	15,6-23,9
	Medio-bajo	Mujer	93	726	12,9%	10,5-15,4
		Hombre	128	637	20,1%	17,1-23,3
	Medio-alto	Mujer	95	611	15,5%	12,8-18,6
		Hombre	127	546	23,3%	19,9-26,9
	Mayor desarrollo	Mujer	66	449	14,7%	11,7-18,2
		Hombre	85	333	25,4%	21,1-30,4
Estatus migratorio	No migrante económico	Mujer	256	1.737	14,7%	13,1-16,5
		Hombre	347	1.524	22,8%	20,7-24,9
	Migrante económico	Mujer	56	470	12,0%	9,2-15,1
		Hombre	60	336	17,8%	14,0-22,2



Dificultad para llegar a fin de mes	Sí	Mujer	154	1.139	13,5%	11,6-15,6
		Hombre	156	824	18,9%	16,4-21,7
	No	Mujer	111	672	16,5%	13,9-19,5
		Hombre	192	739	26,0%	22,9-29,2
Situación laboral	Estudiante	Mujer	3	121	2,1%	0,7-6,5
		Hombre	7	131	5,1%	2,4-10,2
	Trabajo remunerado	Mujer	196	1.216	16,2%	14,1-18,3
		Hombre	258	1.151	22,4%	20,1-24,9
	No trabaja	Mujer	95	745	12,8%	10,5-15,3
		Hombre	141	571	24,7%	21,3-28,4
	Trabajo doméstico no remunerado	Mujer	18	121	14,6%	9,4-22,0
	Menores de 16 años en el hogar	Sí	Mujer	209	591	13,0%
Hombre			120	497	24,2%	20,5-28,1
No		Mujer	102	1.616	17,3%	14,4-20,5
		Hombre	287	1.364	21,0%	18,9-23,3
Convivencia	Vive solo/a	Mujer	48	281	17,2%	13,0-21,8
		Hombre	34	189	18,0%	13,0-23,9
	2 personas	Mujer	79	718	10,9%	8,9-13,4
		Hombre	149	642	23,2%	20,1-26,6
	3 o más personas	Mujer	184	1.194	15,4%	13,4-17,5
		Hombre	222	1.017	21,8%	19,4-24,4
Teletrabajo	Sí	Mujer	74	441	16,8%	13,5-20,5
		Hombre	101	432	23,5%	19,6-27,5
	No	Mujer	122	774	15,8%	13,3-18,5
		Hombre	157	719	21,8%	18,9-25,0

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tabla 2. Prevalencias de insatisfacción con el teletrabajo según frecuencia de dedicación a gestiones (bancarias, impuestos...) propias o de otros/as, por sexo (tasas e IC95%)

Variables		Sexo	n	N	Prevalencia	IC95%
Trabajo reproductivo: Gestiones (bancos, impuestos...) propias o de otros/as	Al menos varios días a la semana/ Habitual	Mujer	13	74	17,5%	10,2-27,4
		Hombre	14	100	13,9%	8,3-21,8
	Otros/No habitual	Mujer	60	367	16,2%	12,8-20,4
		Hombre	59	331	17,9%	14,0-22,2

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Como se ha comentado antes, uno de los objetivos de este trabajo ha sido averiguar si el mayor tiempo de dedicación a estas tareas influye en el estado de salud tanto física como mental de las personas. Sin embargo, al observar los datos reflejados en la **tabla 3**, comprendemos que solo se encuentran diferencias estadísticamente significativas en el padecimiento de enfermedades crónicas relacionadas con el dolor, siendo la prevalencia de estas enfermedades más elevada en aquellas personas que se dedican habitualmente a los trabajos reproductivos básicos del hogar (mantenimiento y gestión de la alimentación) respecto a aquellas que no lo hacen de manera habitual; en el resto de variables no se encuentran esas diferencias.

Tabla 3. Prevalencias de distintos problemas de salud según frecuencia de realización de tareas de mantenimiento del hogar y alimentación (prevalencias e IC95%)

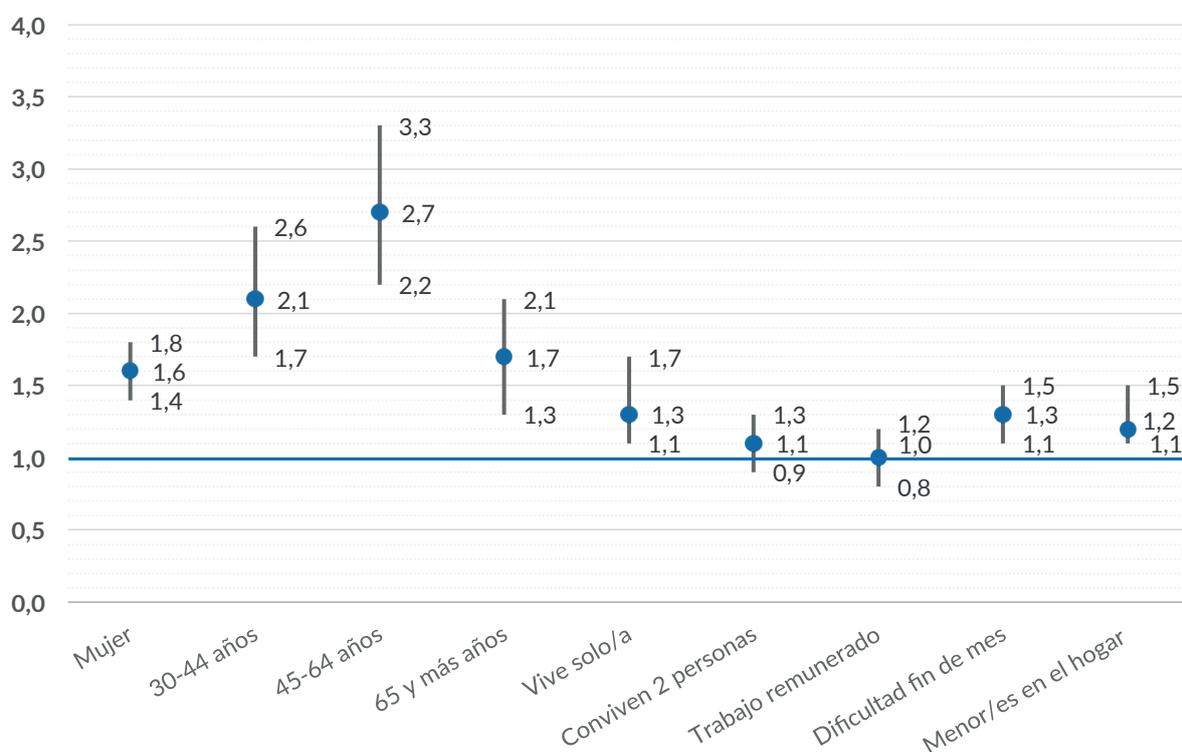
Variables independientes relacionadas con la salud	Frecuencia de dedicación al trabajo de mantenimiento del hogar y alimentación	n	N	Prevalencia	IC95%
Al menos una enfermedad o problema crónico de salud	Habitual	1.645	2.308	71,3%	69,4-73,1
	No habitual	1.208	1.791	67,5%	65,3-69,6
Al menos una enfermedad crónica relacionada con dolor (artrosis, dolor cervical, lumbar, migraña)	Habitual	933	2.347	39,8%	37,8-41,7
	No habitual	630	1.815	34,7%	32,5-36,9
Al menos un problema crónico de alta AVAD y/o factor de riesgo cardiovascular	Habitual	936	2.359	39,7%	37,7-41,7
	No habitual	695	1.829	38,0%	35,8-40,2
Ansiedad crónica	Habitual	221	2.359	9,4%	8,2-10,6
	No habitual	152	1.827	8,3%	7,1-9,7
Depresión	Habitual	221	2.357	9,4%	8,2-10,6
	No habitual	158	1.828	8,6%	7,4-10,0
GHQ-12: mala salud mental	Habitual	501	1.824	27,5%	25,5-29,6
	No habitual	398	1.377	28,9%	26,6-31,3
WHO-5: bajo bienestar	Habitual	66	516	12,8%	10,1-15,9
	No habitual	47	398	11,9%	8,9-15,3
Mala autopercepción del estado de salud	Habitual	683	2.337	29,2%	27,4-31,1
	No habitual	524	1.773	29,5%	27,5-31,7
Perspectiva de futuro: pesimista	Habitual	1.072	2.317	46,3%	44,2-48,3
	No habitual	812	1.756	46,2%	43,9-48,6
Soledad frecuente	Habitual	324	2.331	13,9%	12,5-15,3
	No habitual	238	1.763	13,5%	12,0-15,2
Soledad percibida como desagradable	Habitual	452	1.951	23,2%	21,3-25,1
	No habitual	374	1.437	26,0%	23,8-28,3
Vida social: insatisfecho/a	Habitual	317	2.340	13,5%	12,2-15,0
	No habitual	231	1.775	13,0%	11,5-14,6
Apoyo social: no puede contar con nadie	Habitual	65	2.340	2,8%	2,2-3,5
	No habitual	40	1.775	2,3%	1,6-3,0

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tras elaborar los análisis descriptivos, se explora el efecto que tiene cada una de las variables socioeconómicas utilizadas en las variables dependientes (agrupadas en cada una de las 4 áreas) mediante análisis bivariantes que nos ofrecen los riesgos brutos que presenta cada una de ellas en la realización habitual de cada tipo de trabajo doméstico. Tras esto, las variables que muestran *odds ratio* significativas en los bivariantes se incluyen en un posterior análisis multivariante que permite conocer los riesgos ajustados por el efecto de cada factor independiente.

Así vemos en la **gráfica 20** que los factores que mejor predicen la dedicación habitual al trabajo de mantenimiento del hogar y las funciones alimentarias son, por orden de mayor a menor riesgo: la edad (sobre todo aquellas personas con edades comprendidas entre los 45 y los 64 años) respecto a quienes tienen entre 15 y 29 años, el hecho de ser mujer vs. ser hombre, llegar con dificultad a fin de mes frente a quienes no tienen estas dificultades, vivir solo/a respecto a quienes conviven con 3 o más personas y contar con menores de 16 años en el hogar vs quienes no tienen esta circunstancia.

Gráfica 20. Dedicación diaria o al menos varias veces a la semana al trabajo de mantenimiento del hogar y función de alimentación vs algunos determinantes sociales. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N= 3.544)

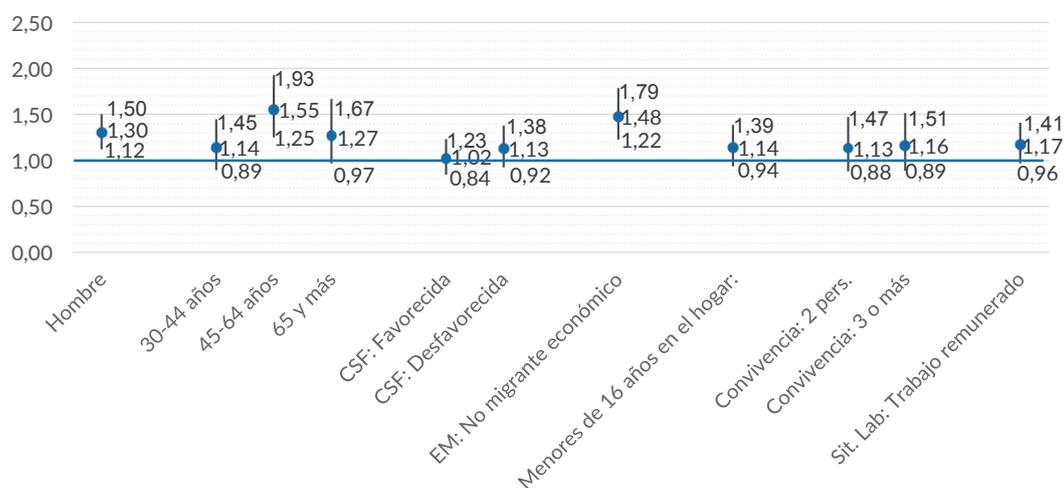


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las categorías que no se muestran son las de referencia; Sexo: hombre; Edad: 15-29 años; Convivencia: tres o más personas convivientes; Situación Laboral (Sit. Lab): No trabajo remunerado; Menores de 16 años en el hogar: No; Fin de mes: sin dificultad

Por su parte, aquellas variables que mejor explican el hecho de hacer compras no alimentarias son: tener entre 45 y 64 años, no ser migrante por motivos económicos y ser hombre (**gráfica 21**).

Gráfica 21. Dedicación diaria o al menos varias veces a la semana a la realización de compras no alimentarias vs algunos determinantes sociales. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N= 4.111)

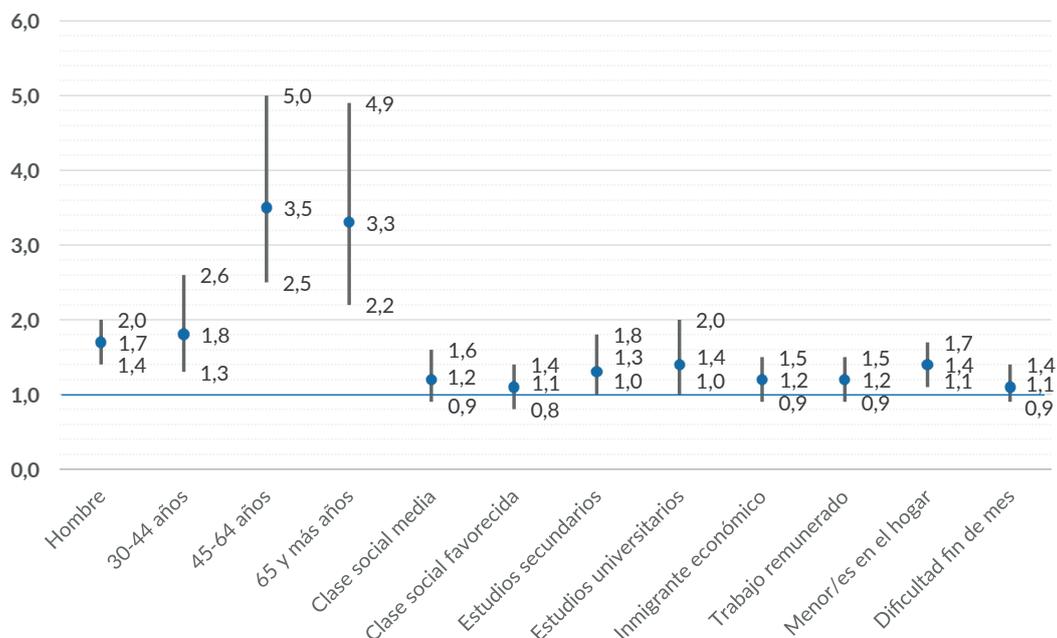


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las categorías que no se muestran son las de referencia; Sexo: Mujer; Edad: 15-29 años; Clase Social Familiar (CSF): Media; Estatus migratorio (EM): Sí migrante económico; Menores de 16 años en el hogar: No; Convivencia: vive solo/a; Situación Laboral (Sit. Lab): No trabajo remunerado

En la **gráfica 22** se observa que las dos únicas variables socioeconómicas y demográficas que explican el hecho de dedicar al menos varios días a la semana a las gestiones en bancos, impuestos, etc. tanto propias como de otras personas son: tener 30 años o más respecto al grupo etario más joven, con una OR más de 3 veces mayor en el grupo de 45 a 64 años, seguido de ser hombre respecto a ser mujer.

Gráfica 22. Dedicación diaria o, al menos, varias veces a la semana a gestiones (bancos, impuestos) propias o de otros/as vs. algunos determinantes sociales. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N= 3.435)



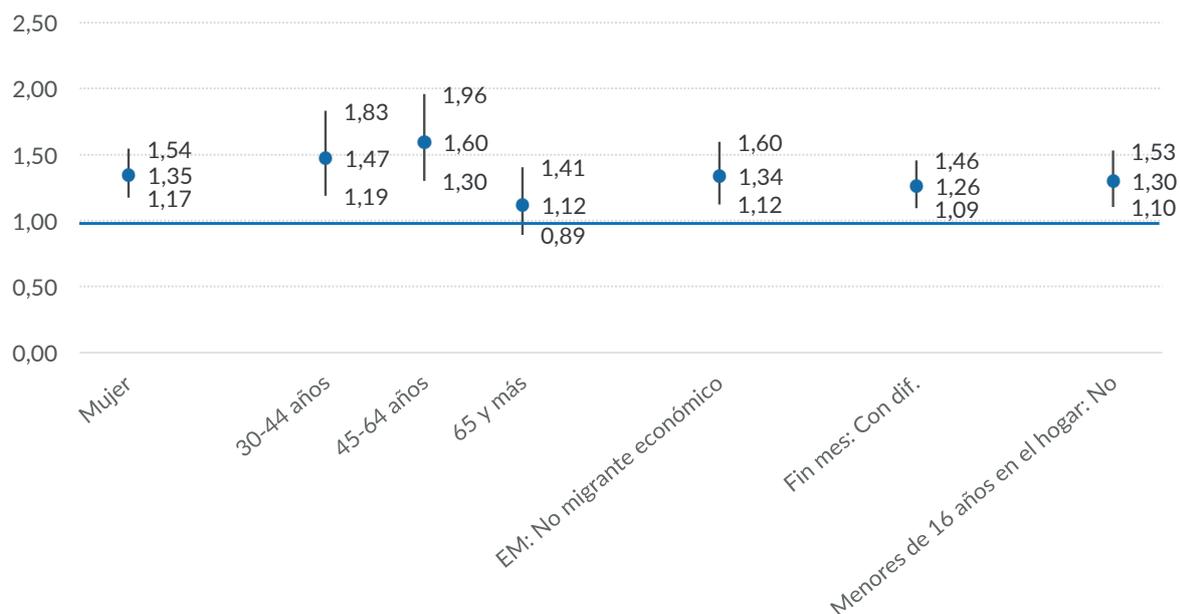
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las categorías que no se muestran son las de referencia; Sexo: Mujer; Edad: 15-29 años; Clase Social Familiar (CSF): Desfavorecida; Nivel de Estudios (NE): Primarios o menos; Estatus migratorio (EM): no migrante económico; Situación Laboral (Sit. Lab): No trabajo remunerado; Menores de 16 años en el hogar: No; Fin de mes: Sin dificultad



Por último, atendiendo a los factores que han presentado más peso a la hora de explicar la dedicación habitual a las labores de reparación, jardinería y cuidado de animales, son, de nuevo tener entre 45 y 64 años, seguido de 30 a 44 años, ser mujer, no tener estatus de migrante económico, no convivir con menores de 16 años y tener dificultades económicas para llegar a fin de mes (**gráfica 23**).

Gráfica 23. Dedicación diaria o al menos varias veces a la semana a reparaciones del hogar y cuidado de plantas y animales vs algunos determinantes sociales. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N= 3.512)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las categorías que no se muestran son las de referencia; Sexo: Hombre; Edad: 15-29 años; Estatus migratorio (EM): Sí migrante económico; Fin de mes: Sin dificultad; Menores de 16 años en el hogar: Sí

Discusión

En general, las mujeres que viven en la ciudad de Madrid llevan a cabo tareas domésticas materiales que se realizan principalmente dentro del hogar (limpieza y orden de la casa, cocinar y preparar alimentos, fregar vajilla y recoger la cocina, reparaciones y cuidado de animales y plantas) de manera más habitual que los hombres, siendo además ellas quienes informan con más frecuencia realizar estas tareas a diario mientras que ellos contestan más a menudo que ellas el no realizarlas nunca. En este sentido, los datos de la Encuesta europea de condiciones de trabajo de 2015⁴ extraídos por el INE en su fracción para España encontraban también estas diferencias entre hombre y mujeres en la dedicación diaria a las tareas de cocinar y realizar tareas domésticas, mostrando que mientras el 32,9% de los hombres respondían hacerlas diariamente, el porcentaje llegaba al 77,5% en las mujeres, más del doble que sus pares varones. Por su parte, de la Encuesta europea de calidad de vida de 2016¹³ se extrajo un porcentaje del 93% para las mujeres que afirmaban dedicarse al menos varias veces a la semana a los trabajos domésticos no remunerados, mientras que la prevalencia de hombres que afirmaban lo mismo era de 60%; si bien hay que señalar que ninguna de estas dos encuestas distingue las distintas tareas domésticas materiales o las separan por áreas (preguntan directamente por “cocinar/tareas del hogar”), aunque las opciones de respuesta sí son las mismas que en el caso de la ESCM'21, y se dirigen a personas mayores de 18 años mientras que nuestra encuesta incluye a aquellas a partir de los 15. También se encuentra un mayor tiempo (en este caso medido en horas) dedicado a estas tareas de mantenimiento del hogar por parte de las mujeres en la investigación llevada a cabo por el Instituto aragonés de la mujer¹⁵. Tal y como señalan otras investigaciones¹⁶, mientras las mujeres dedican en el cómputo de horas global más tiempo al trabajo reproductivo que los varones, si se analiza detalladamente cada tipo de tarea vemos en nuestros resultados que hay

Volver al Índice

labores que siguen estando eminentemente feminizadas, como las mencionadas anteriormente, en las que la brecha entre hombres y mujeres sigue siendo acusada, mientras otras que principalmente se realizan fuera del hogar, como son las compras (tanto de alimentos como de otros artículos y bienes) y las tienen que ver con roles históricamente más masculinizados, como pueden ser las gestiones económicas, las prevalencias de realización habitual son muy similares entre ambos sexos, o bien ligeramente más elevadas en ellos, como en el caso de las gestiones económicas.

También es interesante comparar los resultados obtenidos para la ciudad de Madrid respecto al trabajo realizado por Mariángeles Durán en la Comunidad de Madrid hace 15 años para observar la evolución de la corresponsabilidad en las principales tareas domésticas (sin olvidar que las encuestas se dirigen a distintas unidades territoriales). Así vemos que en cuanto a las tareas de limpieza, ordenar, planchar... las mujeres han reducido su dedicación diaria (del 54% al 44%) mientras que los hombres parecen haber aumentado (del 21% al 29%), también es remarcable que la cantidad de hombres que afirmaban no realizarlas nunca se ha reducido hasta en un 16%. En cuanto a la preparación de alimentos y cocinarlos diariamente, se presenta la misma tendencia: en las mujeres se reduce la dedicación diaria (de 74% a 68%) y en hombres aumenta (del 26% al 43%) mientras se reduce la prevalencia de los que afirman no hacerlo nunca (del 33% al 12%). Sobre limpiar la vajilla y recoger la cocina, se observa también que la prevalencia de dedicación diaria se reduce, aunque en menor medida que en el resto de tareas (del 82% al 79%) mientras que en hombres se observa el mayor aumento, casi el doble (de 36% al 62%) y una disminución drástica en la prevalencia de no hacerlo nunca (del 27% al 6,3%). En cuanto a la compra de alimentos, tarea que se realiza principalmente de manera semanal, vemos que las diferencias entre hombres y mujeres se han reducido en estos 15 años hasta ser imperceptibles, pasando la dedicación semanal en ellas del 63% al 55% y en hombres del 51% al 56%. Sobre la realización de gestiones, vemos que en la dedicación más frecuente (al menos varias veces al mes), la prevalencia ha disminuido tanto en hombres como en mujeres (del 55% al 42% en ellos y del 50% al 39% en ellas), mientras que la distribución entre sexos de quienes afirman no realizarlas nunca sigue siendo prácticamente la misma que hace 15 años (20% en las mujeres tanto ahora como hace 15 años, y del 13% al 12% en los hombres). En resumen, vemos que las mujeres han reducido su dedicación habitual a las tareas domésticas, sobre todo a las más feminizadas, mientras que los hombres han ido asumiendo más trabajo habitual en este sentido, aunque siguen siendo las mujeres quienes aún a día de hoy se dedican con más frecuencia a ellas.

Nuestros resultados también muestran que conforme aumenta la edad, las mujeres se dedican a diario más frecuentemente a las tareas de cuidado del hogar y de funciones alimenticias, encontrándose diferencias significativas respecto a sus pares varones en todos los tipos de actividad y en todas las edades, mientras que en ellos, aunque también se da cierta relación directa entre edad y dedicación diaria a estas tareas, en mayores de 65 la prevalencia vuelve a disminuir, lo que podría indicar que los hombres de generaciones más jóvenes han ido asumiendo paulatinamente estas responsabilidades (si bien, no al nivel de sus pares femeninos, encontrándonos aún lejos de la igualdad real), mientras que en edades más elevadas estas desigualdades siguen encontrándose de manera frecuente y acusada, algo que puede apoyarse en lo hallado en otras investigaciones como la de Tito-Gil sobre el contrato de género igualitario¹⁰.

Por otro lado, también podemos afirmar que mientras en ellas se observa una tendencia a disminuir el tiempo dedicado a estos trabajos según mejora su situación económica y social (clase social, nivel de estudios, llegar sin dificultad a fin de mes, trabajo remunerado, aunque no así entre estatus migratorio ni grupo de distritos), en ellos ocurre al contrario, observándose que a clase social más favorecida, mayor nivel de estudios y mejor situación laboral (trabajo remunerado), mayor es el tiempo dedicado a las tareas de mantenimiento del hogar, excepto en la dificultad para llegar a fin de mes, en las que informen o no de dificultad, ellos dedican un tiempo similar; si bien, de nuevo, las prevalencias de las mujeres, aún en las situaciones más favorecidas siguen siendo más elevadas que las de los hombres, en línea con lo que encuentran también otras investigaciones¹⁰.

Respecto a las tareas que se realizan principalmente fuera del hogar como las gestiones económicas, se observa en nuestros resultados que mientras los hombres, sea cual sea su condición socioeconómica, se dedican con mayor frecuencia que las mujeres a estas tareas de manera habitual, en ellas se encuentran mayores prevalencias conforme mejora su clase social y su nivel de estudios, lo que puede indicar también que esta sea una tarea históricamente masculinizada, pues requiere de una educación tanto reglada como no reglada que normalmente ha ido dirigida a los varones, además de ser una actividad relacionada con la propia situación laboral e ingresos, siendo que las mujeres de clases más desfavorecidas y niveles de estudios más bajos, encuentran mayores dificultades en su acceso al trabajo remunerado que sus pares varones y por tanto, la necesidad de hacer este tipo de labores es menor¹⁵.



Es interesante además reparar en lo que ocurre cuando se tiene en cuenta la estructura del hogar. Así, mientras las mujeres apenas varían en su frecuencia de dedicación al trabajo de mantenimiento del hogar vivan solas o con más personas, en hombres se observa una disminución del tiempo dedicado a estas tareas conforme aumenta el número de convivientes, siendo reseñable que entre mujeres y hombres que viven solos la prevalencia es muy similar (una diferencia de apenas 1,8 puntos porcentuales). Esto podría indicar que, mientras los hombres delegan tareas en el resto de convivientes cuando los hay (o bien perciben una menor responsabilidad en su realización y por tanto, menor motivación para llevarlas a cabo), las mujeres parece que son invariablemente las que asumen estas labores, lo que puede tener que ver con su socialización e identidad de género, y es similar a lo que señalan otras investigaciones en las se encuentra que el contrato igualitario disminuye conforme aumenta el número de personas en el hogar^{15,14}. Por otro lado, en lo relativo a convivir con menores de 16 años (situación que se puede asimilar al hecho de tener hijos/as), los datos de la ESCM '21 muestran que mientras en las mujeres la dedicación habitual a las tareas domésticas es similar, en hombres que tienen hijos es más elevada que en aquellos que no (aunque las mujeres en cualquier caso presentan prevalencias significativamente más elevadas que sus homólogos masculinos), tendencia similar a la hallada por la EWCS en 2016 en cuanto a los hombres, pues en este trabajo sí se encuentran diferencias entre mujeres con y sin hijos⁴.

Por otro lado, el hecho de teletrabajar no parece afectar a la cantidad de tiempo dedicada a las tareas reproductivas (ni las de mantenimiento del hogar ni las relacionadas con gestiones económicas), ni en hombres ni en mujeres, pero el hecho de dedicar más tiempo a estas tareas sí parece afectar a la satisfacción con el mismo en el caso de las mujeres, aunque no se encuentran diferencias significativas debido a la baja muestra y los amplios intervalos de confianza; estudios como los llevados a cabo por Pacheco-Salazar MT, Rivas-Esparza YL, Martínez-Labrín S. muestran datos similares al respecto⁸ y Sánchez-Toledo⁹.

Respecto a la afectación del trabajo doméstico no remunerado en la salud, Titos-Gil¹⁰ señala que parece existir cierta relación entre las metodologías utilizadas en los estudios y las diferencias obtenidas en los resultados. Quizá esta puede ser la razón por la que en los resultados del presente informe no se encuentran diferencias significativas en cuanto a deterioro en la salud ni en hombres ni en mujeres que se dedican de manera habitual al trabajo reproductivo (excepto en aquellas enfermedades que tienen que ver con el padecimiento del dolor). De cara al futuro sería interesante añadir variables como el tipo de jornada laboral (completa o parcial), especificar si se tiene pareja (y el género de la misma) y si se convive con ella, si se tienen hijos/as y si conviven en el mismo hogar (no sólo si hay menores de 16 años conviviendo con ellos/as), mientras que en lo que respecta al trabajo reproductivo en sí, así como introducir preguntas sobre cómo se percibe este y se organiza en el hogar: cómo percibe que es el reparto de tareas domésticas con el resto de convivientes (equilibrado, desequilibrado), cómo siente compaginarlo con su actividad laboral (fácil, difícil) y si cuenta con una persona externa a la familia para la realización de estas tareas, por ejemplo, dado que, como Titos-Gil señala en su revisión, parecen ser elementos diferenciadores en estas investigaciones. Además, como comentábamos en la introducción, otros análisis derivados de esta misma encuesta señalan que precisamente el hecho de dedicarse al trabajo reproductivo no remunerado como principal actividad (siendo estas casi en exclusividad, mujeres) es uno de los factores que mejor predice el curso grave de COVID-19 y el consumo de ansiolíticos, aun ajustándolo por otras variables como la edad y otros determinantes de salud.

En relación con los datos aportados por los análisis multivariantes para cada una de las cuatro grandes áreas de trabajo reproductivo por las que se pregunta en esta encuesta, se observa que los factores que mejor predicen la dedicación habitual al trabajo de mantenimiento del hogar y la función de alimentación son la edad (tener entre 45 y 64 años y entre 30 y 44) seguido de ser mujer, además de llegar con dificultad a fin de mes, convivir con menores de 16 años y vivir solo/a.

Por su parte, las únicas variables que parecen explicar mejor la dedicación habitual a la realización de compras no alimentarias son la edad (de 45 a 64 años), no ser migrante por motivos económicos y ser hombre.

En lo que respecta a las gestiones económicas propias o de otros/as, los factores con mayor peso a la hora de explicar la realización habitual de estas tareas son, de nuevo la edad (tener más de 39 años, pero sobre todo 45 o más, con riesgos hasta 2 veces más elevados que las personas más jóvenes), seguido de ser hombre y convivir con menores de 16 años en el hogar, quedando fuera del modelo explicativo la clase ocupacional, la situación laboral, el nivel de estudios y la dificultad para llegar a fin de mes.



Por último, aquellas variables que mejor explican el hecho de dedicarse, al menos varias veces a la semana, al cuidado de plantas y animales y hacer reparaciones en el hogar son la edad (tener entre 30 y 64 años), ser mujer y no ser migrante económico, seguido de no convivir con menores de 16 años y llegar a fin de mes con dificultad.

En general observamos cómo la brecha en el tiempo dedicado al trabajo reproductivo entre hombres y mujeres sigue siendo profunda, y aunque ellas hayan reducido el tiempo dedicado a estas tareas conforme mejora su situación económica (o aumenta su carga laboral remunerada) y ellos hayan aumentado su dedicación, sobre todo en las generaciones de mediana edad y aquellos con mayor nivel educativo y situaciones socioeconómicas más favorables, no es suficiente para hablar de igualdad entre hombres y mujeres en este sentido. Es interesante ver cómo los resultados evidencian la interseccionalidad en las desigualdades de género, pues estas son más acusadas cuanto más desfavorecida es la situación socioeconómica de la mujer. Además, cabe señalar que, como apuntan otras investigadoras^{11, 15} no todas las tareas reproductivas son iguales, por lo que la distinción entre tipos de tareas es relevante a la hora de analizarlas, ya que se observa cómo ciertas tareas como las de limpieza, orden de la casa y alimentación siguen siendo eminentemente feminizadas, otras como las compras no alimentarias y las gestiones económicas siguen mostrando cierta masculinización.

Conclusiones

- Las mujeres realizan a diario más frecuentemente que los hombres tareas de orden y limpieza del hogar, cocinar alimentos, fregar la cocina y cuidado de plantas, animales y reparaciones. Los hombres generalmente las realizan varias veces a la semana o nunca, aunque unas y otros dedican tiempos muy similares a las compras, tanto de alimentos como de otros artículos.
- En las mujeres la prevalencia de realizar a diario tareas de mantenimiento del hogar y alimentación aumenta con la edad, mientras que en los hombres este aumento se da hasta los 64 años, edad a partir de la cual disminuye de nuevo el tiempo dedicado a estas labores.
- Los determinantes sociales de la salud más desfavorables (clase social desfavorecida, menor nivel de estudios, dificultad para llegar a fin de mes y peor situación laboral) se asocian con una dedicación mayor a los trabajos de mantenimiento del hogar y alimentación en las mujeres, mientras que en hombres ocurre lo contrario, si bien en todos los casos las prevalencias de dedicación a esas labores son más elevadas en las mujeres.
- Los hombres realizan con más frecuencia gestiones en bancos (diariamente o varias veces a la semana) respecto a las mujeres, mientras hay un porcentaje mayor de mujeres que responden no realizarlas nunca.
- Mientras que en las mujeres no se aprecian diferencias, en los hombres, vivir solo o convivir con menores en el hogar se asocia claramente con la realización habitual de actividades domésticas.
- De entre todos los indicadores de salud física, psíquica y social manejados, en este trabajo sólo se observan diferencias significativas en cuanto al padecimiento de enfermedades crónicas relacionadas con el dolor, siendo que las personas que dedican más tiempo a las labores de mantenimiento del hogar y gestión de la alimentación tienen mayores prevalencias de problemas crónicos dolorosos que quienes dedican menos tiempo a estas tareas.
- Los factores que mejor explican la dedicación habitual al mantenimiento de la vivienda y la función de alimentación son: la edad (sobre todo tener entre 45 y 64 años), el sexo (mujer), llegar con dificultad a final de mes, vivir solo/a y convivir con menores de 16 años.
- Los factores que mejor explican la dedicación habitual a la realización de gestiones propias o de familiares son la edad (tener más de 30 años), el sexo (hombre) y la convivencia (menores en el hogar).
- La dedicación habitual a compras no alimentarias se explica principalmente por tener entre 45 y 64 años, tener estatus de migrante por motivos económicos, ser hombre y tener un trabajo remunerado, mientras que el cuidado de plantas, animales y hacer reparaciones en el hogar, lo hace por tener entre 30 y 64 años, no ser migrante por motivos económicos, ser mujer, llegar con dificultad a fin de mes y no convivir con menores en el hogar, según sendos modelos de regresión logística multivariante binaria.



Referencias bibliográficas

1. Federici S. El patriarcado del salario. Críticas feministas al marxismo. Madrid: Traficantes de Sueños; 2018. [citado el 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://traficantes.net/sites/default/files/pdfs/TDS_map49_federici_web_0.pdf
2. Federici S. Revolución en punto cero. Trabajo doméstico, reproducción y luchas feministas. Madrid: Traficantes de Sueños; 2013. [citado el 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: <https://traficantes.net/sites/default/files/pdfs/Revolucion%20en%20punto%20cero-TdS.pdf>
3. Federici S. Calibán y la bruja. Mujeres, cuerpo y acumulación originaria. Madrid: Traficantes de Sueños; 2010.
4. Instituto Nacional de Estadística (INE). Conciliación trabajo y familia (actualizado 26 julio 2021). 5.1. Personas con empleo, tiempo medio diario dedicado a las distintas actividades. [Internet]. Madrid: INE; 2021 [citado el 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259925472488&p=%5C&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayou¶m1=PYSDetalle¶m3=1259924822888
5. Real Decreto-ley 16/2022, de 6 de septiembre, para la mejora de las condiciones de trabajo y de Seguridad Social de las personas trabajadoras al servicio del hogar. (Boletín Oficial del Estado, número 216, de 8 de septiembre de 2022).
6. Requena-Aguilar A, Federici S, “Es un engaño que el trabajo asalariado sea la clave para liberar a las mujeres”. elDiario [Internet]. 24 de mayo de 2014 [citado el 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://www.eldiario.es/economia/engano-trabajo-asalariado-liberar-mujeres_1_5856057.html
7. Domínguez-Folgueras M. ¿Cuánto vale el trabajo doméstico en España? Observatorio Social de “la Caixa” [Internet]. Diciembre 2019 [citado 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: <https://web.archive.org/web/20200414121409/https://observatoriosociallacaixa.org/es/-/cuanto-vale-el-trabajo?ga=2.163900918.816545722.1579188861-325687908.1571309038>
8. Pacheco-Salazar MT, Rivas-Esparza YL, Martínez-Labrín S. Conciliación trabajo-familia en mujeres en situación de teletrabajo, a partir de la contingencia sanitaria por COVID-19. GénEroos. Revista de investigación y divulgación sobre los estudios de género [Internet]. 2022 [citado 11 de septiembre de 2022];29(31):121-48. Disponible en: <https://revistasacademicas.ucol.mx/index.php/generos/article/view/456>
9. Sánchez-Toledo AM. Efectos del teletrabajo sobre el bienestar de los trabajadores. Revista de la Asociación Española de Especialistas en Medicina del Trabajo. [Internet]. 2021 [citado 12 de septiembre de 2023];30(2):244-64. <https://scielo.isciii.es/pdf/medtra/v30n2/1132-6255-medtra-30-02-234.pdf>
10. Titos-Gil S. Contrato de Género y Salud: El Impacto en la Salud del Reparto del Trabajo Reproductivo en las Parejas de Doble Ingreso [Tesis]. Murcia: Universidad de Murcia, Digitum, 2017.
11. Durán MA. El trabajo no remunerado en la economía global [Internet]. Bilbao: Fundación BBVA; 2012 [citado 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://www.fbbva.es/wp-content/uploads/2017/05/dat/DE_2012_trabajo_no_remunerado.pdf
12. Durán MA, Riesco A y Rogero J. La Cuenta Satélite del Trabajo No Remunerado en la Comunidad de Madrid, 2007-2008. Informe Final (Volúmenes I y II) [Internet]. Madrid: Consejo Superior de Investigaciones Científicas (CSIC); 2008 [citado 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://digital.csic.es/bitstream/10261/100882/1/La%20Cuenta%20Sat%3%A9lite%20del%20Trabajo%20No%20Remunerado%20en%20la%20Comunidad%20de%20Madrid%202007_2008.pdf
13. Instituto Nacional de Estadística (INE). Conciliación trabajo y familia. 5.3 Total personas (de 18 y más años). Actividades de cuidados y tareas del hogar. Niños que asisten a centros educativos y de cuidados. Hogares con personas dependientes. [Internet]. Madrid: INE; 2022 [citado el 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259950772779&p=%5C&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayou¶m1=PYSDetalle¶m3=1259924822888



14. Olaciregui P. El valor del trabajo de los cuidados no remunerados en Aragón [Internet]. Zaragoza: Instituto Aragonés de la Mujer (IAM); 2021 [citado el 12 de septiembre de 2023]. Disponible en: https://bibliotecavirtual.aragon.es/repos/es/catalogo_imagenes/grupo.do?path=3720465
15. Domínguez-Folgueras M. La división del trabajo doméstico en las parejas españolas. Revista Internacional de Sociología (RIS) [Internet]. 2012 [citado el 12 de septiembre de 2023];70(1):153-179. Disponible en: <https://revintsociologia.revistas.csic.es/index.php/revintsociologia/article/view/439/462>

2.1.9 IDENTIDAD DE GÉNERO

Introducción

Se entiende por personas no binarias aquellas cuyas *“identidades exceden o están en la intersección de las categorías mujer u hombre; [...] siendo diversas, pero compartiendo la des-identificación con el rígido binarismo de género”*¹ (ver nota al pie). Se trata, por tanto, de un concepto que busca la inclusión de todas las personas a través de la resemantización de las categorías históricas sobre las que se construye el género; donde ser hombre o ser mujer no son sino unas de las posibilidades de identificarse con quien cada cual realmente es, pudiendo encontrarse en un punto medio, márgenes o incluso fuera de la categorización. Por su parte, hablar de no binarismo de género no es por sí mismo sinónimo de identidad trans, pues puede haber casos en los que personas identificadas como no binarias también lo hagan bajo la etiqueta trans y casos en los que no, y tampoco todas las personas trans se consideran a sí mismas como no binarias. Estudios como el llevado a cabo por la Unión Europea sobre igualdad en personas LGTBI, encuentra que un 51% de las personas trans se identifica con géneros más allá del binarismo (no binaria, género fluido, queer, agénero o poligénero), mientras que el 38% se identificaría como hombre o mujer trans, un 3% como *crossdressing* y para el 7% ninguna de estas etiquetas sería la adecuada².

En cuanto a la prevalencia en la población de personas no binarias (trans y no trans) y trans binarias, diversos estudios de carácter nacional e internacional apuntan diferentes prevalencias para determinar el porcentaje de población general que se encuentra englobada bajo tales identidades, aunque la gran mayoría se sitúa entre el 0,8% y el 5%^{3,4}. En el caso del territorio español, la asociación Chrysallis estima la proporción de personas trans en 1 por cada 1.000 habitantes, unas 47.000 personas en total, basándose en los casos registrados en cada comunidad autónoma, aunque estas cifras pueden estar subestimadas⁵. Cabe señalar la escasez de estudios actualizados realizados en población general, sobre todo en nuestro país, pues el grueso de estos se realiza directamente en población LGTBIQ+, o en personas trans que acuden a servicios sanitarios y unidades hospitalarias de identidad de género (siendo este un sesgo de selección). En el caso del territorio español, el Ministerio de Igualdad realizó un estudio donde abordó la pluralidad del no binarismo, donde precisamente más de la mitad de las personas encuestadas y entrevistadas afirmaron que el término es una suerte de “paraguas” que sirve para, entre otras cosas, aglutinar la no identificación como parte de la identidad de las personas⁶.

Además, el grueso de la literatura científica consultada denota que las propias experiencias trans y no binarias enfrentan situaciones que han de ser atendidas y este hecho no es ajeno desde el estudio e intervención en el espacio de la salud. Son muchos los trabajos que señalan un mayor riesgo en las personas con identidades de género disidentes de experimentar dificultades en su salud mental y física debido a factores estructurales, culturales y legales que favorecen la existencia de violencias, discriminaciones y patologización a lo largo de sus experiencias de vida^{6,7} traduciéndose en unos mayores niveles de ansiedad, depresión, trastornos de la conducta alimentaria, mala salud autopercebida y un riesgo de suicidio más elevado que en población cis^{8,9}. Varios estudios emprendidos por el Ministerio de Igualdad o el Ajuntament de Barcelona sobre la situación laboral en personas no binarias y trans^{10,11} o el informe dirigido a personas trans migrantes elaborado por CEAR¹² reflejan situaciones de violencia, estigma y dificultad para acceder al mercado laboral, sobre todo cuando se unen a otros ejes de opresión (racismo, clasismo, edadismo, hipersexualización en el caso de las mujeres trans, etc.) lo que, por otra parte también influye en su bienestar global.



Por otra parte, se considera necesario clarificar los términos a utilizar en este informe, el uso que se les da y el porqué de su elección. Así, por cis (cisgénero o cissexual) se hace alusión a aquellas personas cuya identidad de género “concuere”, en mayor o menor medida, con la asignada y/o su identidad sexual lo hace con aquel sexo fijado al nacer, quedando fuera de lo cis aquellas personas no binarias o trans; si bien es preciso aclarar que con este término no se asume que la persona entendida como cis esté del todo de acuerdo con el binarismo de género —con el que, por otra parte, encajar aún en el caso de las personas cis es una quimera o un objetivo prácticamente inalcanzable, como señalan autores como Miquel Missé¹³—, sino que más bien no quedaría conforme o no expresa pertenecer al resto de categorías. Por su parte, las personas trans y no binarias serán denominadas también a lo largo del texto como “no cis”, usándose este como sinónimo de los dos términos anteriores, de cara a agilizar la lectura de este trabajo. Es por ello que, aunque pueden no ser términos perfectos, son los más adecuados que se han encontrado hasta el momento y para su uso aquí, con el objetivo de operativizar el lenguaje y evitar ambigüedades o tratar ciertas identidades como otredades.

Este informe tiene como objetivo una contextualización y aproximación en términos sociodemográficos y de salud de las personas trans y no binarias, a través de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021 (ESCM'21); así como una breve comparación entre las personas que se encuentran dentro de la etiqueta cis-género y aquellas que se consideran trans y no binarias.

Nota. Al final del capítulo hay un breve glosario de términos

Método

Instrumentos y variables

Dentro de la ESCM'21, una de las preguntas que se realizó a la población encuestada fue relativa a la identidad de género de la persona (“¿Podría decir con qué género se identifica?”), pudiendo ser respondida bajo categorías *hombre, mujer, persona no binaria y prefiero no decirlo*. Para la realización de este informe además se compararon las respuestas a estas preguntas con la información sobre el sexo recogida en la tarjeta sanitaria (manera por la que se obtuvo la muestra del estudio), siendo así posible identificar aquellas discordancias entre la identidad de género expresada en esta pregunta y la información recogida en dicho documento, asumiéndose que se trata de identidades trans o, al menos, no cisgénero y tampoco no binarias. Si bien es importante señalar que hay personas trans que pueden haber cambiado la información en su tarjeta sanitaria, de manera que ahora la información contenida en esta concuerde con la reportada en dicha pregunta, quedando, por tanto, sin identificar en este informe.

Así, se realizó una recategorización de ocho categorías tras la comparativa entre estas variables, incluyéndose de esta manera: “hombre cis, mujer cis, hombre transgénero, mujer transgénero, persona no binaria de sexo masculino, persona no binaria de sexo femenino, persona de sexo masculino que prefiere no verbalizar su identidad y persona de sexo femenino que prefiere no verbalizar su identidad”. De esta manera, el número total de casos de personas no cis fue 70; aunque por motivos analíticos se procedió a dicotomizar estas ocho categorías en “no cis” (persona no binaria, trans o prefiere no verbalizarlo) y “cis” (hombre o mujer cis)

Por último, se añadieron en el análisis varias variables básicas socioeconómicas y demográficas, de salud, hábitos de vida y relacionadas con el sistema de cuidados, y se calcularon las prevalencias con sus respectivos IC95%, con la muestra ponderada para poder elevar los datos a la población.

Demográficas y socioeconómicas:

- Sexo, edad por tramos, clase social, nivel de estudios, nivel de desarrollo del distrito en el que se habita, existencia de condición de inmigración por motivos económicos, situación laboral (trabajo remunerado, estudiante, no trabaja y trabajo doméstico), dificultad para llegar a fin de mes (con dificultad= mucha dificultad + dificultad + cierta dificultad; sin dificultad= con cierta facilidad + con facilidad + con mucha facilidad).

VARIABLES DE SALUD, HÁBITOS Y CIRCUNSTANCIAS VITALES:

- Salud y bienestar mental y emocional (GHQ-12 en población de 15 a 64 años y WHO-5 en mayores de 64 años), autopercepción del estado de salud, consumo de medicamentos en el último año, estado de salud autopercebido, consumo de tabaco y alcohol (AUDIT-C), violencia en distintos espacios (ámbito laboral, calle y espacios públicos, ciberacoso, ámbito educativo, ámbito familiar).

VARIABLES RELATIVAS AL SISTEMA DE CUIDADOS:

- Dificultad de acceso económico a algún servicio sanitario en el último año y opinión sobre el funcionamiento del SERMAS.

Análisis de datos

Para la consecución del objetivo propuesto previamente, se realizó un análisis descriptivo para obtener las principales prevalencias relativas a la pregunta de la encuesta y sus respectivos intervalos de confianza al 95%. Posteriormente, se estableció una comparación de las mismas a través de *tablas personalizadas* realizadas en SPSS, donde se señalaron las diferencias significativas entre las categorías descritas en el anterior epígrafe.

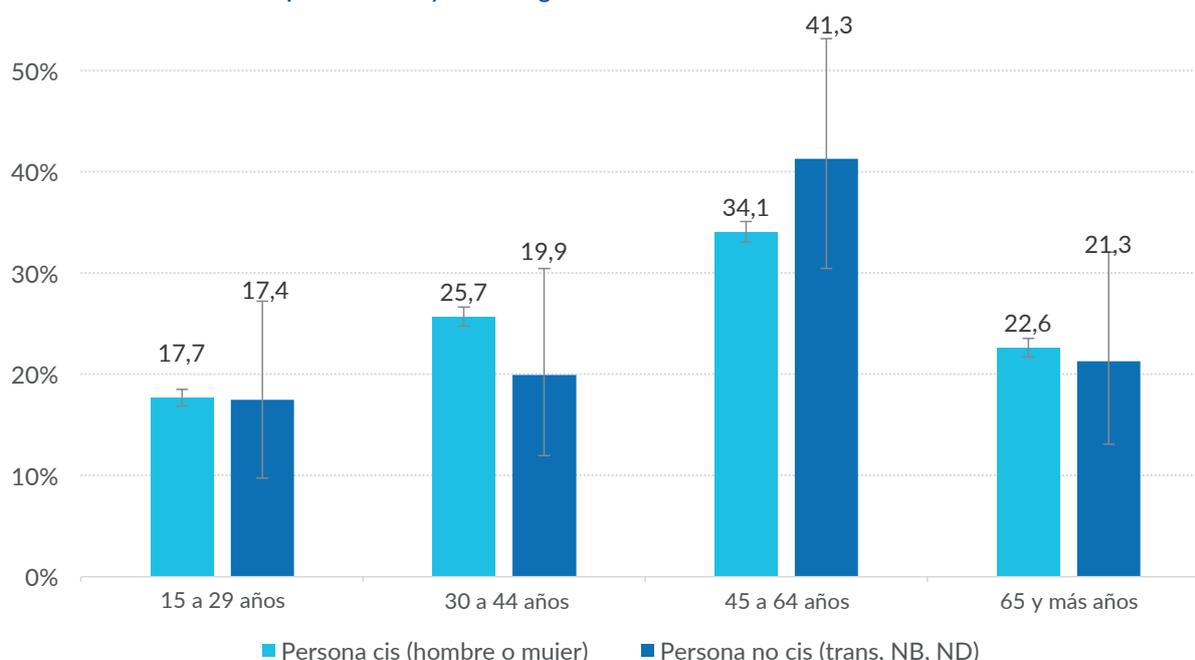
Resultados

Acercamiento al perfil socioeconómico y demográfico de las personas no binarias y trans

De acuerdo con los datos arrojados por la encuesta, un 0,8% [IC95%=0,7-1,1] de la población de la ciudad de Madrid se considera no binaria, trans o prefiere no decirlo.

Según variables socioeconómicas y demográficas, no parecen existir diferencias significativas entre la población que se encuadra dentro de la categoría cis y aquella que no, distribuyéndose ambas de manera muy similar a lo largo de los grupos etarios. Sin embargo, se aprecia un mayor número de personas no cis/no binarias en el grupo de adultos de mediana edad (de 45 a 64 años), y algo menor para la población de 30 a 44.

Gráfica 1. Distribución de población cis y no cis según tramos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Nota. Las proporciones de población cis se calculan sobre n=8.206 y las de no cis sobre n=70

La **tabla 1** nos muestra el resto de variables sociodemográficas y cómo se distribuyen ambos grupos de identidades de género a lo largo de ellas. De nuevo, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas en ninguna de ellas, constatando que ambos grupos se distribuyen de una manera prácticamente idéntica a lo largo de las categorías. Si bien, el porcentaje de personas no cis en la clase favorecida, el nivel de estudios secundarios, el grupo de distritos medio-bajo y con estatus de migrante económico es ligeramente más elevado.

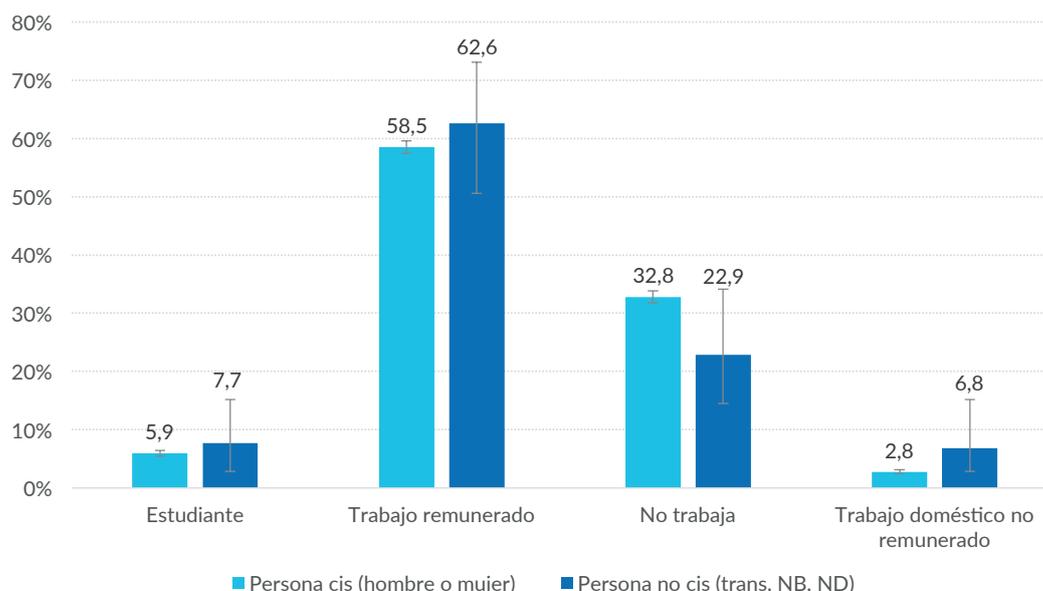
Tabla 1. Distribución de personas cis y no binarias/trans según variables demográficas y socioeconómicas

Variables		Identidad de género	n	N	%	IC95%
Sexo	Hombre	Cis	3.782	8.206	46,1	45,0-47,2
		No cis (trans, NB, ND)	32	70	45,7	34,4-57,4
	Mujer	Cis	4.424	8.206	53,9	52,8-55,0
		No cis (trans, NB, ND)	38	70	54,3	42,6-65,6
Clase social familiar	Desfavorecida	Cis (hombre, mujer)	2.617	8.081	32,4	31,4-33,4
		No cis (trans, NB, ND)	17	68	24,5	15,9-36,2
	Media	Cis (hombre, mujer)	1.908	8.081	23,6	22,7-24,5
		No cis (trans, NB, ND)	19	68	27,6	18,4-39,4
	Favorecida	Cis (hombre, mujer)	3.557	8.081	44,0	42,9-45,1
		No cis (trans, NB, ND)	33	68	47,9	36,9-60,3
Nivel de estudios	Primarios o menos	Cis (hombre, mujer)	1.454	8.149	17,8	16,9-18,6
		No cis (trans, NB, ND)	8	70	12,1	5,6-20,4
	Secundarios	Cis (hombre, mujer)	2.922	8.149	35,7	34,6-36,7
		No cis (trans, NB, ND)	30	70	43,5	31,7-54,5
	Universitarios	Cis (hombre, mujer)	3.817	8.149	46,6	45,5-47,7
		No cis (trans, NB, ND)	31	70	44,5	33,1-56,0
Grupo de distritos	Menor desarrollo	Cis (hombre, mujer)	1.558	8.206	19,0	18,1-19,8
		No cis (trans, NB, ND)	13	70	18,6	10,8-28,8
	Medio-bajo	Cis (hombre, mujer)	2.730	8.206	33,3	32,3-34,3
		No cis (trans, NB, ND)	27	70	39,2	27,8-50,2
	Medio-alto	Cis (hombre, mujer)	2.355	8.206	28,7	27,7-29,7
		No cis (trans, NB, ND)	16	70	22,7	14,2-33,7
Mayor desarrollo	Cis (hombre, mujer)	1.563	8.206	19,1	18,2-19,9	
	No cis (trans, NB, ND)	14	70	19,5	12,0-30,5	
Estatus migratorio	No migrante económico	Cis (hombre, mujer)	6.587	8.206	80,3	79,4-81,1
		No cis (trans, NB, ND)	50	70	71,8	60,1-81,0
	Migrante económico	Cis (hombre, mujer)	1.619	8.206	19,7	18,9-20,6
		No cis (trans, NB, ND)	20	70	28,2	19,0-39,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Dentro del ámbito laboral y salarial, podemos ver en la **gráfica 2** que la población no cis se distribuye de una manera muy similar a la cis a lo largo de las diferentes situaciones laborales, no encontrando diferencias estadísticamente significativas en ninguna de ellas, aunque las personas trans y no binarias parecen presentar unas prevalencias algo menores de no trabajo (en paro, ERE, ERTE, jubilado/a, pensionista) respecto a las personas cis, siendo estas diferencias de 10 puntos porcentuales, pero no significativas. Por su parte, la **gráfica 3** revela que tampoco hay diferencias significativas entre personas cis y no cis en cuanto a dificultad para llegar a fin de mes.

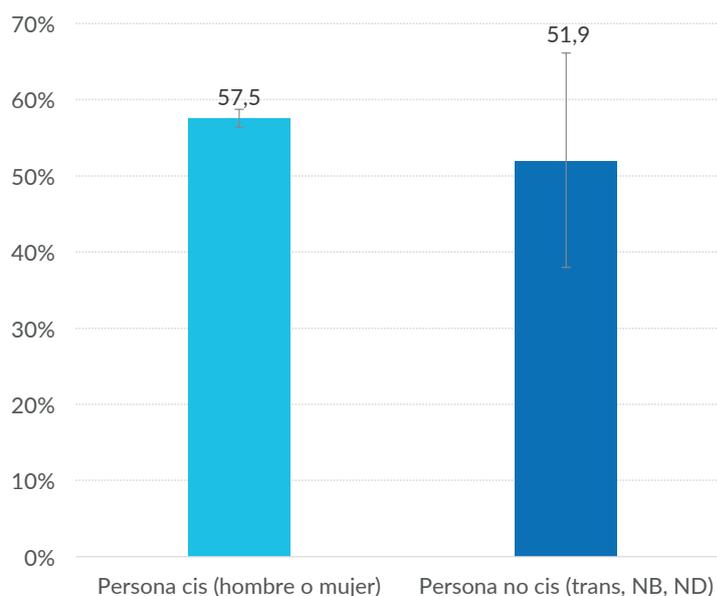
Gráfica 2. Distribución de población cis y no cis según situación laboral



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Nota. Las proporciones de población cis se calculan sobre n=8.206 y las de no cis sobre n=70

Gráfica 3. Distribución de población cis y no cis según dificultad para llegar a fin de mes



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021.

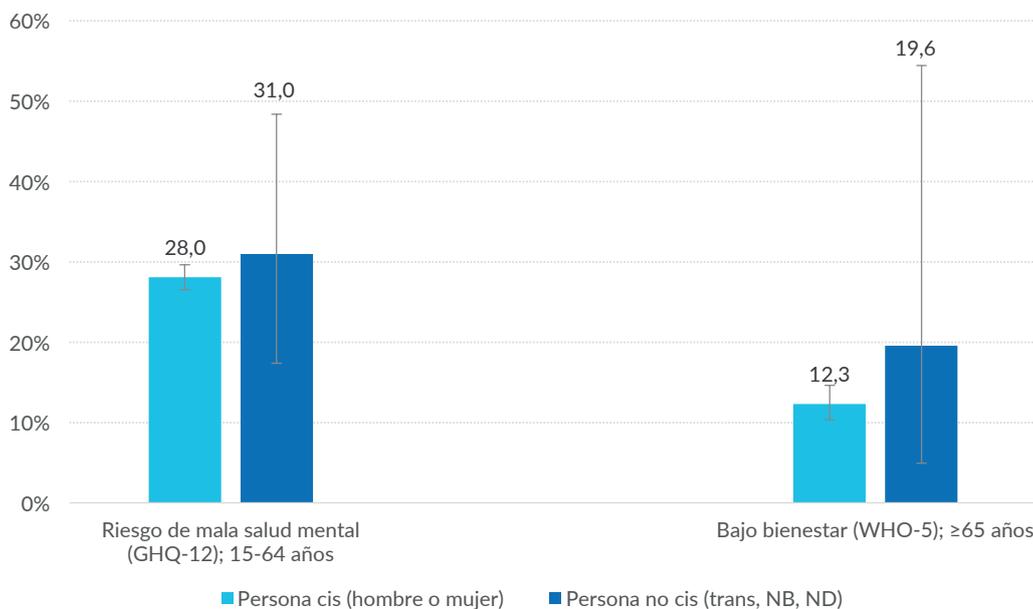
Nota. Las proporciones de población cis se calculan sobre n=8.206 y las de no cis sobre n=70

Por último, y aunque la población no cis afirma algo más frecuentemente haber tenido dificultad por razones económicas para acceder a algún servicio sanitario que han necesitado desde el inicio de la pandemia, pero sin diferencias estadísticamente significativas con la población cis [41,6%; IC95%= 13,9-76,5 frente a un 35,6%; IC95%= 31,0-39,7] respectivamente, esta misma población tiene opinión positiva algo más frecuente sobre el funcionamiento del SERMAS en la capital, aunque de nuevo, sin diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos [59,7%; IC95%=40,6-76,1 frente a 56,3%; IC95%= 54,8-57,9].

Aproximación al estado de salud física y mental de la población no binaria y trans

Como podemos ver en la **gráfica 4**, un 3% más de población no cis de 15 a 64 años presenta riesgo de mala salud mental en comparación con la población cis. Por su parte, en los resultados del cuestionario WHO-5 aplicado en población mayor de 64 años, se observa una mayor proporción de bajo bienestar en personas no cis frente a quienes sí entrarían dentro de esta categoría (19,6% frente a 12,3%). Sin embargo, ninguna de estas diferencias presenta una significación estadística. Por otro lado, no se aprecia apenas diferencia para las prevalencias de diagnóstico de ansiedad crónica y/o depresión siendo esta de 13,3% en población cis [IC95%= 12,5-14,0] y del 14,4% en población no cis [IC95%= 7,6-23,9].

Gráfica 4. Prevalencias de riesgo de mala salud mental y bajo bienestar según identidad de género



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Nota. GHQ-12: Las proporciones de población cis se calculan sobre n=3.181 y las de no cis sobre n=32 en menores de 65 años y n=915 en población cis y n=9 en no cis en 65 años o más

En cuanto al estado de salud autopercebido, la población no cis presenta una prevalencia de 38,8% [IC95%=27,8-50,2] de mala autopercepción de salud, siendo casi un 10% mayor que en personas cis: 28,4% [IC95%= 27,4-29,4], sin embargo, estas diferencias, de nuevo, no son significativas.

Tampoco se hallan diferencias significativas para las prevalencias de soledad y soledad percibida como un hecho desagradable, siendo la prevalencia de haber sentido soledad de manera frecuente (siempre, casi siempre o bastante) del 13,8% en las personas cis [IC95%=13,0-14,5] y del 15,6% en las personas no cis [IC95%=8,6-25,5]. Sobre la experiencia de esta como desagradable, este sentimiento es algo mayor en las personas no cis, pero como hemos dicho no hay significación estadística entre ambos grupos [26,3% en personas cis; IC95%=25,2-27,4 frente a 36,9% en no cis; IC95%=25,8-50,0].

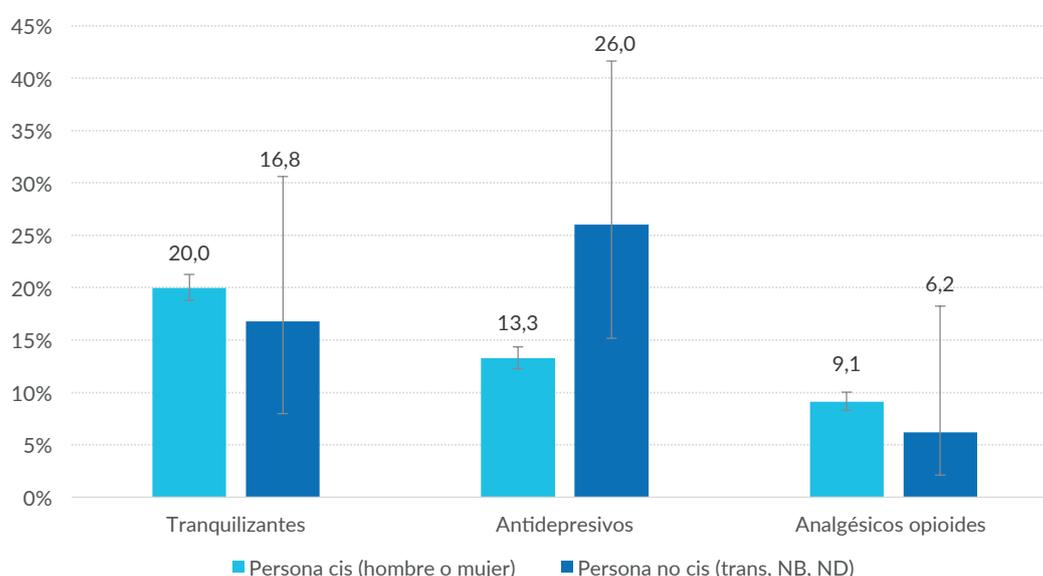
En cuanto a la perspectiva de futuro, un 61,3% de la población no binaria y trans se encuadra más frecuentemente dentro de una perspectiva pesimista de cara a su futuro [IC95%=49,3-72,2], frente al 45,7% del resto de la muestra [IC95%=44,6-46,7] siendo como vemos estas diferencias estadísticamente significativas.

[Volver al Índice](#) 

En tanto al uso de diversas sustancias, se observa un mayor consumo de tabaco en población no cis [34,2%; IC95%=19,3-52,6 frente a 24,0%; IC95%=18,5-20,9 respectivamente]. Por su parte, sobre el consumo de alcohol, se observa un mayor porcentaje de abstemios/as en personas no cis [32,9%; IC95%=19,3-52,6] que en las que sí son consideradas como tal [22,8%; IC95%=21,5-24,1] revirtiéndose esta situación en cuanto a consumo de riesgo [19,8% de las personas cis; IC95%=18,6-21,0 frente a un 13,3; IC95%=4,8-29,5 en no cis]. Como se desprende del contraste de las prevalencias con sus IC95%, ninguna de estas diferencias es estadísticamente significativa.

En el caso de consumo en el último año de determinados medicamentos – ansiolíticos, antidepresivos o analgésicos fuertes para el dolor – se observan diferencias estadísticamente significativas en consumo de antidepresivos siendo este mayor en las personas no cis, mientras que en el consumo del resto de fármacos no se encuentran tales diferencias, aunque sea algo más elevado en las personas cis (**gráfica 5**).

Gráfica 5. Prevalencias de consumo de fármacos en el último año según identidad de género (tasas con sus IC95%)

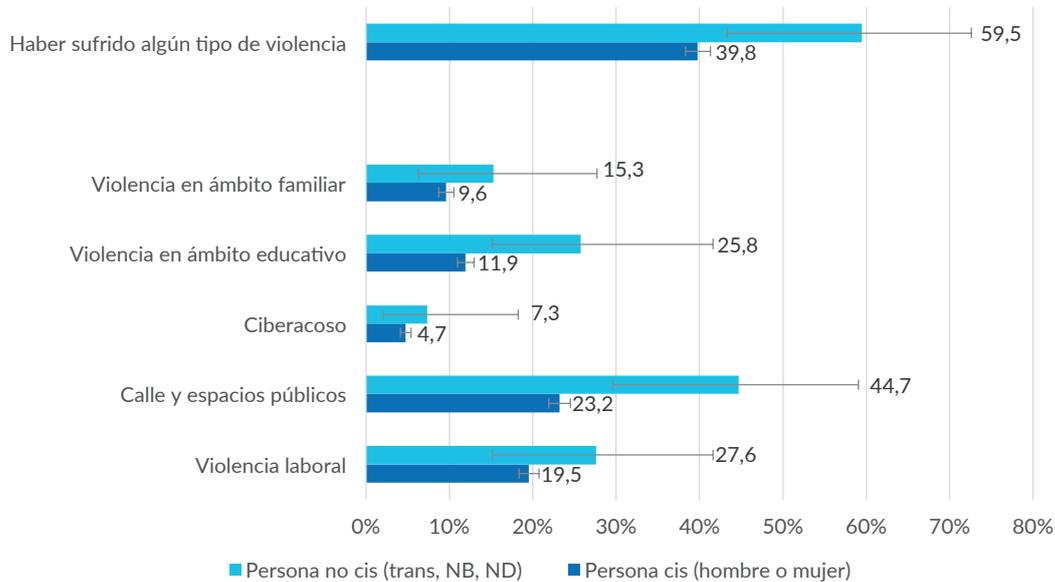


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021.

Nota. Las proporciones de población cis se calculan sobre n=4.096 y las de no cis sobre n=41

Por último, en relación con haber sufrido al menos algún tipo de violencia a lo largo de la vida vemos que se hallan diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos, pues casi 6 de cada 10 personas (un 59,5%) de la población no cis afirma haber sufrido algún tipo de violencia frente al 39,8% del resto de la muestra. De la misma manera, y estableciendo una diferenciación de espacios donde puede darse esta violencia, se observan mayores prevalencias en los cinco ámbitos preguntados (ver **gráfica 6**), siendo significativas las diferencias observadas en los espacios de calle y espacios públicos y en el ámbito educativo. Si bien, aunque no se encuentran diferencias significativas en el resto de ámbitos (laboral, familiar y virtual), las prevalencias de existencia de estas vivencias son más elevadas también en el caso de las personas no binarias y trans respecto a las que no lo son.

Gráfica 6. Prevalencias de violencia sufrida en distintos ámbitos según identidad de género (tasas e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021.

Nota. Las proporciones de población cis se calculan sobre n=4.091 y las de no cis sobre n=41

Discusión

Los resultados arrojados por la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021, una encuesta poblacional representativa de la población general del municipio, muestran que el 0,8% de sus habitantes identifica su género como no binario, prefiere no decirlo o se enmarcaría dentro del término trans, lo que se traduciría aproximadamente en unas 23.381 personas (entre 18.392 y 29.324 personas) de la población de 15 o más años de la ciudad de Madrid.

Este dato se asemeja a las cifras referidas por otros estudios realizados en población general, como es el caso del trabajo realizado por Kuyper en Holanda a raíz de una encuesta poblacional en 2012³, encontrando que el 0,6% de las personas asignadas hombres al nacer y el 0,2% de las mujeres ídem no estaría conforme con su sexo y/o el género asignados, aunque es importante subrayar que la muestra seleccionada, aunque también es representativa de la población holandesa, comprende un rango de edad de 15 a 70 años, mientras que la nuestra no establece un límite superior en la edad. Por su parte, la Encuesta de Salud de Barcelona de 2021¹⁴ encuentra que un 0,31% de las personas encuestadas se identificaban como no binarias y que el 0,07% de los hombres y el 0,22% de las mujeres encuestadas mayores de 4 años afirma que su género no concordaba con el vinculado socialmente a su sexo asignado al nacer, siendo que en total, un 0,5% de las personas encuestadas (>4 años, N=3.849) residentes en la ciudad de Barcelona sería considerada no cis; si bien los rangos de edad de la ESB'21 vuelven a diferir de los nuestros.

Si bien es pertinente recordar, como se ha comentado en la metodología, que puede que haya personas transgénero en la muestra que hayan cambiado su sexo registrado en la tarjeta sanitaria para que concuerde con el autoidentificado, no habiéndolas podido reconocer y quedando fuera de nuestros análisis. Además es importante señalar que debido a la n muestral tan pequeña de población no cis encontrada, no se ha podido disgregar datos, por ejemplo, por identidades (diferenciar entre personas trans y no binarias, y trans masculinas y trans femeninas...) y que debido a la misma los IC95% de las prevalencias encontradas son bastante amplios, lo que afecta a la hora de comparar y establecer diferencias en ciertos datos, que ahora se procederá a comentar, para los que aun encontrándose una elevada diferencia de puntos porcentuales entre ambos grupos (cis y no cis), no se puede asegurar que esas diferencias sean reales en la población de la que procede la muestra.

Así pues, en relación con los datos sociodemográficos obtenidos, se aprecia que la población no cis se distribuye de manera similar a lo largo de los grupos etarios en comparación con otros estudios realizados en población

general. En este sentido, estudios como el mencionado en población holandesa encuentra que este grupo está más frecuentemente representado en la mediana edad (40 a 54 años) siendo en nuestro caso el rango de edad de 45 a 64 años el que más personas no cis presenta, mientras que en el caso de Holanda es el tramo etario más joven (de 15 a 24 años en este caso) en el que menos personas no cis se dan (en la ESCM'21 sería el grupo de 15 a 29 años); si bien, como vemos, los grupos de edades establecidos son diferentes a los de nuestro estudio. Por otro lado, si se encuentran diferencias más visibles entre en el nivel de estudios alcanzado por este colectivo en los diversos trabajos, pues el nivel más frecuente en personas holandesas no cis es el medio, y mientras que el alcanzado con menor frecuencia sería el de mayor nivel, por su parte la población no cis madrileña se encontraría principalmente en esta última categoría, seguidas de aquellas con estudios secundarios, mientras las personas no cis con estudios primarios o menores serían la minoría.

Pasando a la discusión sobre datos hallados relativos a la existencia de violencia, y de acuerdo con otras encuestas realizadas en ámbitos nacionales e internacionales y específicas para miembros de colectivos no binarios y/o LGTBQIA+^{2,6}, se observan prevalencias similares en torno al ejercicio de la coerción contra personas que se incluyen fuera de lo cis, destacando el espacio público como principal lugar donde esta se da (casi la mitad de ellas). Asimismo, prácticamente un cuarto de las personas no binarias y trans de la ciudad de Madrid afirma haber sufrido casos de violencia dentro del ámbito educativo-escolar, aunque debido al encuadre de la encuesta del presente estudio, no se ha ahondado en la manera en la cual se materializa dicha violencia (bullying, ridiculización, invisibilización y aislamiento intencionado...) lo que puede dar lugar a una infrarrepresentación de la violencia sufrida en este espacio si se toman en cuenta otros estudios realizados a escala nacional¹⁵. En general, en la ciudad de Madrid casi un 60% de las personas no binarias y trans afirma haber sufrido algún tipo de violencia a lo largo de su vida. Cabría también destacar cómo diversos estudios apuntan a la falta de consideración respecto a la identificación como un eje más dentro de la violencia sufrida del colectivo; una “punta de iceberg” que puede darse en espacios institucionalizados o de asistencia, tales como los procesos de anamnesis de los sistemas de salud¹⁶ —aunque en este caso concreto se podría realizar una extrapolación respecto a la prevalencia de satisfacción relativa al funcionamiento del propio sistema, donde por “funcionamiento” se entendería no solo la atención relacionada con el tratamiento de la enfermedad, sino también la atención de la persona propiamente dicha—. En este sentido, cabe preguntarse hasta qué punto la propia condición identitaria de la persona no binaria o trans influye en la percepción del sistema de salud como un factor protector o generador de riesgo, pues si bien es cierto que en el caso de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid se presenta una distribución que se calificaría como favorable en términos de protección al haber una mayoría que se siente satisfecha —e incluso en proporción algo mayor en comparación con el resto de población—, la capacidad de identificación y verbalización de problemas asociados al sujeto parten de la necesidad de espacios de seguridad y apoyo que, sencillamente, no pueden conocerse a través de este método. De esta manera, y si se apoya en trabajos realizados bajo estas premisas¹⁷, se observa cómo la identificación en el espacio suele estar ligada a procesos de violencia sistematizada que se enquistan en la construcción de la persona y, si bien no se toman como hechos normales, se normalizan hasta el punto de ser objeto de un cuestionamiento continuado que, en definitiva, puede tornarse en una sistematización de disparidad comparada en la asistencia dentro del sistema público de salud y de intervención, al no tomar en cuenta estos hechos como importantes debido a la continua duda sembrada en el individuo. Desde luego, estas vivencias son reflejo directo de la discriminación y vulneración de derechos que atraviesan estos colectivos en España y en la ciudad de Madrid en concreto.

Por otra parte, en cuanto a la salud mental en población no binaria y trans se ve que los datos extraídos de la ESCM'21 contrastan en cierto modo con lo encontrado en la literatura científica, pues en el presente estudio no parece haber diferencias estadísticamente significativas entre ambas poblaciones, lo cual difiere de lo encontrado por otros trabajos de carácter cuantitativo y cualitativo, en poblaciones tanto adulta como joven, en las que se encuentra una alta necesidad de atención psicológica, mayor malestar mental que en personas cis y un mayor riesgo de presentar conductas autolíticas y pensamientos e intentos de suicidio respecto a otras personas no trans dentro del colectivo LGTBQIA+ y respecto a quienes quedan fuera de este¹⁸. Diversos estudios señalan que una peor salud mental en esta población puede estar vinculada a otros factores que interseccionan con la identidad de género y amplifican este riesgo, como el nivel de ingresos, la edad, la raza o el nivel educativo¹⁹ y a las violencias que han podido vivir las personas con identidades disidentes en distintos ámbitos, como puede ser el escolar, y a la falta de apoyo y protección encontrados tras estas^{9,20}. Por otra parte, investigaciones como la encargada por la Dirección de Servicios de Feminismos y LGTBI del Ajuntament de Barcelona sobre adoles-

cencias trans, apunta a que quizá este malestar pueda ser previo en muchos casos a las transiciones o cuestionamientos de la identidad de género²¹. Un estudio realizado en 2.560 personas estadounidenses trans mayores de 50 años también revela, además de un mayor riesgo de mala salud mental, ansiedad, depresión y suicidio, un mayor riesgo de tener una mala salud física y discapacidad, una vez controlado el efecto de factores de riesgo (obesidad, consumo de tabaco, etc.), de protección y socioeconómicos⁸. Si bien, aunque en nuestros datos no se hallen diferencias significativas, las prevalencias de malestar sí son algo más elevadas, sobre todo en población mayor de 65 años. Todo esto nos hace preguntarnos si, con una muestra más amplia, que permita reducir los márgenes de error, se pudiera encontrar un margen estadístico suficiente o si aun así estas cifras seguirían siendo similares. Si bien, cabe destacar que sí se encuentran diferencias estadísticamente significativas, de aproximadamente 20 puntos porcentuales respecto a las personas cis, en lo relativo a la percepción del futuro, siendo que más del 60% de las personas trans y no binarias tienen una visión pesimista de este.

Por último, en cuanto a la situación laboral de las personas no cis, un estudio realizado por el Ministerio de Igualdad en 2019¹⁰ sobre la inserción sociolaboral de las personas trans, aproxima la tasa de actividad laboral en un 34% (la mitad que el porcentaje encontrado en nuestra encuesta), mientras la tasa de paro se encontraría en un 46,5% (sin contar con personas jubiladas ni estudiantes, como en nuestro caso). Si bien, hay que tener en cuenta que esta encuesta se dirigió sólo a personas trans, mayores de 15 años, contactándose por medio de redes sociales, correo electrónico, teléfono y a través de asociaciones no siendo el muestreo ni aleatorio ni probabilístico, por lo que los datos de este estudio podrían no reflejar bien la realidad de esta población en el contexto de la población general y que hay que tener en cuenta que, como venimos diciendo, en nuestro caso es posible que ciertas personas trans hayan quedado fuera de nuestros análisis, además de lo repetido de que la n muestral es muy escasa. Por su parte, un estudio cualitativo sobre la inserción laboral de las personas trans en Barcelona llevado a cabo por Coll-Planas y Missé, señala que no sólo es el hecho de ser trans, sino que hay factores que interseccionan con lo trans y aumentarían el riesgo de discriminación y exclusión social de este colectivo, como es el género, el passing, la situación administrativa y legal, el apoyo de familiares y amigos/as de su entorno, el nivel de estudios, la situación socioeconómica, el estado de salud y el ejercer trabajo sexual¹¹.

Conclusiones

- La prevalencia total en la ciudad de Madrid de personas de 15 o más años no binarias, trans o que prefieren no identificarse en ninguno de estos términos es del 0,8%, siendo estos resultados similares a otros estudios poblacionales realizados en diferentes ciudades europeas y españolas.
- En términos generales, apenas existen diferencias significativas a nivel socioeconómico y demográfico entre la población no cis y cis, pudiendo afirmar que este hecho, al menos en nuestra ciudad, es transversal a prácticamente cualquier situación analizada.
- Tampoco se encuentran diferencias entre personas cis y no cis en las prevalencias asociadas al sentimiento de soledad no deseada, el riesgo de presentar mala salud mental, malestar emocional, consumo de alcohol y tabaco y tener una autopercepción negativa del estado de salud.
- Las diferencias más importantes entre ambas poblaciones se encuentran en la percepción pesimista del futuro y en el hecho de haber sufrido violencias a lo largo de la vida (casi el 60% de las personas no cis han experimentado algún tipo de violencia), destacándose la sufrida en espacios públicos y en la calle, además de en el ámbito educativo, siendo también más elevadas las prevalencias en el resto de espacios (familiar, laboral, virtual).
- En cuanto al consumo de medicamentos en el último año, se encuentra que es más elevado en personas no cis en el caso de los antidepresivos, siendo similar en el resto de fármacos estudiados (analgésicos opioides y ansiolíticos).
- La escasa prevalencia de personas no cis en la población general constituye una limitación importante para este tipo de estudios, si bien se perfila que las diferencias encontradas en su salud son, en general, consecuencia de la discriminación a que se ven sometidas cotidianamente.

Recomendaciones

En definitiva, parece necesaria la realización de más encuestas y estudios en población general que introduzcan estas preguntas sobre identidades de género, así como más estudios cuantitativos en población específica disidente sexual y de género cuya muestra sea amplia y representativa, de manera que se puedan realizar los cruces y análisis pertinentes para conocer y controlar el efecto de otras variables (socioeconómicas, demográficas...) que interseccionan con estas vivencias del género. Esto permitiría ampliar la literatura existente y conocer mejor la situación actual y las necesidades de estos colectivos, para llevar a cabo acompañamientos más respetuosos e intervenciones encaminadas a favorecer y mejorar su seguridad e integridad física, su situación socioeconómica y asegurar un bienestar y salud óptimos, cuyo objetivo final sea favorecer el disfrute de una vida plena, libre y exenta de toda discriminación y opresión.

Glosario de términos

- **LGTBI:** Lesbiana, gay, bisexual, trans e intersexual.
- **LGTBIQ+:** Lesbiana, gay, trans, bisexual, intersexual, queer y el resto de identidades y orientaciones incluidas en el +, que nos indica que el colectivo sigue en constante crecimiento.
- **LGTBIQA+:** Lesbiana, gay, trans, bisexuales, intersexuales, queer, asexuales y otras identidades y orientaciones no cisheteronormativas.
- **Cross-dressing:** Expresarse a través de prendas de ropa, maquillaje, accesorios... vinculados al género contrario al asignado al nacer, cambiando de una expresión de género a otra sin estar ligado necesariamente a la identidad. Es independiente también de la orientación sexual de la persona. En ocasiones se asimila este término al travestismo o al drag.
- **Cis:** Un hombre o una mujer cisgénero o cissexual son aquellas personas cuya identidad de género coincide con su fenotipo sexual. El ser una persona cisgénero no quiere decir necesariamente que la orientación sexual de una persona cisgénero sea heterosexual. Los hombres o mujeres cis pueden ser homosexuales, bisexuales, entre otros.
- **Passing:** Características de una persona que la hacen asimilable a otro grupo o categoría identitaria (o a la identidad de género con el que precisamente se identifican en el caso de las personas trans); este fenómeno puede referirse, además del sexo y género, a la orientación sexual, clase social, raza, etnia, discapacidad, religión, edad, etc.

Referencias bibliográficas

1. Monro, S. Non-binary and genderqueer: An overview of the field. *International Journal of Transgenderism* [Internet]. 2019 [citado 15 junio de 2023];20(2-3):126-131. Disponible en: <https://doi.org/10.1080/%2F15532739.2018.1538841>
2. European Union Agency for Fundamental Rights. EU LGBT survey. European Union lesbian, gay bisexual and transgender survey [Internet]. 2014 [citado 15 de junio de 2023]; Disponible en: https://fra.europa.eu/sites/default/files/fra-eu-lgbt-survey-main-results_tk3113640enc_1.pdf
3. Kuyper L, Ciel W. Gender identities and gender dysphoria in the Netherlands. *Archives of Sexual Behavior* [Internet]. 2014 [citado 15 de junio de 2023];43(2):377-385. Disponible en: <https://doi.org/10.1007/s10508-013-0140-y>
4. López-Gómez I, Platero LR. ¡Faltan palabras! Las personas no binarias en el Estado español. *ex aequo - Revista da Associação Portuguesa de Estudos sobre as Mulheres* [Internet]. 2018 [citado 15 de junio de 2023]; 38:111-127. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.22355/exaequo.2018.38.08>
5. Aparicio-García ME, García-Nieto I. Identidades trans. Una aproximación psicosocial al conocimiento sobre lo trans. Madrid/Barcelona: Egales; 2021.

6. López-Gómez I, Tobalina-Pardo G. Estudio sobre las necesidades y demandas de las personas no binarias en España. Ministerio de Igualdad [Internet]. 2022 [citado 15 de junio de 2023]. Disponible en: https://www.igualdad.gob.es/ministerio/dglgtbi/Documents/Estudio_no_binarios_accesibilidad.pdf
7. Reisner SL, Poteat T, Keatley J, Cabral M, Mothopeng T, Dunham E, et al. Global health burden and needs of transgender populations: a review. *The Lancet* [Internet] 2016 [citado 11 de julio de 2023];388(10042):412-436. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)00684-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)00684-X)
8. Fredriksen-Goldsen KI, Cook-Daniels L, Kim HJ, Erosheva EA, Emler CA, Hoy-Ellis CP, et al. Physical and Mental Health of Transgender Older Adults: An At-Risk and Underserved Population. *The Gerontologist* [Internet]. 27 de marzo de 2014 [citado 4 de junio de 2023];54(3):488-500. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/geront/gnt021>
9. Arístegui I, Zalazar V, Radusky PD, Cardozo N. De la psicopatología a la diversidad: salud mental en personas trans adultas. *Perspectivas en Psicología*. [Internet]. 2020 [citado 4 de julio de 2023];17(1):21-31. Disponible en: <http://200.0.183.210/bitstream/handle/123456789/1289/467.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
10. Ministerio de Igualdad, Dirección General de Diversidad Sexual y Derechos LGTBI. Estudio exploratorio sobre la inserción sociolaboral de las personas trans [Internet]. Madrid: Ministerio de Igualdad; 2022 [citado 4 de julio de 2023]. Disponible en: <https://www.igualdad.gob.es/ministerio/dglgtbi/Documents/Estudio%20exploratorio%20sobre%20la%20inserci%C3%B3n%20sociolaboral%20de%20las%20personas%20trans.pdf>
11. Coll-Planas G, Missé M. Identificación de los factores de inserción laboral de las personas trans. Exploración del caso de la ciudad de Barcelona. *OBETS Revista de Ciencias Sociales* [Internet]. 2018 [citado 4 de julio de 2023];19(1):45-68. Disponible en: <https://doi.org/10.14198/OBETS2018.13.1.02>
12. Comisión Española de Ayuda al Refugiado (CEAR). Lucha contra la discriminación en el ámbito laboral por razones de orientación sexual e identidad de género [Internet]. Madrid: CEAR; 2020 [citado 11 de julio 2023]. Disponible en: <https://www.cear.es/wp-content/uploads/2021/04/informe-discriminacion-empleo-LGBTIQ.pdf>
13. Missé, M. A la conquista del cuerpo equivocado. Madrid/Barcelona: Egales; 2018.
14. Bartoll-Roca X, Pérez K, Artazcoz L. Informe de resultats de l'Enquesta de Salut de Barcelona del 2021 [Internet]. Barcelona: Agència de Salut Pública de Barcelona; 2021 [citado 27 de junio de 2023]. Disponible en: https://www.aspb.cat/wp-content/uploads/2022/11/ASPB_Enquesta-Salut-Barcelona-2021.pdf
15. Aparicio-García ME, Díaz-Ramiro EM, Rubio-Valdehita S, López-Núñez M, García-Nieto I. Health and Well-Being of Cisgender, Transgender and Non-Binary Young People. *International journal of environmental research and public health* [Internet]. 2018 [citado 18 de junio de 2023];15(10):2133. Disponible en: <https://doi.org/10.3390/ijerph15102133>
16. Moral-Martos A, Guerrero-Fernández J, Gómez-Balaguer M, Rica-Echevarría I, Campos-Martorell A, Chueca-Guindulain MJ, et al. Guía clínica de atención a menores transexuales, transgéneros y de género diverso. *Anales de pediatría* [Internet]. 2022 [citado 18 de junio de 2023];96(4):349.e1-349.e11. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.anpedi.2022.02.002>
17. Cardenal-de-la-Nuez ME, Gil-Sánchez G, Cabrera-Abu N. Diagnóstico de la (des) igualdad por razón de sexo, orientación sexual e identidad de género en Gran Canaria. Análisis cualitativo [Internet]. 2020 [citado 18 de junio de 2023]. Disponible en: https://accedacris.ulpgc.es/bitstream/10553/113529/1/INFORME_CUALITATIVO_diagnostico%20desigualdad_2020-1.pdf
18. Chew D, Tollit MA, Poulakis Z, Zwickl S, Cheung AS, Pang KC. Youths with a non-binary gender identity: a review of their sociodemographic and clinical profile. *The Lancet. Child & adolescent health* [Internet]. 2020 [citado 18 de junio 2023];4(4):322-330. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/s2352-4642\(19\)30403-1](https://doi.org/10.1016/s2352-4642(19)30403-1)

19. Adams NJ, Vincent B. Suicidal Thoughts and Behaviors Among Transgender Adults in Relation to Education, Ethnicity, and Income: A Systematic Review. *Transgender Health* [Internet]. 2019. [citado 4 de julio de 2023];4.1:226-246. Disponible en: <https://www.liebertpub.com/doi/epdf/10.1089/trgh.2019.0009>
20. García I, González L, Rodríguez-Manzano M. Personas trans y educación no formal. Madrid: Ministerio de Derechos Sociales y Agenda 2030 y FELGTB; 2021 [citado 4 de julio de 2023]. Disponible en: https://felgtbi.org/wp-content/uploads/2021/09/investigacion_educacionnoformal_FELGTB.pdf
21. Missé M, Parra N. Adolescencias trans. Acompañar la exploración del género en tiempos de incertidumbre. Barcelona: Dirección de Servicios de Feminismos y LGTBI, Área de Derechos Sociales, Justicia Global, Feminismos y LGTBI del Ayuntamiento de Barcelona; 2022 [citado 4 de julio de 2023]. Disponible en: https://ajuntament.barcelona.cat/lgtbi/sites/default/files/documentacio/informe_adolescencia_trans_esp_web.pdf

2.1.10 PERSPECTIVA DE FUTURO

Introducción

En el contexto actual de crisis social y sanitaria derivada de la pandemia de COVID-19, que ha tenido importantes repercusiones sobre la salud mental de la población¹, resulta de interés conocer cómo es la perspectiva que las personas que viven en Madrid tienen acerca del futuro.

Se trata de una cuestión que no ha sido explorada específicamente en las anteriores Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid. No obstante, hay evidencia de otros estudios que han pretendido indagar sobre la perspectiva de futuro²⁻⁵. Los que mejor se aproximan al objeto de investigación del presente estudio se han centrado en el análisis del “optimismo disposicional”, término acuñado por Scheier y Carver², que lo definen como las expectativas o creencias generalizadas positivas que la persona tiene acerca de su futuro; en otras palabras, es una tendencia o disposición a esperar resultados positivos en la vida.

El instrumento más utilizado en la literatura científica para medir el optimismo disposicional es el Test de orientación vital (en inglés, *Life Test Orientation*; LOT) (Carver y Scheier, 1985), que a través de 12 ítems de escala tipo Likert (4 planteados en positivo, 4 en negativo y 4 “de relleno”), mide una única dimensión que va del polo extremo del optimismo al otro extremo del pesimismo². En cambio, una minoría de estudios defienden que se trata de una escala bidimensional, es decir, que mide dos constructos diferentes: por un lado, el optimismo y, por otro lado, el pesimismo⁵. Existe una versión revisada del instrumento, el LOT-R (Carver y Scheier, 1992), reducido a 6 ítems y también ampliamente utilizado⁶.

Los hallazgos de la investigación apoyan la existencia de una relación significativa entre el optimismo disposicional y una mejor salud física y mental. En una revisión metaanalítica, Rasmussen et al.³ concluyen que el optimismo disposicional es un buen predictor de resultados favorables en la salud física, especialmente cuando se refiere a salud autopercebida. Los estudios revisados sostienen que las personas optimistas tienen una menor mortalidad, un menor número de síntomas físicos, una mejor respuesta inmune y un mejor funcionamiento cardiopulmonar, así como manifiestan sentir menos dolor. En otra revisión más reciente en la que se incluyen estudios epidemiológicos longitudinales, Scheier y Carver⁴ confirman una relación sólida entre el optimismo disposicional y la salud física; en esta ocasión, medida principalmente a través de indicadores de salud objetivos.

Además, si bien hay menos respaldo científico al respecto, otros autores encuentran que tener una expectativa optimista sobre el futuro se asocia a un estilo de vida más saludable, al menos, en población estudiantil universitaria⁷. Por tanto, señalan que es más probable que las personas optimistas realicen ejercicio físico, sigan dietas adecuadas y eviten comportamientos poco saludables, que quienes son pesimistas.

Con respecto a la salud mental, el optimismo también se ha relacionado con un mayor bienestar psicológico^{5,8,9}. Se han llevado a cabo trabajos que encuentran que las personas optimistas informan de menos síntomas de depresión^{5,10,11} y mayor satisfacción con la vida¹⁰, menor ansiedad^{11,12} y menor ideación suicida¹³. En este vínculo entre el optimismo disposicional y el bienestar psicológico, muchos estudios defienden el efecto mediador del afronta-

miento del estrés^{9,14}. Así, las personas optimistas desarrollan estrategias más activas ante situaciones difíciles pero controlables, y estrategias más adaptativas orientadas a paliar las consecuencias emocionales en situaciones que se escapan a su control, en comparación con las pesimistas, que suelen tener un afrontamiento más pasivo.

El presente estudio parte de la evidencia empírica que sugiere el papel protector que tiene presentar una expectativa optimista de cara al futuro sobre el bienestar físico y psicológico. Por tanto, los objetivos que se persiguen consisten en:

1. Explorar la prevalencia de la perspectiva acerca del futuro (optimista y no optimista) de la población de 15 años y más que reside en la ciudad de Madrid e identificar los grupos de personas con una visión menos optimista.
2. Conocer aquellos factores demográficos, socioeconómicos y psicosociales relacionados con una mayor tendencia a tener una perspectiva no optimista hacia el futuro en la ciudadanía madrileña.

Método

Instrumentos

En el presente estudio se exploró la perspectiva de futuro en la ciudad de Madrid, mediante la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21). Para ello se empleó la pregunta “¿Cómo se siente usted de cara al futuro?”, con cinco opciones de respuesta: a) *Muy pesimista*; b) *Con cierto pesimismo*; c) *A veces pesimista; a veces optimista*; d) *Con cierto optimismo*; e) *Muy optimista*. Las respuestas fueron dicotomizadas en “falta de optimismo” para las tres primeras opciones y “optimismo” para las dos últimas.

Los resultados obtenidos en la ESCM'21 se compararon con los datos de la Encuesta Europea sobre Vida, Trabajo y COVID-19 (en inglés, *E-survey Living, Working and COVID-19*)¹⁵, ya que es la única encontrada que emplea una metodología similar a la de nuestra encuesta para valorar la perspectiva de futuro. En ella se utiliza el ítem “*Soy optimista sobre mi futuro*”, con la posibilidad de contestar a una de las siguientes opciones de respuesta: “*Totalmente de acuerdo*”, “*De acuerdo*”, “*Ni de acuerdo ni en desacuerdo*”, “*En desacuerdo*”, “*Totalmente en desacuerdo*”; por lo que se decide que las dos primeras opciones equivalen a “optimismo” y las tres últimas a “falta de optimismo”.

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo sobre la perspectiva de futuro con los casos ponderados. Se emplea la herramienta “tablas personalizadas” del programa SPSS, con el objetivo de calcular las prevalencias de falta de optimismo/optimismo según distintas variables sociodemográficas y poder compararlas a través de los intervalos de confianza (IC95%). Estas variables fueron: sexo, edad, sexo y edad, clase social ocupacional familiar, grupo de distritos de residencia por desarrollo humano, nivel de estudios, estatus migratorio, situación laboral (trabaja por su cuenta o no asalariado/a, funcionario/a o estatutario/a, contrato indefinido, contrato temporal, parado/a/ERE/ERTE, estudiante, jubilado/a/prejubilado/a/pensionista, trabajo doméstico no remunerado), situación laboral y sexo. Con respecto a la situación laboral, se ha decidido excluir de la muestra a aquellas personas que informaron trabajar sin contrato, debido a que el número de personas que contestaron a esta categoría fue muy reducido.

Posteriormente, se procede a un análisis bivariante de la ausencia de optimismo en el que se han incluido las siguientes variables independientes dicotomizadas:

- Sexo: hombre, mujer.
- Situación laboral: trabaja, no trabaja.
- Dificultad para llegar a fin de mes: con dificultad, sin dificultad.
- Inseguridad de acceso a alimentos: sí, no.
- Auto percepción del estado de salud: mala salud, buena salud.



- Enfermedad crónica: tener al menos una enfermedad crónica, no tener ninguna.
- Limitación crónica de la actividad: limitado/a, no limitado/a.
- Consumo de tranquilizantes en el último año: sí, no.
- Consumo de antidepresivos en el último año: sí, no.
- Consumo de analgésicos fuertes en el último año: sí, no.
- Diagnóstico de COVID-19: sí, no.
- Síndrome post-COVID en el último año: sí, no.
- Gravedad de la infección por COVID-19: leve, grave.
- Riesgo de mala salud mental: riesgo de mala salud mental (puntuación en el cuestionario GHQ-12 de 3 puntos o más), buena salud mental (puntuaciones inferiores a 3 en el GHQ-12).
- Índice de Bienestar: bajo bienestar o riesgo de depresión, bienestar subjetivo (procedentes de la puntuación de la escala WHO-5, en la que, a mayor puntuación, mayor bienestar subjetivo).
- Calidad de vida en relación con la salud: puntuación directa continua de la escala COOP-WONCA, en la que se considera que, a mayor puntuación, peor calidad de vida.
- Descanso: descanso, no descanso; extraída de la pregunta “¿Las horas que duerme le permiten descansar lo suficiente?”.
- Consumo de riesgo de alcohol: consumo de riesgo, no consumo de riesgo o abstemios/as.
- Consumo de cannabis: consumo en los últimos 30 días, no consumo.
- Sentimiento de soledad: solo/a, no solo/a.
- Vivencia asociada al sentimiento de soledad: con malestar, sin malestar.
- Apoyo social en caso de necesidad: sí, no.
- Autopercepción de la vida social: satisfecho/a, insatisfecho/a.
- Haber sufrido violencia laboral: sí, no.
- Haber sufrido violencia en la calle y/o espacios públicos: sí, no.
- Haber sufrido ciberacoso: sí, no.
- Haber sufrido violencia en el ámbito educativo: sí, no.
- Haber sufrido violencia familiar: sí, no.
- Haber sufrido violencia de género (física): sí, no. “En los últimos 12 meses, ¿alguna vez su pareja/expareja le dio una bofetada, patada, le empujó o lastimó físicamente de alguna manera?”.
- Haber sufrido violencia de género (amenazas o miedo): sí, no. “En los últimos 12 meses, ¿alguna vez su pareja/expareja le ha amenazado o le hizo sentir miedo de alguna manera?”.
- Haber sufrido violencia de género (control): sí, no. “En los últimos 12 meses, ¿alguna vez su pareja/expareja ha tratado de controlar sus actividades diarias, por ejemplo, con quién podía hablar o dónde podía ir usted?”.
- Autopercepción de uso excesivo de aplicaciones de mensajería instantánea (Whatsapp, Telegram, etc.): sí, no.
- Autopercepción de uso excesivo de redes sociales: sí, no.
- Autopercepción de uso excesivo de navegación por internet: sí, no.

Tras el análisis bivariante con la perspectiva de futuro, se somete a un análisis multivariante a todas aquellas variables que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$), a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo más simplificado e interpretable. Además, como independientes se incluyen



otras variables no dicotómicas de carácter sociodemográfico y psicosocial que resultan de interés:

- Edad: 15-29 años, 30-44 años, 45-64 años, 65 años o más.
- Nivel de estudios: primarios o menos, secundarios, universitarios.
- Clase social ocupacional familiar: favorecida, media, desfavorecida.
- Nivel de desarrollo humano del distrito: mayor desarrollo, desarrollo medio-alto, desarrollo medio-bajo, menor desarrollo.
- Estatus migratorio: migrante económico, no migrante económico.
- Situación laboral: situación laboral activa con cierto nivel de estabilidad (trabaja por su cuenta o no asalarado o asalarada, funcionario o funcionaria, estatuario o estatutaria, contrato temporal, contrato indefinido) y resto de las situaciones (ERTE, ERE, jubilado/a, prejubilado/a, parado/a y ha trabajado antes, parado/a y busca su primer empleo, estudiante, trabajador doméstico no remunerado).

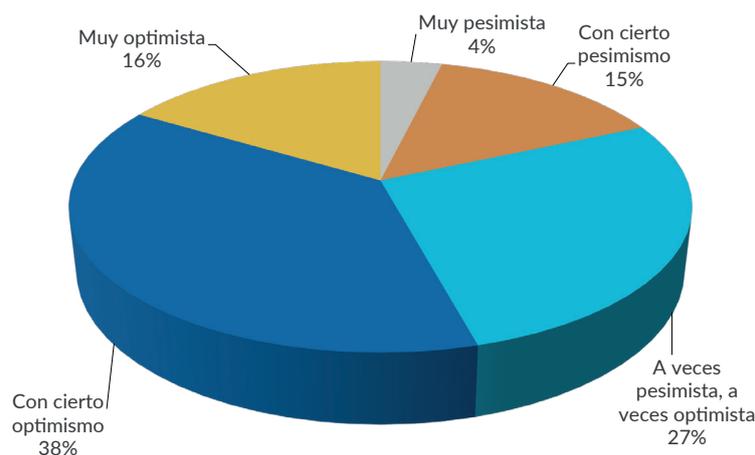
Se estableció como referencia para cada variable aquella condición a priori más favorable. Los criterios para aceptar el modelo fueron: que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcance la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus sea significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global de casos correctamente clasificados fuera superior al 50%. En base a estos criterios y a la literatura previa, se van eliminando o introduciendo distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta en este informe.

Todos los análisis han sido realizados con el programa estadístico SPSS, con intervalos de confianza (IC95%) para elevar los resultados obtenidos al universo poblacional y un p -valor $< 0,05$ para considerar significación estadística.

Resultados

El 45,8% [IC95%=44,7-46,9] de las personas que residen en Madrid no se sentían optimistas respecto a su futuro (**gráfica 1**). La prevalencia de esta falta de optimismo fue mayor en las mujeres, situándose en el 48,9% [IC95=47,4-50,3], que en los hombres (42,2%) [IC95%=40,6-43,8], siendo esta diferencia estadísticamente significativa.

Gráfica 1. Distribución de las categorías sobre la perspectiva de futuro en la muestra

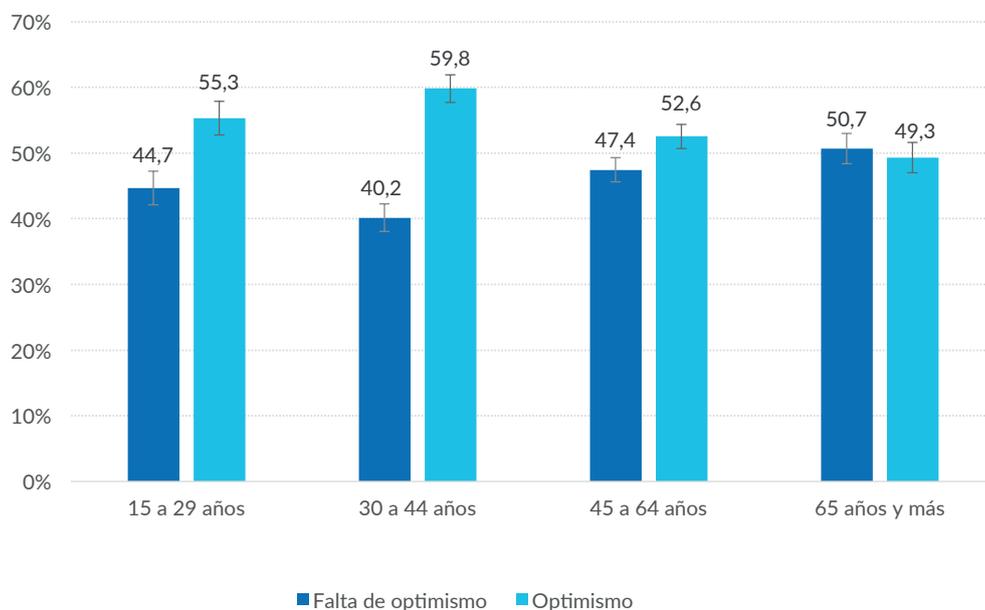


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Las prevalencias por grupos de edad (**gráfica 2**) mostraron que las personas de 65 o más años eran las que presentaban una mayor falta de optimismo hacia el futuro (50,7%); [IC95%=48,4-53,0%] frente a las menores de 45 años (15-29 años: 44,7%); [IC95%=42,1-47,2]; 30-44 años: 40,2%; [IC95%=38,1-42,2], de forma estadísticamente significativa. No obstante, todos los grupos de edad tuvieron una prevalencia de falta de optimismo

superior al 40%. Por otro lado, en relación con el optimismo, los grupos de edades más jóvenes (15-44 años) mostraron porcentajes más elevados, especialmente el grupo de 30 a 44 años, el cual tuvo diferencias significativas con las personas de 45 a 65 o más años.

Gráfica 2. Prevalencia de la falta de optimismo y optimismo por grupos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En los análisis de prevalencias por edad y sexo (**tabla 1**), se observa que las mujeres jóvenes presentaban menos optimismo frente al futuro que los hombres jóvenes. En el caso de las mujeres, sólo se observan diferencias significativas por grupos de edad entre el grupo de 30-44 años respecto a los demás; las mujeres de 30-44 años son las que presentan una visión más optimista hacia su futuro. Cabe destacar que las mujeres jóvenes no tienen una perspectiva más optimista de su futuro que las mujeres de 65 o más años. En cuanto a los hombres, el grupo de 30-44 años era el que tenía una prevalencia más alta de optimismo, siendo la diferencia estadísticamente significativa. No obstante, entre los hombres jóvenes, a diferencia de las mujeres, sí se encuentran diferencias significativas respecto al grupo de 65 o más años.

Tabla 1. Prevalencia de la falta de optimismo por grupos de edad y sexo (N=8.400)

Edad	Sexo	n	Prevalencia (%)	IC95%
15 a 29 años	Mujer	370	49,6	46,0-53,2
	Hombre	280	39,5	35,9-43,1
30 a 44 años	Mujer	466	42,9	40,0-45,9
	Hombre	383	37,2	34,3-40,2
45 a 64 años	Mujer	739	49,8	47,3-52,4
	Hombre	590	44,8	42,1-47,5
65 y más años	Mujer	582	52,9	49,9-55,8
	Hombre	334	47,2	43,5-50,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

No se han encontrado diferencias estadísticamente significativas en las prevalencias según el grupo de distrito por desarrollo ni según la clase social ocupacional familiar. Por el contrario, según el nivel de estudios, se ha hallado que los universitarios/as presentan una perspectiva más optimista de futuro (57,5%); [IC95%=55,9-59,0] que las personas con estudios primarios o menos (48,5%); [IC95%=46,0-51,2] y secundarios (52,8%); [IC95%=51,0-54,6]), siendo estas diferencias estadísticamente significativas, aunque, como se entiende, se trata de comparaciones de tasas crudas, esto es, sin ajustar por edades.

Según el estatus migratorio, los migrantes económicos informan de una perspectiva de futuro más optimista (65,8%); [IC95%=63,5-68,1] que los no migrantes económicos (50,3%); [IC95%=50,1-52,6].

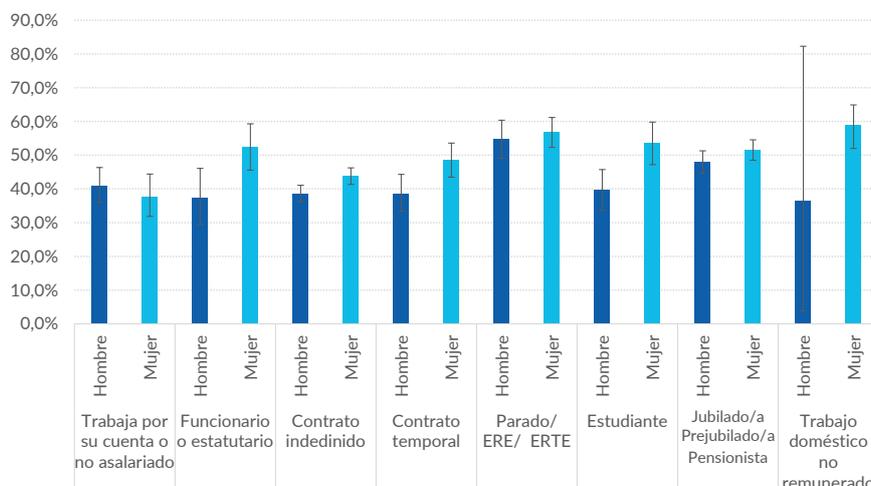
Por situación laboral y tipo de contrato (**tabla 2**), encontramos que la mayor prevalencia de falta de optimismo se encuentra en las mujeres que se dedican al trabajo doméstico no remunerado (58,8%); [IC95%=52,0-64,9]), seguidas de las personas en paro/ERE/ERTE (hombres: 54,8%); [IC95%=49,0-64,4]; mujeres: 56,8%; [IC95%=52,3-61,2]) y de las mujeres estudiantes (53,7%); [IC95%=47,2-59,8]), tal y como puede apreciarse en la **gráfica 3**.

Tabla 2. Prevalencia de la falta de optimismo por tipo de trabajo y sexo (N=8.400)

Tipo de trabajo	Sexo	n	Prevalencia (%)	IC95%
Trabaja por su cuenta o no asalariado/a	Hombre	141	41,0	36,0-46,4
	Mujer	87	37,8	31,9-44,4
Funcionario/a o estatutario/a	Hombre	48	37,4	29,5-46,1
	Mujer	106	52,4	45,6-59,3
Contrato indefinido	Hombre	605	38,7	36,3-41,1
	Mujer	696	43,8	41,4-46,3
Contrato temporal	Hombre	117	38,6	33,4-44,3
	Mujer	181	48,6	43,5-53,6
Parado/a /ERE/ERTE	Hombre	161	54,8	49,0-60,4
	Mujer	272	56,8	52,3-61,2
Estudiante	Hombre	99	39,7	33,7-45,8
	Mujer	128	53,7	47,2-59,8
Jubilado/a o prejubilado/a pensionista	Hombre	402	47,9	44,5-51,3
	Mujer	533	51,6	48,5-54,6
Trabajo doméstico no remunerado	Hombre	1	36,5	3,9-82,3
	Mujer	130	58,8	52,0-64,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 3. Prevalencia de la falta de optimismo por tipo de trabajo y sexo

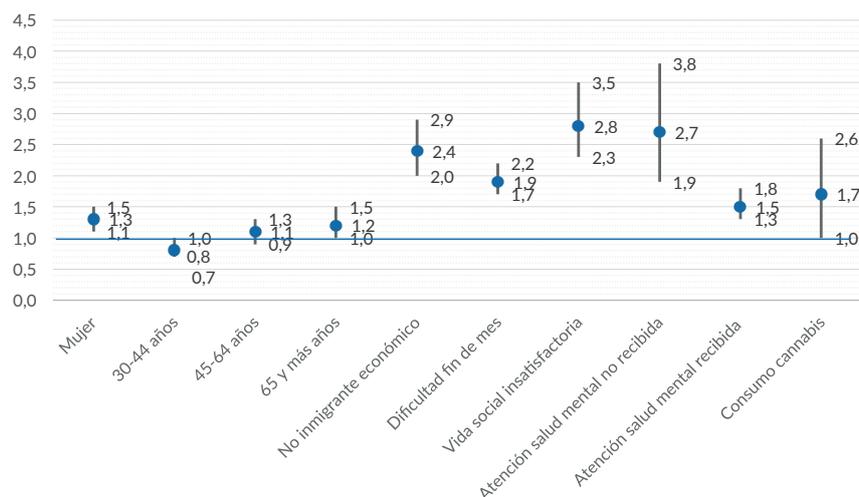


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 4** se muestran los resultados del análisis multivariante para la falta de optimismo de cara al futuro. El porcentaje global de los casos bien clasificados por este modelo fue del 62,7%. Controlando el efecto de las demás variables incluidas en el modelo, las *odds ratio* son mayores para las condiciones: no migrante económico, insatisfacción con la vida social, y haber necesitado atención en salud mental y no haberla podido recibir por motivos económicos, en relación a quienes no necesitaron dicha atención. Estas condiciones aumentan al doble el riesgo de la falta de optimismo de cara al futuro.

Además, quienes requirieron atención en salud mental y se la pudieron pagar también tuvieron más riesgo de “falta de optimismo” que quienes no necesitaron esa atención, es decir, se puede deducir que el problema con relación a lo que se estudia consiste en necesitar atención en salud mental, independientemente de si la persona se la puede o no costear.

Gráfica 4. Modelo de regresión logística multivariante para la falta de optimismo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. El análisis incluyó 3.988 casos. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad intervalos (referencia: 15-29 años); Estatus migratorio (referencia: no migrante económico); Dificultad para llegar a fin de mes (referencia: sin dificultad); Satisfacción con la vida social (referencia: satisfecho/a); Atención salud mental (referencia: no lo ha necesitado); Consumo de cannabis (referencia: no fuma cannabis actualmente). R^2 de Nagelkerke=0,476. Pruebas ómnibus: $\chi^2=389,33$; p -valor<0,001.

Discusión

La perspectiva con respecto al futuro es una cuestión que ha sido ampliamente estudiada en la investigación a través del concepto de "optimismo disposicional"; sin embargo, no ha sido medida de forma específica en otras encuestas epidemiológicas españolas ni en anteriores Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid¹⁶⁻¹⁸. Por tanto, resulta de especial interés y novedad incorporar este tema como una de las variables a explorar en el presente estudio, dada la evidencia científica hallada sobre la relación entre mostrarse optimista y presentar resultados más favorables en la salud física y mental^{2-5,8,9}.

Los hallazgos de este trabajo arrojan que el 45,8% de las personas que viven en Madrid refieren no sentirse optimistas con relación a su futuro. Al contrastar estos datos con la única fuente encontrada que mide la perspectiva sobre el futuro con una pregunta similar y comparable con la de esta encuesta, se observa que, en marzo de 2021, la prevalencia de falta de optimismo en la población europea alcanzó el 58,7% (EU-27)¹⁵, cifra más elevada que en la del municipio madrileño.

Además, parece que un porcentaje significativamente mayor de mujeres que de hombres que residen en Madrid indican sentir una falta de optimismo. Igualmente, las personas de 65 o más años son quienes en mayor proporción notifican no sentirse optimistas sobre el futuro, frente a los grupos de jóvenes y adultos/as jóvenes. No obstante, llama la atención que todos los grupos de edad tengan prevalencias por encima del 40% referidas a la falta de optimismo y, por otro lado, que entre las mujeres más jóvenes no haya diferencias con respecto a las mujeres mayores en su percepción sobre el futuro.

Por otro lado, entre los factores sociales que se han visto más fuertemente asociados con la falta de optimismo hacia el futuro, destacan, de mayor a menor fuerza asociativa, las condiciones de mostrarse insatisfecho/a con la vida social, haber necesitado atención en salud mental y no haber podido recibirla por razones económicas, no ser inmigrante económico y tener dificultades para llegar a fin de mes. Conviene aclarar que, aunque con menor significación, haber necesitado una atención en salud mental y haberla podido pagar también supone un factor de riesgo para una visión no optimista acerca del futuro, por lo que parece que necesitar atención para la salud mental es lo que realmente contribuye al riesgo de presentar una visión ausente de optimismo.

A pesar de no existir hasta la fecha estudios que lo avalen, se sugiere que las altas prevalencias de la percepción no optimista sobre el futuro en la población madrileña, en general y en todos los tramos de edad, podría estar relacionado con el impacto de los dos primeros años de la crisis sociosanitaria de la pandemia por COVID-19 sobre la salud mental de las personas, la cual ha tenido repercusiones más negativas sobre la gente joven y las mujeres^{1,15,19,20}. Los resultados de la actual Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 también parecen confirmar esta tendencia, dadas las mayores prevalencias entre las mujeres y la juventud del riesgo de desarrollar problemas de salud mental y de sentirse solas sin desearlo¹.

Con respecto a las personas de 65 o más años, no sorprende que sean quienes mayores prevalencias presenten de una perspectiva con falta de optimismo, puesto que, sin olvidarse de la idiosincrasia de las circunstancias personales y socioculturales, el proceso de envejecimiento conlleva, inevitablemente, una mayor probabilidad de experimentar pérdidas en la salud física y cognitiva, y en la red social e interpersonal, así como un deterioro progresivo en la calidad de vida según avanza la edad²¹. En cambio, la presencia de una actitud menos optimista de cara al futuro en las personas de otros grupos etarios podría estar relacionada con el agravamiento durante la pandemia de las desigualdades sociales existentes, que ha afectado especialmente a la población joven y a las mujeres en la pérdida del trabajo o precarización del mismo, la inseguridad económica, los obstáculos para la emancipación y la dificultad de conciliar la vida laboral con la personal y social, incidiendo en mayor medida entre quienes tienen niveles educativos medio-bajos^{19,22,23}.

De hecho, tal como sugieren Sánchez-Sanz y Kuric (2022) refiriéndose a la juventud -aunque podría extenderse a las mujeres-, es posible que estas condiciones sociales, junto con el impacto en la salud mental, puedan traer consecuencias negativas a largo plazo en las oportunidades futuras relacionadas con el propio proyecto laboral y de vida²². Además, de acuerdo con los datos de la encuesta del presente estudio, se puede suponer que el efecto sobre la salud mental y las expectativas de futuro podría verse agravado en quienes no hayan podido tener asistencia en salud mental habiéndola necesitado por no podérselo permitir económicamente, influyendo esta dificultad de acceso a la salud mental en su perspectiva acerca del futuro.

En consonancia con la brecha de género, algunos estudios señalan que el peso de los cuidados - en lo que se refiere al cuidado de hijos e hijas y otros familiares, así como a las tareas domésticas -, si bien ya recaía previamente y de manera mayoritaria sobre las mujeres, durante y después del confinamiento se ha hecho más evidente¹⁹. Esta hipótesis adquiere mayor relevancia cuando se tienen en cuenta los hallazgos de la presente investigación que apuntan a que las mujeres que se dedican al trabajo doméstico no remunerado, en mayor proporción, manifiestan sentirse con falta de optimismo de cara al futuro, seguidas de las personas que se encuentran en paro o afectadas por un ERE/ERTE, las mujeres estudiantes y las mujeres funcionarias.

Por último, cabe destacar la menor prevalencia de una perspectiva de futuro no optimista entre la población inmigrante por motivos económicos. La migración es un fenómeno social complejo que está motivado principalmente, entre las múltiples y diversas razones que existen, por la búsqueda de una mejor calidad de vida y de condiciones óptimas de trabajo, tratándose, por tanto, de una decisión que está vinculada al proyecto de futuro y en la que se integran las expectativas de realización personal, económica y de seguridad²⁴. Esta conceptualización teórica acerca del proceso migratorio invita a proponer la hipótesis de que ser inmigrante económico puede influir en desarrollar una visión más optimista acerca del propio futuro, al menos a corto plazo, dadas las probables peores condiciones socioeconómicas de las que se parte en el país de origen. Sin embargo, se requieren más estudios para profundizar en esta reflexión y llegar a conclusiones sólidas al respecto.

Conclusiones

- El 45,8% de la población que reside en la ciudad de Madrid manifiesta sentirse con falta de optimismo de cara al futuro.
- Esa ausencia de optimismo se observa en mayor proporción en mujeres que en hombres, estableciéndose este patrón durante todo el ciclo vital.
- Las personas de 65 años y más son quienes tienen prevalencias más altas de una perspectiva no optimista sobre el futuro, aunque cabe señalar que todos los grupos de edad alcanzan prevalencias superiores al 40% y que entre las mujeres más jóvenes y las mayores no se han encontrado diferencias significativas en la ausencia de optimismo.
- Las personas que están en una situación laboral más desfavorecida se sitúan como grupos de especial riesgo para presentar falta de optimismo. Entre estas, se destaca a las mujeres que se dedican al trabajo doméstico no remunerado, seguidas de las personas en paro/ERE/ERTE y las mujeres estudiantes.
- Las condiciones más fuertemente asociadas con un mayor riesgo de sentir falta de optimismo de cara al futuro fueron la insatisfacción con la vida social, la falta de acceso por motivos económicos a la atención en salud mental cuando se considera haberla necesitado, no ser inmigrante económico y la existencia de dificultades para llegar a fin de mes.
- Estos hallazgos llevan a pensar en las posibles repercusiones negativas de la crisis sanitaria por la pandemia de COVID-19, que han podido intensificar la frustración y/o el deterioro de las relaciones sociales, los problemas de salud mental y la precarización y/o pérdida de empleo, lo que hace aconsejable ampliar este tipo de estudios.

Referencias bibliográficas

1. García-Arroyo J. Salud mental y Covid-19: una meta-revisión de investigaciones y evidencias. *Investigatio*. 2022;(17):4-18.
2. Scheier MF, Carver CS. Optimism, coping, and health: assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychol*. 1985;4(3):219-47.
3. Rasmussen HN, Scheier MF, Greenhouse JB. Optimism and physical health: A meta-analytic review. *Annals of behavioral medicine*. 2009;37(3):239-56.

4. Scheier MF, Carver CS. Dispositional optimism and physical health: A long look back, a quick look forward. *American Psychologist*. 2018;73(9):1082-94.
5. Sanjuán P, Magallanes A. Estudio del efecto del optimismo disposicional en el bienestar físico y psicológico desde una perspectiva longitudinal. *Acción psicol*. 2006;4(1):47-55.
6. Cano-García FJ, Sanduvete-Chaves S, Chacón-Moscoso S, Rodríguez-Franco L, García-Martínez J, Antuña-Bellerín MA, et al. Factor structure of the Spanish version of the Life Orientation Test-Revised (LOT-R): Testing several models. *Int. J. Clin. and Health Psychol*. 2015;15(2):139-48:4-23.
7. Smith LM. Optimismo disposicional y estilos de vida promotores de salud en estudiantes de Ciencias de la Salud. *Rev. esp. enferm. salud ment*. 2018;1(3).
8. Ferrer C. El optimismo y su relación con el bienestar psicológico. *Rev. cient. arbitr. Fund. MenteClara*. 2020;5(199):1-14.
9. Sharma D. Optimism And Its Relationship With Physical And Mental Health. 2020;9(1):1-8.
10. Chang EC, Sanna LJ. Optimism, pessimism, and positive and negative affectivity in middle-aged adults: a test of a cognitive-affective model of psychological adjustment. *Psychol Aging*. 2001;16(3):524-31.
11. Gaibor-González I, Moreta-Herrera R. Optimismo disposicional, ansiedad, depresión y estrés en una muestra del Ecuador. *Análisis inter-género y de predicción. Actual. psicol*. 2020;34(129):17-31.
12. Pavez P, Mena L, Vera-Villaruel P. El rol de la felicidad y el optimismo como factor protector de la ansiedad. *Univ. psychol*. 2012;11(2):369-80.
13. Hirsch JK, Conner KR, Duberstein PR. Optimism and suicide ideation among young adult college students. *Arch Suicide Res*. 2007;11(2):177-85.
14. Martínez-Correa A, Reyes-del-Paso GA, García-León A, González-Jareño MI. Optimismo/pesimismo disposicional y estrategias de afrontamiento del estrés. *Psicothema*. 2006;18(1):66-72.
15. Ahrendt D, Cabrita J, Clerici E, Hurley J, Leončikas T, Mascherini M, et al. Living, working, and COVID-19, COVID-19 series. Luxembourg: Publications Office of the European Union. 2021. Disponible en: <https://www.eurofound.europa.eu/es/data/covid-19/quality-of-life>
16. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 [Internet]. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2017. Disponible en: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f-be4b2e4b284f1a5a0/?vgnnextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnext-channel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
17. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014 [Internet]. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2015 [citado 19 oct 2022]. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Salud/Publicaciones%20Propias%20Madrid%20salud/Ficheros/EstudioSalud-CiudadMadrid2014.pdf>
18. Díaz-Olalla JM, Esteban-Peña M. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2008 [Internet]. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2008 [citado 19 oct 2022]. Disponible en: <http://madridsalud.es>
19. Ruiz-Larrea A. COVID-19 y desigualdad de género en España: consecuencias de la pandemia para las mujeres en empleo y salud mental. *Investig. fem. (Rev.)* 2022;13(1):39-51.
20. Ahrendt D, Mascherini M, Nivakoski S, Sándor E. Living, working and COVID-19 (Update April 2021): Mental health and trust decline across EU as pandemic enters another year. Luxembourg: Publications Office of the European Union. 2021.
21. Posada FV. El enfoque del ciclo vital: hacia un abordaje evolutivo del envejecimiento. En: Hernandis SP, Martínez MS, coords. *Gerontología: actualización, innovación y propuestas*. España: Pearson Educación; 2005.

22. Sánchez Sanz M, Kuric S. Radiografía del (des)empleo juvenil en España 2007 - 2022. [internet]. Madrid: Centro Reina Sofía. Adolescencia y Juventud, Fundación Fad Juventud; 2022 [citado 19 Oct 2022]. Disponible en <https://zenodo.org/records/6913203>.
23. Ayala-Cañón L, Laparra-Navarro M, Rodríguez-Cabrero G (coords.). Evolución de la cohesión social y consecuencias de la Covid-19 en España [Internet]. Madrid: Fundación FOESSA, Cáritas Española Editores; 2022 [citado 2 Agosto 2022]. Disponible en: <https://www.caritas.es/main-files/uploads/sites/31/2022/01/Informe-FOESSA-2022.pdf>
24. Gutiérrez JM, Borré JR, Montero RA, Mendoza XFB. Migración: Contexto, impacto y desafío. Una reflexión teórica. Rev Cienc Soc. 2020;26(2):299–313.

2.1.11 INSEGURIDAD ALIMENTARIA

Introducción

La inseguridad alimentaria (IA) es un fenómeno complejo, definido por la Organización de Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO) y la Organización Mundial de la Salud (OMS) como la carencia “de acceso regular a suficientes alimentos inocuos y nutritivos para un crecimiento y desarrollo normales y para llevar una vida activa y saludable”¹ que además se puedan adquirir de manera segura y socialmente aceptable² y está íntimamente relacionado con las desigualdades socioeconómicas y la pobreza. Cabe prestar más atención a la inseguridad alimentaria tras el impacto de la pandemia de COVID-19, que se ha podido ver incrementada potencialmente debido a algunas medidas sanitarias, como el cierre de los colegios, de los negocios y las medidas de confinamiento³. Como muestra un estudio estadístico de la ciudad de Madrid entre marzo y junio del año 2020, en un análisis de las llamadas a emergencias a través del número 010 de la Red de atención a la ciudadanía Línea Madrid, la palabra alimentación se repitió 31.469 veces⁴.

La definición de la inseguridad alimentaria plantea cuatro dimensiones que tienen que ver con la disponibilidad física de los alimentos, el acceso económico y físico y finalmente la utilización y la estabilidad en el tiempo de las tres dimensiones anteriores⁵. El análisis de la Inseguridad de acceso económico a los alimentos (IAEA) se incluye también en la Encuesta de condiciones de vida (ECV), nacional, para definir la carencia material de un hogar. Por último, cabe señalar que, en algunos países con mayor nivel de desarrollo, el concepto de “seguridad alimentaria” se utiliza para referirse a las condiciones fisicoquímicas y bacteriológicas que preservan la seguridad y calidad de los alimentos para su consumo, con el objetivo de prevenir la contaminación y las enfermedades de origen alimentario⁶. Este conjunto de actividades involucradas para garantizar la seguridad de los alimentos evitando su contaminación se denomina “inocuidad de los alimentos”⁷.

La inseguridad alimentaria se plantea como un problema generalmente invisibilizado, con carencia de estadísticas oficiales y sistemas de medición unificados que permitan monitorear el fenómeno, tener en cuenta todas las dimensiones, los perfiles poblacionales y su evolución en el tiempo⁸. Mediante la información generada a partir de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) se pretende obtener información relevante sobre este fenómeno y así evidenciar las posibilidades que nos da la información para identificar a grupos de población vulnerables y establecer programas de nutrición y ayuda alimentaria que tenga como objetivo llegar a estas personas⁹.

En la ESCM'21 se han incluido tres preguntas relacionadas con la inseguridad alimentaria que tienen que ver con la preocupación por no tener suficientes alimentos por motivos económicos, la posibilidad de un consumo adecuado de proteínas y, finalmente, haber tenido la necesidad de recibir ayuda alimentaria a causa de la pandemia de COVID-19 (ver metodología).

La **inseguridad de acceso económico a los alimentos** (IAEA) permite conocer la dimensión de la inseguridad alimentaria relacionada con la preocupación de no tener suficientes alimentos por causas o dificultades económicas, siendo esa cuestión, tal y como allí se ha formulado, la primera pregunta de la Escala de acceso de la inseguridad alimentaria en el hogar (HFIAS)^{10,11}, que, además, sirve de filtro para esa escala, de tal manera que

las personas que contestan de manera afirmativa a la pregunta “En las últimas cuatro semanas, ¿le preocupó que en su hogar no hubiera suficientes alimentos” se considera que sufren de IAEA. La escala fue usada por primera vez en nuestro país en el “Estudio de la situación nutricional de la población infantil de la ciudad de Madrid; estado ponderal y su relación con la seguridad de acceso económico a los alimentos”, realizado por nuestro equipo en 2016¹².

En la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2017 se incluyó también la variable de la *preocupación por no contar en su hogar, algunas veces o con frecuencia en el último mes y por motivos económicos, con suficientes alimentos disponibles*, como uno de los 9 ítems de la escala HFIAS¹³, como ya se ha explicado. Se obtuvo el resultado de que el 11,5% de las personas encuestadas refiere tener con frecuencia esa preocupación. El porcentaje se incrementaba hasta un 17% en los hogares donde hay al menos un menor de 16 años, así como en familias que viven en un distrito de menor desarrollo, mostrando dicha prevalencia un gradiente claro e inverso al nivel de desarrollo humano de los distritos de residencia. Podemos señalar que la variable del territorio, y la composición del hogar con al menos un menor de 16 años son posibles factores de riesgo de la inseguridad de acceso económico a los alimentos.

Para conocer el consumo adecuado de proteínas se ha preguntado acerca de la **posibilidad de comer carne, pollo o pescado al menos cada dos días** (consumo adecuado de proteínas). Esta variable se utiliza en la Encuesta de calidad de vida (ECV), como uno de los elementos que permite definir la carencia material severa de un hogar (indicador AROPE)¹⁴. Los datos disponibles para la Comunidad de Madrid muestran el desarrollo del porcentaje de personas que no puede permitirse una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días: 2015= 0,8%; 2016= 1,2%; 2017= 4,1%; 2018=2,7%; 2019=2,8%; 2020= 4,0%; y 2021= 4,3%. De esta manera podemos observar el aumento del porcentaje de población que no puede permitirse un consumo adecuado de proteínas¹⁵.

Finalmente, para conocer el impacto de la pandemia en el acceso a los alimentos, se ha incluido una variable que nos permite conocer si las personas **han tenido la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda para alimentos a raíz de la pandemia por COVID-19** (acudir a organización para recibir ayuda alimentaria).

Para nuestro caso, cabe aclarar que contestar afirmativamente a la pregunta sobre la preocupación de no tener suficientes alimentos por causas económicas implica sufrir de IAEA, mientras que las dos preguntas restantes, acerca de la posibilidad de un consumo adecuado de proteínas o haber tenido la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, permite dimensionar la severidad de la IAEA.

Finalmente, pretendemos calcular la prevalencia y la distribución de las tres variables relacionadas con la inseguridad alimentaria (IAEA, la posibilidad de comer carne, pollo o pescado al menos cada dos días y haber tenido la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda para alimentos a raíz de la pandemia por COVID-19) en relación con diferentes variables sociodemográficas (variables dependientes, de efecto); y, de la misma manera, conocer la relación de las tres variables anteriores como variables determinantes de salud (es decir, como variables independientes, de causa), tales como la autopercepción del estado de salud (AES) y el riesgo de mala salud mental.

Método

Fuente de datos

Los resultados proceden de los datos obtenidos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), elaborada por Madrid Salud. Así mismo, se han utilizado otras fuentes de información basadas en encuestas de salud del ámbito nacional que utilizan el mismo instrumento de recogida de datos en su cuestionario.

Instrumentos

Para medir la IAEA en los últimos 12 meses se ha incluido la siguiente pregunta en el cuestionario: G30. *Durante los últimos 12 meses ¿ha habido algún momento en que, por falta de dinero u otros recursos, se haya preocupado por no tener suficientes alimentos para comer?*

Para conocer la posibilidad de poder permitirse una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días se ha incluido la siguiente pregunta en el cuestionario: G31. *¿Se puede permitir una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días?*

Para conocer el impacto de la pandemia en el acceso a los alimentos se ha incluido la siguiente pregunta: G32. *¿A raíz de la pandemia por COVID-19, ha necesitado acudir a alguna organización para recibir ayuda para alimentos?*

Análisis de datos

En primer lugar, se ha realizado un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados para las tres variables que componen la inseguridad alimentaria (IAEA, consumo adecuado de proteínas y necesidad de recibir ayuda alimentaria). Se ha realizado un análisis de prevalencias según las distintas variables independientes o de causa como el sexo, edad, clase social familiar, variable territorial, nivel de estudios, estatus migratorio, dificultad para llegar a fin de mes, composición del hogar, apoyo social y variables de salud, como la limitación crónica de la actividad, la gravedad del COVID-19 y el riesgo de mala salud mental en personas menores de 65 años (GHQ-12). Asimismo, se han calculado los intervalos de confianza del 95% para cada variable. Posteriormente, se ha llevado a cabo un análisis bivariante de las anteriores variables.

Las tres variables descritas anteriormente (IAEA, consumo adecuado de proteínas y acudir a organización para recibir ayuda alimentaria) serán utilizadas como variables dependientes, es decir variables de efecto, en relación con las siguientes variables independientes o de causa: sexo, edad, clase social familiar; nivel de estudios; variable territorial por grupo de distrito; estatus migratorio; dificultad para llegar a fin de mes; apoyo social; presencia de menores en el hogar y limitación crónica de la actividad (LCA).

Finalmente, las variables serán utilizadas como variables independientes o de causa, en relación con la siguiente variable dependiente o de efecto: el riesgo de mala salud mental a personas < 65 años mediante la escala GHQ.

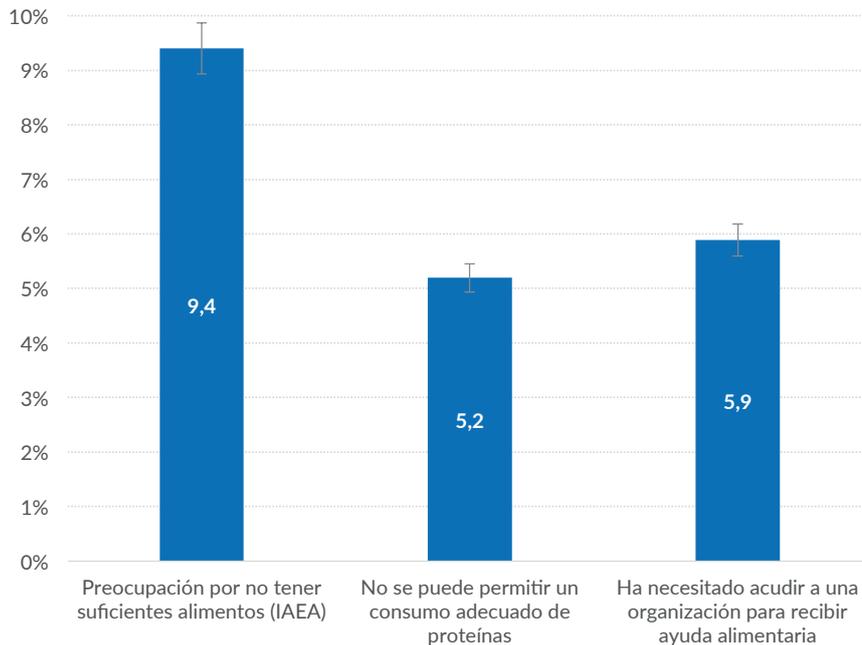
Tras el análisis bivariante, se ha realizado un análisis multivariante sobre la preocupación de no tener suficientes alimentos, incluyendo aquellas variables que habían resultado significativas en los análisis bivariantes. Tras un primer modelo se decidió eliminar la variable relacionada con los menores en el hogar, por considerarla una variable confusora. Los criterios para aceptar el modelo son que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcance la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus sea estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global correctamente clasificado sea superior al 50%.

Todos los análisis se realizaron en el programa estadístico IBM SPSS.

Resultados

En la **gráfica 1** podemos observar la distribución de las frecuencias de las variables que definen la inseguridad alimentaria, tal y como se ha formulado. El 9,4% señala haber tenido la preocupación por no tener suficientes alimentos por cuestiones económicas durante los últimos 12 meses (IAEA). En cuanto al consumo adecuado de proteínas, el 5,2% de la población no puede permitirse una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días. Finalmente, el 5,9% de la población ha necesitado acudir a una organización para recibir ayuda para alimentos a raíz de la pandemia por COVID-19.

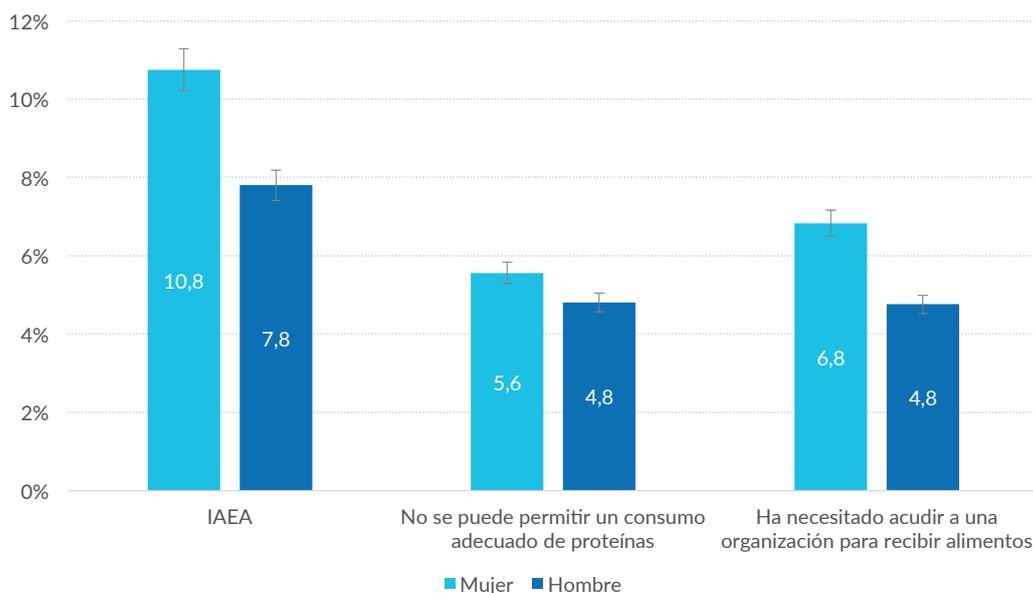
Gráfica 1. Prevalencia de variables de inseguridad alimentaria (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta la variable **sexo**, en la **gráfica 2** podemos observar que el 10,8% [IC95%= 9,9-11,7] de las mujeres afirma haber tenido IAEA, frente al 7,8% [IC95%= 7,0-8,7] de los hombres, siendo estas diferencias estadísticamente significativas. Por otro lado, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre sexos en cuanto a un consumo adecuado de proteínas. Finalmente, en cuanto a haber necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, el 6,8% [IC95%= 6,1-7,6] de mujeres afirma haberlo necesitado frente al 4,8% [IC95%= 4,1-5,5] de hombres, siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

Gráfica 2. Prevalencia de inseguridad alimentaria según las variables estudiadas por sexo (N=8.400)

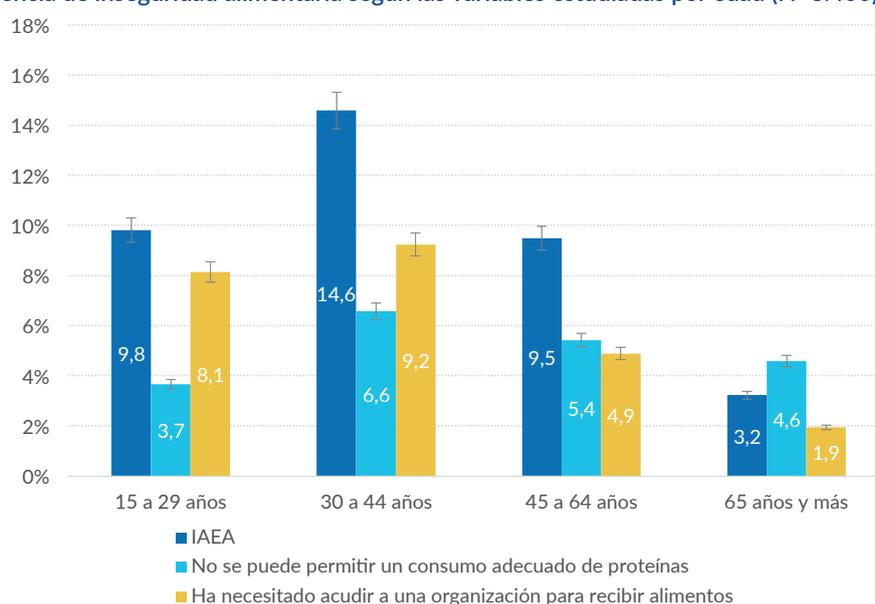


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la **edad**, podemos observar en la **gráfica 3** una prevalencia más alta en la IAEA en las personas de 30 a 44 años, con un 14,6% [IC95%= 13,1-16,1], presentando diferencias significativas respecto a los otros intervalos de edad. Las personas de 65 años y más presentan una prevalencia del 3,2% [IC95%= 2,5-4,1], siendo así el intervalo de edad con la prevalencia más baja.

En cuanto a la posibilidad de un consumo adecuado de proteínas (**gráfica 3**), nos volvemos a encontrar con una prevalencia más alta para el grupo de edad de 30 a 44 años, 6,6% [IC95%= 5,6-7,7]. Solo se encuentran diferencias significativas respecto al grupo de edad de 15 a 29 años, que presenta la prevalencia más baja de todos los grupos de edad, con un 3,7% [IC95%= 2,8-4,7]. Finalmente, las personas de 30 a 44 años vuelven a presentar una prevalencia más alta en cuanto a la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, con un 9,2% [IC95%= 8,1-10,5], seguido del grupo de edad de 15 a 29 años, con el 8,1% [IC95%= 6,8-9,6], apareciendo diferencias significativas de ambos grupos respecto a las personas de 45 a 64 años y 65 años y más.

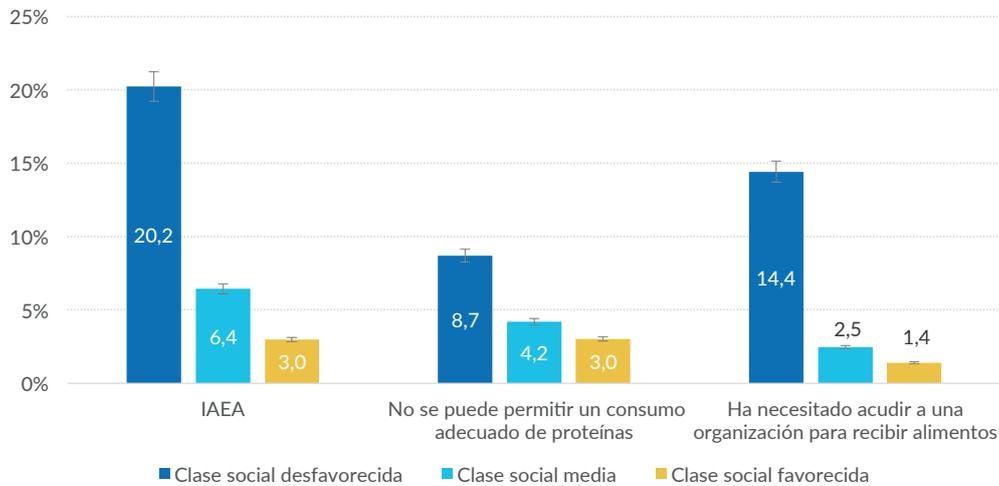
Gráfica 3. Prevalencia de inseguridad alimentaria según las variables estudiadas por edad (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo a la clase social ocupacional familiar (**gráfica 4**), podemos observar que el 20,2% [IC95%= 18,7-21,8] de las personas pertenecientes a la clase social desfavorecida han sufrido IAEA, frente al 6,4% [IC95%= 5,4-7,6] de personas pertenecientes a la clase social familiar media, y el 3,0% [IC95%= 2,5-3,6] de las personas de clase social familiar favorecida. De la misma manera, el 8,7% [IC95%= 7,7-9,8] de las personas de clase social desfavorecida no puede permitirse un consumo adecuado de proteínas, presentando diferencias significativas respecto a la clase social familiar media (4,1%) [IC95%=3,4-5,1] y la clase social familiar favorecida (3,0%) [IC95%= 2,5-3,6]. Finalmente, un 14,4% [IC95%= 13,1-15,8] de las personas de la clase social familiar desfavorecida ha necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, frente al 2,5% [IC95%= 1,8-3,2] de las personas de la clase social familiar media y el 1,4% [IC95%= 1,1-1,8] de personas pertenecientes a la clase social familiar favorecida.

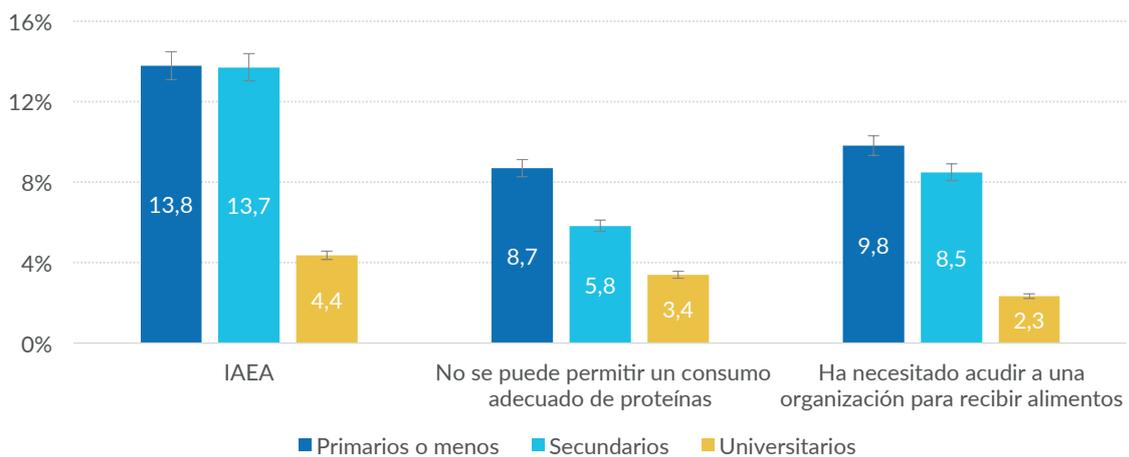
Gráfica 4. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por clase social ocupacional familiar (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Como podemos observar en la **gráfica 5**, según el nivel de estudios, la IAEA alcanza una prevalencia más alta en las personas con estudios primarios o menos y estudios secundarios, con un 13,8% [IC95%= 12,1-15,6] y un 13,7% [IC95%= 12,5-15,0 respectivamente], frente a las personas con estudios universitarios, que presentan una de 4,4% [IC95%= 3,7-5,0]. Por otro lado, el 8,7% [IC95%= 7,4-10,2] de personas con estudios primarios o menos no se puede permitir un consumo adecuado de proteínas, frente al 5,8% [IC95%= 5,0-6,7] de personas con estudios secundarios, y el 3,4% [IC95%= 2,8-4,0] de personas con estudios universitarios, siendo estadísticamente significativas las diferencias entre los tres grupos. Por último, en cuanto a la necesidad de acudir a alguna organización para recibir ayuda alimentaria, volvemos a encontrar una prevalencia más alta entre las personas con estudios primarios o menos, con un 9,8% [IC95%= 8,4-11,4] y entre las personas con estudios secundarios, con un 8,5% [IC95%= 7,5-9,5], frente a las personas con estudios universitarios, con un 2,3% [IC95%= 1,9-2,8].

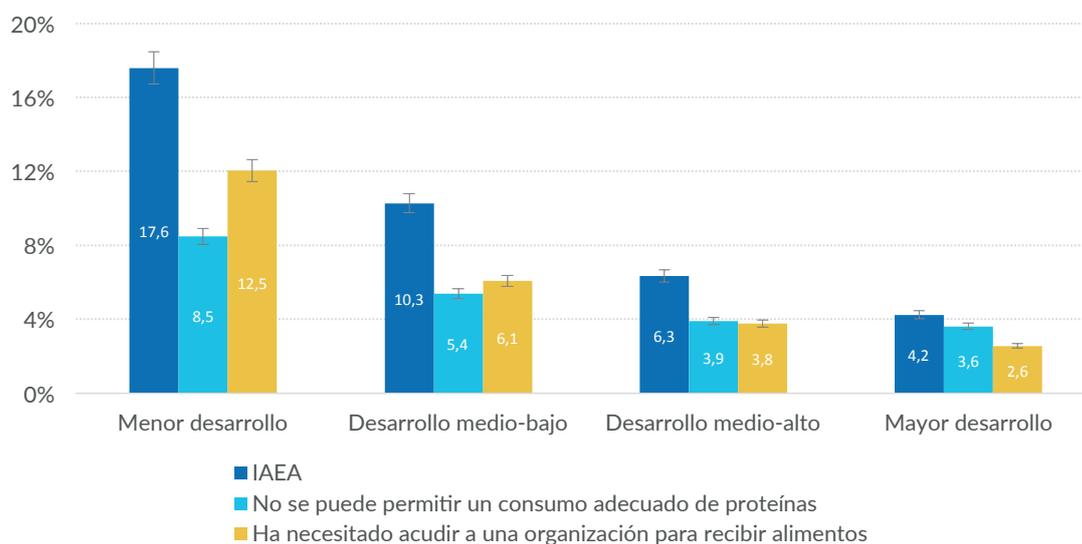
Gráfica 5. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por nivel de estudios. (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta la **distribución territorial por grupos de distritos (gráfica 6)**, observamos una prevalencia más alta en las tres variables de inseguridad alimentaria en el grupo de distritos de menor desarrollo. Si atendemos a la IAEA vemos una prevalencia de 17,6% [IC95%= 15,8-19,5] en el grupo de menor desarrollo humano frente a los otros tres grupos. La prevalencia disminuye a medida que aumenta el nivel de desarrollo, siendo las diferencias estadísticamente significativas entre todos los grupos de distritos. Respecto a las personas que no se pueden permitir un consumo adecuado de proteínas, encontramos también una prevalencia más alta para el grupo de distritos de menor desarrollo, con un 8,5% [IC95%= 7,2-9,9], siendo estadísticamente significativa esta diferencia respecto a los demás grupos de distrito. No se encuentran diferencias significativas entre los grupos de distritos de desarrollo medio-bajo, medio-alto y mayor desarrollo en cuanto al consumo adecuado de proteínas. Finalmente, el 12,0% [IC95%= 10,5-13,8] de las personas que residen en el grupo de menor desarrollo humano ha necesitado acudir a alguna organización para recibir ayuda alimentaria, presentando la prevalencia más alta respecto a los otros grupos de distrito, y siendo estas diferencias estadísticamente significativas respecto a todos los demás grupos. Asimismo, el grupo de distrito de desarrollo medio-bajo, con una prevalencia del 6,1% [IC95%= 5,2-7,0], presenta diferencias significativas respecto al grupo de desarrollo medio-alto y mayor desarrollo.

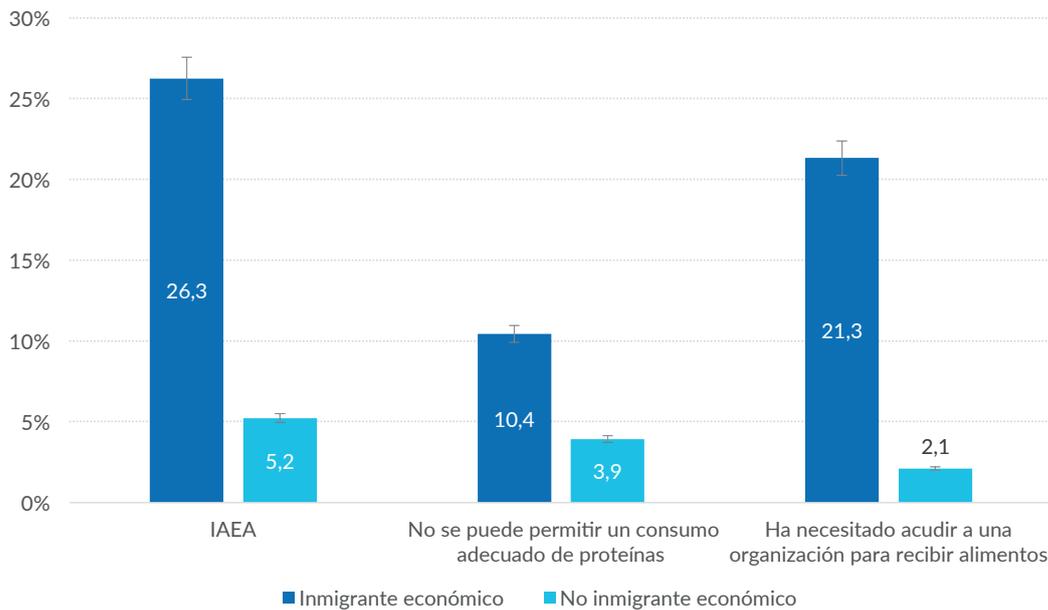
Gráfica 6. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por grupo de distritos según desarrollo humano. (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cuando analizamos las mismas prevalencias según el **estatus migratorio (gráfica 7)**, podemos observar que el 26,3% [IC95%= 24,1-28,4] de las personas que son migrantes económicos han sufrido IAEA, frente al 5,2% [IC95%= 4,7-5,8] de personas que no son migrantes económicos. De la misma manera, las personas que son inmigrantes económicas presentan una prevalencia más alta en cuanto a no poder permitirse un consumo adecuado de proteínas, con un 10,4% [IC95%= 9,1-12,0] frente al 3,9% [IC95%= 3,5-4,4] de los demás y, finalmente, si observamos la prevalencia de las personas que han necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, la más alta la encontramos de nuevo en las personas que son inmigrantes económicas, con un 21,3% [IC95%= 19,4-23,4] frente al 2,1% [IC95%= 1,8-2,5] de las personas no migrantes por motivos económicos.

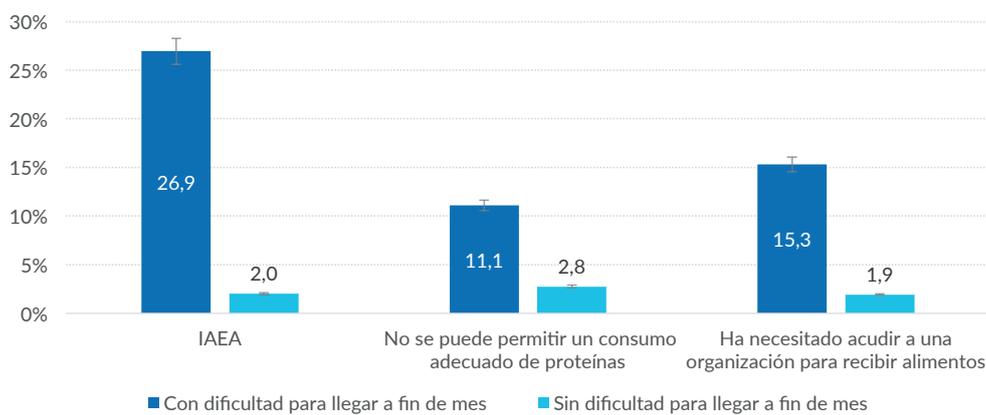
Gráfica 7. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por estatus migratorio (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la dificultad para llegar a fin de mes (gráfica 8), observamos que aquellas personas que tienen dichas dificultades presentan una prevalencia del 26,9% [IC95%= 25,2-28,7] de IAEA, frente al 2,0% [IC95%= 1,7-2,4] de las personas que no tienen esa dificultad. En cuanto a no poder permitirse un consumo adecuado de proteínas, hallamos una prevalencia del 11,1% [IC95%= 9,9-12,4] en aquellas personas con dificultad para llegar a fin de mes, frente al 2,8% [IC95%= 2,4-3,2] de las personas sin ella. Y, por último, hallamos que un 15,3% [IC95%=13,9-16,8] de quienes tienen dificultad para llegar a fin de mes han tenido la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, frente al 1,9% [IC95%= 1,6-2,3] de las personas sin esa dificultad económica.

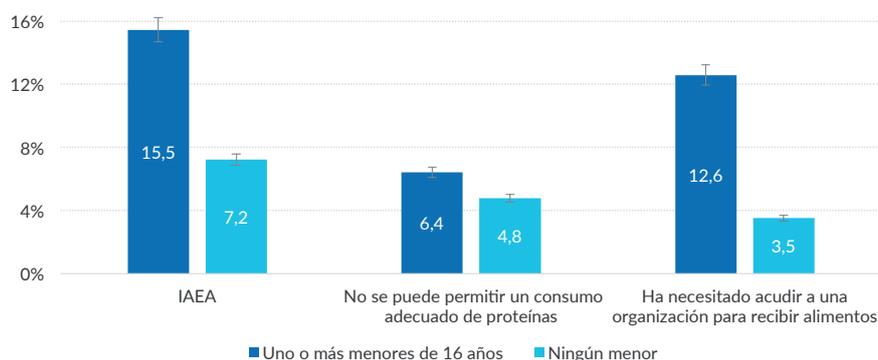
Gráfica 8. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por dificultad para llegar a fin de mes (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si observamos la prevalencia de inseguridad alimentaria en las tres variables seleccionadas con relación a **la presencia de menores de 16 años en el hogar (gráfica 9)**, nos encontramos que aquellos hogares con uno o más menores de 16 años presentan una prevalencia de IAEA del 15,5% [IC95%= 14,0-17,0] frente al 7,2% [IC95%= 6,6-7,9] de los demás hogares. Por otro lado, encontramos una prevalencia del 6,4% [IC95%= 5,5-7,5] de no poder permitirse un consumo adecuado de proteínas aquellos hogares con uno o más menores, frente al 4,8% [IC95%= 4,3-5,3] de los otros hogares. Y, por último, en cuanto a la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria, observamos una prevalencia del 12,6% [IC95%= 11,2-14,0] en los hogares con al menos un menor en el hogar, frente al 3,5% [IC95%= 3,1-4,0] de los que no tiene ningún menor en el hogar.

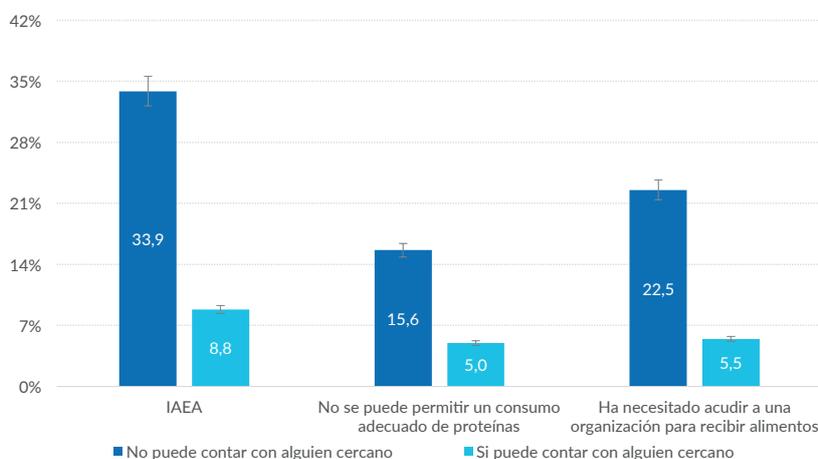
Gráfica 9. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas y existencia de algún menor en el hogar (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si analizamos las prevalencias de las variables de inseguridad alimentaria teniendo en cuenta **el apoyo social (gráfica 10)** observamos que el 33,9% [IC95%= 27,4-40,4](n=67) de las personas que no pueden contar con alguien cercano en caso de necesidad han sufrido IAEA, frente al 8,8% [IC95%= 8,2-9,5](n= 706) del resto; la posibilidad de no poder consumir proteínas de una manera adecuada, alcanza una prevalencia del 15,6% [IC95%= 11,1-21,1] (n=31) en aquellas personas que no pueden contar con alguien cercano, frente al 5,0% [IC95%= 4,5-5,5](n=397) de personas que no están en esa situación y, finalmente, encontramos una prevalencia del 22,5% [IC95%= 17,0-28,5] (n= 45) de haber necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria en aquellas personas que no pueden contar con alguien, frente al 5,5% [IC95%= 5,0-6,0](n=437) de las demás.

Gráfica 10. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por percepción de apoyo social (N=8.400)



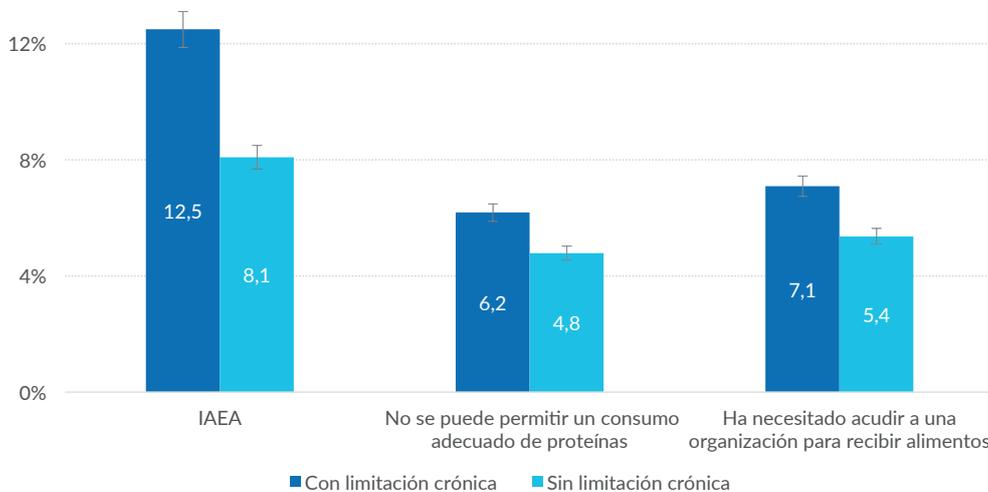
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Inseguridad alimentaria y variables de salud

Si analizamos las prevalencias de las variables de inseguridad alimentaria estudiadas en relación con diferentes variables de salud, encontramos los siguientes resultados:

En la **gráfica 11** podemos observar que para quienes reconocen alguna **limitación crónica de la actividad habitual (LCA)**, el 12,5% [IC95%= 11,2-13,9] ha tenido IAEA, frente al 8,1% [IC95%= 7,4-8,8] de quienes no tienen esa limitación. Por otro lado, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas en cuanto a un consumo adecuado de proteínas en personas con y sin limitación y, finalmente, observamos la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria en el 22,5% [IC95%=17,0-28,5](n=45) de personas con alguna limitación frente al 5,5% [IC95%=5,0-6,0] de quienes no la tienen.

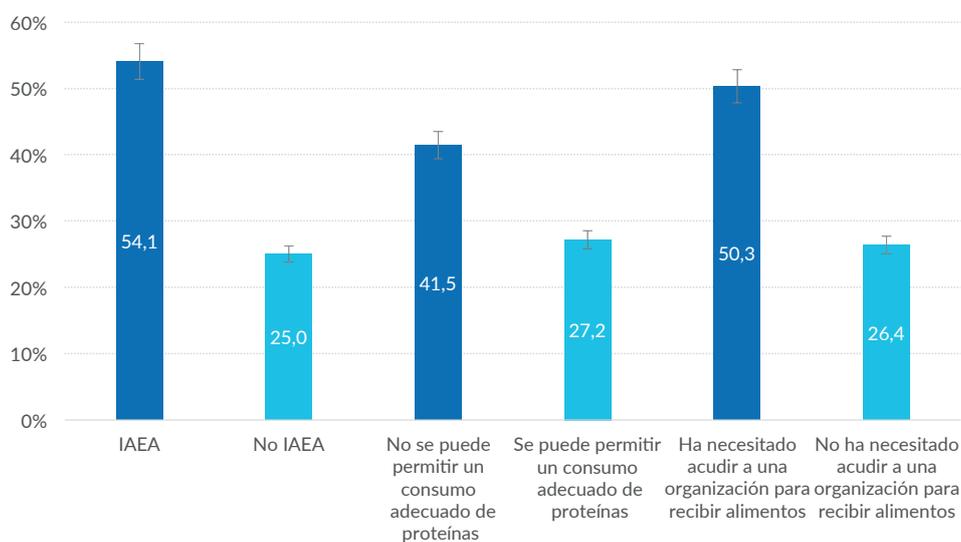
Gráfica 11. Prevalencia de inseguridad alimentaria según variables estudiadas por presencia de alguna limitación crónica para la actividad habitual (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta el riesgo de mala salud mental en menores de 65 años (puntuaciones 3 y más en la escala GHQ-12, que registró una prevalencia global en toda la muestra de 28,1%) (**gráfica 12**) y tomándolo como variable dependiente, es decir, las variables que definen la inseguridad alimentaria se tratarían ahora como independientes o factores de riesgo de sufrir mala salud mental, podemos señalar que el 54,1% [IC95%= 48,8-59,5] de las personas que han tenido IAEA tiene riesgo de mala salud mental (tasa de prevalencia), frente al 25,0% [IC95%=23,4-26,6] de las personas que no han tenido inseguridad alimentaria (OR bivariante = 3,6 [IC95%= 2,8-4,4]). Además, el 50,3% [IC95%= 43,7-56,8] de las personas que han necesitado acudir a una organización de ayuda alimentaria tiene riesgo de mala salud mental, frente al 26,4% [IC95%= 24,8-28,0] de personas que no han necesitado acudir a una de esas organizaciones (OR bivariante= 2,8 [IC95%= 2,1-3,7]). Como se ve en dicha gráfica el riesgo de mala salud mental asciende a un 41,5% de quienes no se pueden permitir una ingesta proteica semanal adecuada, frente a un 27,2% de quienes sí lo pueden hacer. En todas estas situaciones que definen la inseguridad alimentaria, el riesgo de mala salud mental es mayor de forma significativa según sus IC95%.

Gráfica 12. Prevalencia de riesgo de mala salud mental en menores de 65 años (GHQ-12) según variables de inseguridad alimentaria (N=8.400)

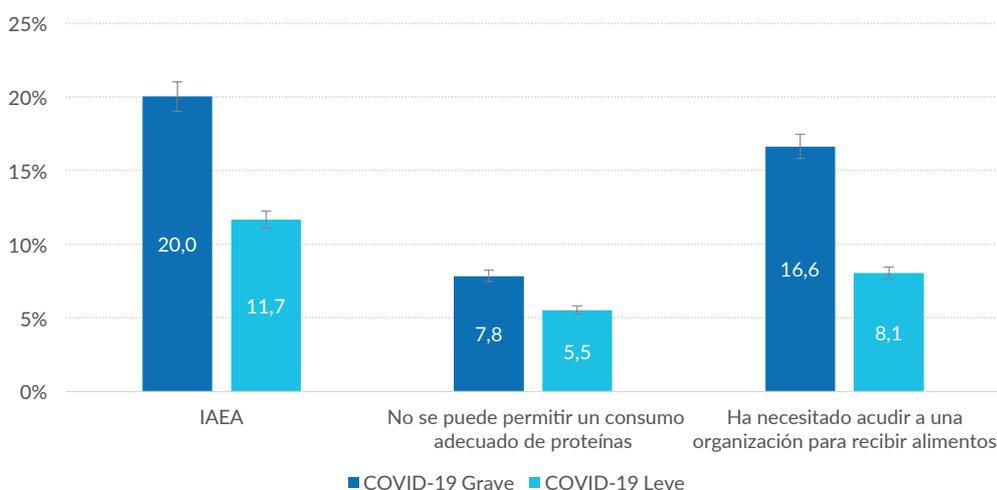


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por último, si analizamos las prevalencias de la inseguridad alimentaria según la gravedad de la COVID-19 (**gráfica 13**), observamos que las personas que han sido hospitalizadas o ingresadas en la UCI por COVID-19 (grave) hasta diciembre de 2021, presentan una prevalencia de IAEA del 20,0% [IC95%= 14,6-26,1], frente al 11,7% [IC95%= 10,2-13,4] de las personas que han sido asintomáticas o han tenido síntomas leves (COVID-19 leve) en caso de haber sufrido la infección.

Finalmente, la prevalencia de las personas que han necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria y han presentado COVID-19 grave es del 16,6% (n=31) [IC95%= 11,8-22,4] frente al 8,1% (n=127) [IC95%= 6,8-9,5] de las personas que han tenido COVID-19 leve. No se aprecian diferencias estadísticamente significativas en cuanto al consumo adecuado de proteínas.

Gráfica 13. Prevalencia de inseguridad alimentaria según las variables de estudio por gravedad de la COVID-19 (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Análisis bivariante

Los análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa entre la IAEA y las siguientes variables: sexo (mayor riesgo para las mujeres; OR bivariante= 1,4 [IC95%= 1,2-1,6]), estatus migratorio (mayor riesgo para inmigrantes económicos; OR bivariante= 6,4 [IC95%= 5,5-7,5]), dificultad para llegar a fin de mes (mayor riesgo para las personas que llegan con dificultad a fin de mes; OR bivariante= 17,9 [IC95%= 14,6-22,0]), nivel de estudios (mayor riesgo para personas con estudios primarios o menos y secundarios; OR bivariante= 3,5 [IC95%= 2,9-4,1]), clase social familiar (mayor riesgo para las personas de clase social desfavorecida; OR bivariante= 5,7 [IC95%= 4,9-6,7]), variable territorial (mayor riesgo para las personas que viven en distritos de menor desarrollo y desarrollo medio-bajo; OR bivariante= 2,5 [IC95%= 2,1-2,9]), edad, menores en el hogar (mayor riesgo para los hogares donde hay uno o más menores; OR bivariante= 2,3 [IC95%= 2,0-2,7]), apoyo social (mayor riesgo para las personas que no pueden contar con alguien en caso de necesidad; OR bivariante= 5,2 [IC95%= 3,8-7,0]), limitación crónica de la actividad (mayor riesgo para las personas con alguna limitación; OR bivariante= 1,6 [IC95%= 1,3-1,8]), gravedad COVID-19 (mayor riesgo para las personas que han tenido COVID-19 grave; OR bivariante= 1,8 [IC95%= 1,2-2,7]). Por último, la preocupación por no tener suficientes alimentos resultó significativa al utilizarla como variable independiente (factor de riesgo) en cuanto al riesgo de mala salud mental en menores de 65 años (OR bivariante= 3,5 [IC95%= 2,8-4,4]).

Para el consumo inadecuado de proteínas: estatus migratorio (mayor riesgo para inmigrantes económicos; OR bivariante= 2,8 [IC95%= 2,3-3,4]), dificultad para llegar a fin de mes (mayor riesgo para las personas que llegan con dificultad a fin de mes; OR bivariante= 4,3 [IC95%= 3,5-5,3]), nivel de estudios (mayor riesgo para las personas con estudios primarios o menos y secundarios; OR bivariante= 2,1 [IC95%= 1,7-2,5]), clase social familiar (mayor riesgo para las personas de clase social desfavorecida; OR bivariante= 2,6 [IC95%= 2,2-3,2]), variable territorial (mayor riesgo para las personas que viven en distritos de menor desarrollo y desarrollo medio-bajo; OR bivariante= 1,7 [IC95%= 1,4-2,1]), edad, menores en el hogar (mayor riesgo para los hogares donde hay uno o más menores; OR bivariante= 1,3 [IC95%= 1,1-1,6]), apoyo social (mayor riesgo para las personas que no pueden contar con alguien en caso de necesidad; OR bivariante= 3,5 [IC95%= 2,3-5,2]), limitación crónica de la actividad (mayor riesgo para las personas con alguna limitación; OR bivariante= 1,3 [IC95%= 1,0-1,6]). Por último, la no posibilidad de un consumo adecuado de proteínas resultó significativa al utilizarla como variable independiente (factor de riesgo) en cuanto al riesgo de mala salud mental en menores de 65 años (OR bivariante= 1,8 [IC95%= 1,3-2,5]).

Y finalmente, para el hecho de haber necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria a causa de la pandemia: sexo (mayor riesgo para las mujeres; OR bivariante= 1,4 [IC95%= 1,2-1,7]), estatus migratorio (mayor riesgo para inmigrantes económicos; OR bivariante= 12,6 [IC95%= 10,2-15,4]), dificultad para llegar a fin de mes (mayor riesgo para las personas que llegan con dificultad a fin de mes; OR bivariante= 9,1 [IC95%= 7,3-11,3]), nivel de estudios (mayor riesgo para personas con estudios primarios o menos y secundarios; OR bivariante= 4,2 [IC95%= 3,3-5,3]), clase social familiar (mayor riesgo para las personas de clase social desfavorecida; OR bivariante= 9,5 [IC95%= 7,6-11,8]), variable territorial (mayor riesgo para las personas que viven en distritos de menor desarrollo y desarrollo medio-bajo; OR bivariante= 2,6 [IC95%= 2,1-3,1]), edad, menores en el hogar (mayor riesgo para los hogares donde hay uno o más menores; OR bivariante= 3,9 [IC95%= 3,2-4,7]), apoyo social (mayor riesgo para las personas que no pueden contar con alguien en caso de necesidad; OR bivariante= 5,0 [IC95%= 3,5-7,0]), limitación crónica de la actividad (mayor riesgo para las personas con alguna limitación; OR bivariante= 1,3 [IC95%= 1,1-1,6]), gravedad COVID-19 (mayor riesgo para las personas que han tenido COVID-19 grave; OR bivariante= 2,2 [IC95%= 1,4-3,4]). Por último, la necesidad de haber tenido que acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria resultó significativa al utilizarla como variable independiente (factor de riesgo) en cuanto al riesgo de mala salud mental en menores de 65 años (OR bivariante= 2,8 [IC95%= 2,1-3,7]).

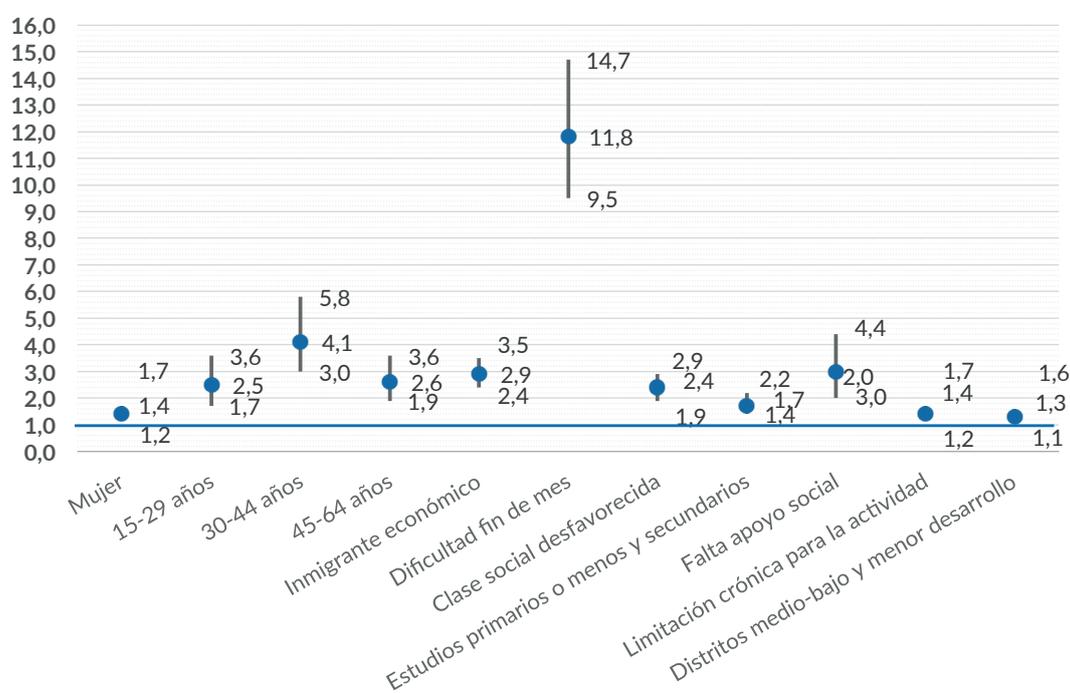
Análisis de regresión logística multivariante binaria

Para analizar la influencia real e independiente de cada una de las variables estudiadas anteriormente (factores o causas) en la IA (dependiente o efecto), se ha llevado a cabo un análisis multivariante binario, utilizando como variable dependiente la IAEA, de tal manera que el efecto se ajuste mediante las variables sociodemográficas, económicas y de salud seleccionadas. Se han incluido aquellas variables de causa que han presentado valores

significativos en el análisis bivalente, excepto la variable de composición del hogar, por ser una variable confundidora en el modelo final. El modelo obtenido (N= 8.105) clasifica correctamente el 91,0% de los casos y explica el 41,4% de la varianza de la preocupación por no tener suficientes alimentos (R^2 de Nagelkerke= 0,414). Como podemos observar en la **gráfica 14** en la que se representa el modelo resultante, los resultados informan de que, controlando el efecto de las demás variables, las condiciones que tienen una mayor asociación con el riesgo de (tener preocupación por) no tener suficientes alimentos son: referir dificultad para llegar a fin de mes, tener entre 30-44 años, no poder contar con alguien en caso de necesidad o ser inmigrante económico, siendo las demás variables también significativas.

En el modelo final ven rebajadas sus OR (ajustadas) respecto a las obtenidas en los análisis bivariantes (brutas) de manera significativa las siguientes variables: ser migrante económico, apoyo social, clase social familiar, la variable territorial y el nivel educativo.

Gráfica 14. Preocupación por la disponibilidad de suficientes alimentos en el hogar (IAEA) vs algunos determinantes sociales y de salud. Modelo de regresión logística multivariante binaria. OR e IC95% (N=8.086)



Nota. Número de casos incluidos en el análisis= 8.086; Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad intervalos (referencia 65 y más años); inmigrante económico (referencia: no inmigrante económico); CSF: clase social familiar (referencia: CSF intermedia y favorecida); NE: nivel estudios (referencia: estudios universitarios); Apoyo social (referencia: puede contar con alguien en caso de necesidad); LCA: limitación crónica de la actividad (referencia: sin limitación); Variable territorial (referencia: grupo de distritos de desarrollo medio alto y mayor desarrollo) Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Discusión

En este informe presentamos los resultados de tres variables que tratan de recoger de forma comprensiva y multifactorial el fenómeno complejo de la IA. Aunque todas reflejan de alguna forma la dificultad de acceso por motivos económicos, una de ellas, haber tenido preocupación por no tener suficientes alimentos para comer en los últimos 12 meses, la definimos, per se, como Inseguridad de acceso económico a los alimentos (IAEA), habiendo usado esta denominación en nuestros trabajos previos^{12,13}. Para la ciudad de Madrid, hemos encontrado que el 9,5% declara haber sentido esa preocupación, por lo que esa es, en este trabajo, la prevalencia global de IAEA en la población adulta.

Tanto las definiciones como las medidas de la IA han sido objeto de amplio debate, y existen diferentes tipos de encuestas e indicadores para su medición¹⁶. Para nuestro caso, se ha incluido la pregunta acerca de la experiencia o no de la preocupación sobre la IA, incluyendo la dimensión temporal ya que se refiere a los últimos 12 meses, enmarcando la preocupación como inseguridad alimentaria intermedia, pero no permite conocer el grado de severidad del fenómeno exacto, tal y como lo hace la escala HFIAS. En futuras investigaciones sería interesante considerar otras dimensiones temporales que permitan caracterizar la inseguridad alimentaria crónica o transitoria⁵.

De la misma manera, es importante tener en cuenta que esta variable incluye cierto nivel de subjetividad, ya que se refiere a la percepción individual de las personas sobre lo que se considera suficiente o insuficiente, y sobre las necesidades del hogar. Esto podría explicar algunas diferencias como las encontradas entre mujeres y hombres⁹. A pesar de esto, algunos estudios que han empleado la escala FIES propuesta por la FAO, han destacado las virtudes de utilizar medidas subjetivas para medir la experiencia personal de la IA debido a la homogeneidad de los resultados obtenidos entre diferentes países¹⁷.

Por otro lado, hemos podido observar que el 5,2% de las personas no se pueden permitir una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días. La posibilidad de consumo de proteínas de manera adecuada se incluye en la ECV¹⁴ para definir la carencia material severa de un hogar, con gran impacto también sobre la salud por la posibilidad de disponer alimentos nutricionalmente adecuados.

Para atender de manera específica a la relación entre los efectos de la pandemia por COVID-19 y la IA se ha indagado sobre las personas que han necesitado acudir a organizaciones para recibir ayuda alimentaria debido a la pandemia. Para la ciudad de Madrid, observamos que el 5,9% ha necesitado acudir a una organización para recibir alimentos.

Según la Memoria Anual 2020 y 2021 del banco de alimentos de Madrid^{18,19}, el número de personas que solicitaron ayuda alimentaria aumentó en un 40% debido al impacto de la pandemia. En 2019 se asistió a diario a 130.000 personas, mientras que a finales del año 2020 pasaron a ser 189.381 y 180.236 en 2021. Asimismo, las entidades benéficas que se involucraron en el servicio de reparto de alimentos pasaron de 515 a finales de diciembre de 2019 a 606 entre abril y diciembre del año 2020, llegando a un máximo de 230.376 personas entre abril-mayo del 2020 y 188.492 en 2021. En general, la protección frente a la IA se ha delegado en organizaciones y entidades orientadas hacia el reparto de alimentos, lo que se conoce como “modelo hegemónico de protección alimentaria”. Sin embargo, en muchos casos, esta provisión de alimentos tiene un enfoque puramente asistencial y no contribuiría a salir de las situaciones de pobreza, además de estigmatizar a las personas beneficiarias. Otras problemáticas incluyen la dificultad de incluir productos frescos, el reparto de productos que generan dietas monótonas y escasamente nutritivas, produciendo un gran desajuste entre aquellos alimentos incluidos y las necesidades reales de las personas receptoras⁸.

Si analizamos de manera global las tres variables relacionadas con la IA, se puede observar que en las variables acerca de la IAEA y haber necesitado acudir a una organización para ayuda alimentaria, son las variables donde se acentúan las diferencias en función de las diferentes variables demográficas y socioeconómicas, mientras que, en la variable relacionada con el consumo de proteínas, a pesar de encontrar diferencias significativas, estas diferencias se atenúan.

En diversos estudios se ha observado que la IA tiende a ser más severa en ciertos grupos de población, como en la población joven, familias numerosas, hogares que tienen menores a cargo, población extranjera o personas en situación de inseguridad habitacional²⁰. Un estudio que examina los datos proporcionados por la Escala FIES empleada en Gallup World Poll (GWP) en 134 países diferentes, encontró 5 características asociadas con el incremento de la probabilidad de sufrir IA, entre ellas, bajos niveles educativos, redes sociales débiles, menor capital social, ingresos del hogar bajos o estar desempleado. Otros determinantes de la IA severa que se identificaron fueron la edad, el número de hijos en el hogar, el estado civil (estar divorciado), vivir en un área rural y estar en situación de desempleo¹⁷.

Los resultados obtenidos en nuestro estudio coinciden con la tendencia que muestran los estudios previos. Para nuestro caso, al analizar las variables relacionadas con la IA y otras variables socioeconómicas, observamos un claro gradiente social en la mayoría de los casos. La clase social ocupacional familiar o el lugar de residencia parecen factores que inciden en que las personas que ocupan posiciones más desfavorables sean también aquellas más propensas a experimentar IA. Además, se observan grandes diferencias en cuanto al nivel de estudios, siendo las personas con estudios primarios o menos y secundarios las más afectadas, en comparación con aque-

llas personas con estudios universitarios. Podría argumentarse que el nivel de estudios es un buen indicador del estatus social y del capital social de las personas, lo que está directamente relacionado con las condiciones laborales¹⁶ y por lo tanto el riesgo de sufrir IA.

El modelo obtenido a partir de la regresión logística binaria (**gráfica 14**) muestra que las personas que tienen dificultad para llegar a fin de mes tienen casi 12 veces más riesgo de padecer IAEA una vez ajustada con todas las demás variables, siendo la que determina mayor riesgo. Para este mismo estudio, los datos muestran que el 30,5% de la población madrileña llega con dificultad a fin de mes (N=8.625), mostrando una mayor prevalencia en mujeres, personas de clase social desfavorecida, con estudios primarios o menos, en distritos de menor desarrollo humano o inmigrantes económicos.

Algunos estudios muestran que la vivienda es un elemento relevante en la relación entre la dificultad para llegar a fin de mes y la IA. En Madrid, alrededor del 47% de personas con problemas con los gastos derivados de la vivienda sufren de IA. Para estos casos se pone de manifiesto que la dificultad para llegar a fin de mes podría repercutir en la capacidad para afrontar gastos de la vivienda, de tal manera que las personas deciden dedicar mayores recursos a paliar estos gastos, reduciendo los relacionados con la alimentación^{8,20}. Se pone así de manifiesto que la inseguridad habitacional está íntimamente relacionada con la posibilidad de sufrir IA.

En el contexto de la pandemia, todos estos factores socioeconómicos, combinados con la IA, podrían incluso aumentar la vulnerabilidad a la infección por COVID-19. Esto podría deberse a que las personas que sufren inseguridad alimentaria no tienen la capacidad financiera para comprar alimentos en grandes cantidades, lo que aumenta la necesidad de realizar compras con mayor frecuencia, incrementando así el riesgo de exposición a la enfermedad¹⁷.

Según la edad, se ha observado que la mayor prevalencia de IAEA y necesidad de acudir a organizaciones para recibir ayuda alimentaria ocurre en el intervalo de edad de entre 30 y 40 años, con 4 veces más de riesgo, siendo la segunda variable que presenta mayor OR después de la dificultad para llegar a fin de mes (**gráfica 14**). Es probable que los rangos de edad que abarcan desde 15 a 24 años presenten una menor prevalencia debido a que muchas personas ahí incluidas aún podrían estar viviendo con sus padres y no tener la responsabilidad de proveer de alimentos⁹, aunque llama la atención que este grupo de edad es el segundo con la prevalencia más alta en cuanto a la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria. Estos resultados podrían ser consistentes con los datos obtenidos en el “Estudio de la situación nutricional de la población infantil en la ciudad de Madrid 2017”¹², donde se encontró que el 17,9% de los niños y las niñas entre 3 y 12 años pertenecían a familias con dificultades de acceso a la alimentación por motivos económicos, con un 12,8% en su forma moderada o severa, sobre todo en aquellos niños y niñas que viven en distritos de menor desarrollo, donde se triplica la proporción de niñas y niños cuyas familias sufren de inseguridad alimentaria. Según estudios previos, la probabilidad de sufrir IA va incrementándose con la edad, pero a medida que las personas se hacen más mayores, el efecto se vuelve más débil¹⁶, tal y como podemos observar en los resultados obtenidos.

En los resultados del Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 (ESCM'18)¹³ se pudo observar que la presencia de al menos un menor en el hogar era un posible factor de riesgo de la IA. Otras investigaciones han mostrado que el número de niños y niñas que componen el hogar es otro factor a tener en cuenta en el análisis de la inseguridad alimentaria¹⁶. En nuestro análisis hemos podido observar una prevalencia más alta de IAEA en aquellos hogares donde se encuentran uno o más menores frente a los que no hay ningún menor (**gráfica 9**). En el análisis bivariante realizado observamos que aquellos hogares con presencia de menores cuentan con al menos dos veces más de riesgo de sufrir IAEA (OR bivariante= 2,3 [IC95%= 2,0-2,7]). Asimismo, aquellos hogares donde vive al menos un menor de 16 años tendrían dos veces más riesgo de sufrir preocupación por no tener suficientes alimentos que en aquellos hogares donde no hay ningún menor, eliminando todas las demás variables. Así, los hogares más vulnerables serían los hogares compuestos por un adulto e hijos dependientes a su cargo. Para el año 2021, el 54,3% de estos hogares se situaba en riesgo de pobreza o exclusión social¹⁴.

En algunos estudios destacan que la falta de apoyo social es una posible variable de riesgo de sufrir inseguridad alimentaria⁹. Para nuestro caso, podemos observar que las personas que no pueden contar con alguien en caso de necesidad tendrían casi 3 veces más riesgo de IAEA una vez ajustado el efecto por las demás variables. Esto podría explicarse señalando que la mayor falta de apoyo social se da principalmente en aquellos colectivos de personas inmigrantes, sobre todo en los primeros años tras abandonar su país de origen, como consecuencia de no contar con una red sólida de apoyo⁴. En este sentido, si observamos los resultados obtenidos podemos ver

que las personas que son inmigrantes económicas presentan una mayor prevalencia en las tres variables estudiadas sobre inseguridad alimentaria (**gráfica 7**). Sin la influencia de otras variables, ser inmigrante económico conlleva 6,5 (OR bivariante= 6,4 [IC95%= 5,5-7,5]) veces más riesgo de preocupación por no tener suficientes alimentos y 12,6 veces más de necesitar acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria. Una vez ajustado en función de otras variables, las personas inmigrante económicas seguirían presentando casi 3 veces más riesgo de sufrir preocupación por no tener suficientes alimentos (**gráfica 14**). Observando la inseguridad alimentaria de acceso económico a los alimentos según el origen de las niñas y los niños, al ser inmigrante económico de primera o segunda generación se encuentra una prevalencia de inseguridad alimentaria de cualquier tipo del 32,03% y 36,68%, frente a una prevalencia del 10,69% en el resto de la población¹².

Teniendo en cuenta la variable del sexo, se observaron diferencias significativas de las mujeres respecto a los hombres tanto en la preocupación por no tener suficientes alimentos como en la necesidad de acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria (**gráfica 2**). En otros análisis, el género aparece como uno de los factores relacionados con la seguridad alimentaria, siendo las mujeres las que sufren mayor riesgo de sufrir inseguridad alimentaria¹⁶. Otros trabajos que comparan las prevalencias de inseguridad alimentaria en diferentes países también encontraron diferencias entre las mujeres y los hombres, donde las mujeres tienen un mayor riesgo de sufrir inseguridad alimentaria severa en aquellas regiones más pobres. En los países más ricos, se observa una mayor desigualdad de mujeres respecto a los hombres en la inseguridad alimentaria media o moderada, siendo el riesgo para las mujeres 1,28 veces mayor que para los hombres en los países de la Unión Europea⁹. Se cree que la diferencia entre hombres y mujeres podría deberse al papel de las mujeres como cuidadoras y encargadas de los recursos del hogar, lo que las hace más conscientes de los problemas relacionados con la seguridad alimentaria en el hogar y, por tanto, más propensas a responder de manera afirmativa a las preguntas relacionadas con la inseguridad alimentaria⁹.

Finalmente, podemos observar la relación entre variables de salud y la inseguridad alimentaria. Se destaca una mayor prevalencia en la preocupación por no tener suficientes alimentos en aquellas personas con alguna limitación crónica de la actividad (**gráfica 11**). Varios estudios ya han señalado que la limitación crónica se considera un factor de riesgo de sufrir IAEA¹³, al mismo tiempo sufrir IAEA es causa de un mayor riesgo de sufrir enfermedad crónica²¹.

De la misma manera, hemos observado que la prevalencia de la preocupación por no tener suficientes alimentos y haber necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria se duplica en aquellas personas que han tenido COVID-19 grave (**gráfica 13**).

Por último, la inseguridad alimentaria está íntimamente relacionada con la salud mental (**gráfica 12**). Según nuestros resultados, se ha podido observar que las personas que sufren IAEA tienen 3,5 más riesgo de una mala salud mental, mientras que las personas que han necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria tendrían 2,8 veces más riesgo de sufrir una mala salud mental, sin la influencia de otras variables. Otros estudios han mostrado que la inseguridad alimentaria está asociada con una peor salud mental, incluyendo la depresión, el estrés y la ansiedad³. Esta relación puede generarse a través de diferentes mecanismos, como la incertidumbre sobre la capacidad de mantener suficientes alimentos o de acceder a ellos en el futuro. La adquisición de los alimentos de formas socialmente menos “aceptables”, como tener que recurrir a entidades que proveen de alimentos, o exponerse de manera pública en una cola de espera, puede generar sentimientos de alienación, desempoderamiento, vergüenza y culpa²². Como se ha señalado anteriormente, existen ciertos problemas que surgen como consecuencia de la necesidad de las personas de acudir a entidades para recibir ayudas, los cuales se encuentra ligados a procesos de estigmatización social⁸, con gran repercusión en la salud mental de las personas.

Conclusiones

- El 9,4% de la población madrileña refiere haber tenido, en los últimos 12 meses, preocupación por no tener suficientes alimentos en el hogar por falta de recursos (inseguridad de acceso económico a los alimentos o IAEA), el 5,2% declara no poder hacer una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días y un 5,9 % ha necesitado acudir a una organización para recibir ayuda alimentaria a raíz de la pandemia.
- Estas variables tratan de medir la inseguridad alimentaria y afectan más a las personas que refieren dificultad para llegar a fin de mes, a las migrantes económicas, a quienes no pueden contar con alguien en caso de necesidad o a las que pertenecen a una clase social familiar desfavorecida.
- Los resultados indican que el nivel de estudios, la existencia de menores en el hogar y ser mujer son factores relevantes que incrementan la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria.
- Algunas dimensiones relacionadas con la salud, como la limitación crónica para la actividad habitual o haber sufrido COVID-19 grave están asociadas con un mayor riesgo de sufrir inseguridad alimentaria.
- Por último, se ha podido observar que el riesgo de sufrir mala salud mental en menores de 65 años es significativamente mayor en quienes sufren inseguridad alimentaria según los indicadores analizados.
- La dificultad para llegar a fin de mes, la edad de 30 a 44 años y la falta de apoyo social son los factores, de todos los estudiados, que mejor predicen la IAEA de las familias madrileñas, según modelo de regresión logística multivariante binaria obtenido en este trabajo.
- En este estudio se constata que la inseguridad alimentaria analizada según los indicadores de uso más frecuente presenta un perfil claro de desigualdad social y se asocia a importantes problemas de salud, como la mala salud mental, la limitación crónica para la actividad habitual o el riesgo de mala evolución de la infección por SARS-CoV-2.

Referencias bibliográficas

1. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. Hambre e Inseguridad Alimentaria [Internet]. Disponible en: <http://www.fao.org/hunger/es/>
2. Descriptores en Ciencias de la Salud: DeCS, BIREME, OPAS, OMS. Inseguridad Alimentaria [Internet]. Disponible en: https://decs.bvsalud.org/es/ths/resource/?id=59584&filter=ths_termall&q=inseguridad%20alimentaria
3. Wolfson JA, Leung CW. Food Insecurity and COVID-19: Disparities in Early Effects for US Adults. 12(6):1648. Disponible en: <https://www.mdpi.com/2072-6643/12/6/1648>
4. Dirección General de Innovación y Estrategia Social. Madrid 2020: Diagnóstico Social de La Crisis Por COVID-19. Madrid 2020. [Internet]. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/ServSocialesYAtencionDependencia/InnovaEstratSocial/Publicaciones/Ficheros/DIAGNOOSTI-CO29012020.pdf>
5. Programa CE-FAO. La Seguridad Alimentaria: Información Para La Toma de Decisiones Guía Práctica. [Internet]. Disponible en: <https://www.fao.org/3/al936s/al936s00.pdf>
6. MedlinePlus en español. Biblioteca Nacional de Medicina (EE.UU) [Internet]. Disponible en: <https://medlineplus.gov/spanish/ency/article/002434.htm>
7. Descriptores en Ciencias de la Salud: DeCS, BIREME, OPAS, OMS. Inocuidad de los Alimentos [Internet]. Disponible en: https://decs.bvsalud.org/es/ths/resource/?id=54402&filter=ths_termall&q=inocuidad
8. Serrano-Pascual A, González-Parada JR, Simón-Rojo M. Iniciativas para enfrentar el hambre y la inseguridad alimentaria en la Comunidad de Madrid: ¿está en crisis el modelo hegemónico de reparto de alimentos? Cuadernos de Trabajo Social. 2022;35(1).

9. Broussard NH. What Explains Gender Differences in Food Insecurity? 83:180-94. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0306919218300824>
10. Coates J, Swindale A, Bilinsky P. Escala del Componente de Acceso de la Inseguridad Alimentaria en el Hogar (HFIAS) para la Medición del Acceso a los Alimentos en el Hogar: Guía de Indicadores, versión 3. (3).
11. Swindale A, Bilinsky P. Development of a Universally Applicable Household Food Insecurity Measurement Tool: Process, Current Status, and Outstanding Issues. *J Nutr.* mayo de 2006;136(5):1449S-1452S.
12. Díaz-Olalla JM, Junco-Torres I, Rodríguez-Pérez M. Estudio de la situación nutricional de la población infantil en la ciudad de Madrid: estado ponderal y su relación con la seguridad de acceso económico a los alimentos. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2017.
13. Díaz-Olalla JM (Dirección Técnica), Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid [Internet]. Disponible en: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>
14. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). Año 2021 Resultados Definitivos (Notas de Prensa) [Internet]. Disponible en: https://www.ine.es/prensa/ecv_2021.pdf
15. Llano-Ortiz JC (Dirección técnica), Alguacil A, Ariza J, Llano JC, Quiroga D. XII Informe: El Estado de La Pobreza En España. Seguimiento de Los Indicadores de La Agenda UE 2021. 2015-2021 [Internet]. Disponible en: <https://www.eapn.es/estadodepobreza/ARCHIVO/documentos/informe-ARPE-2022-madrid.pdf>
16. Grimaccia E, Naccarato A. Economic and Social Factors of Food Insecurity: A Study of Individual Vulnerability at the Global Level. Grimaccia E, Naccarato A, editores. 2018.
17. Smith MD, Rabbitt MP, Coleman-Jensen A. Who Are the World's Food Insecure? New Evidence from the Food and Agriculture Organization's Food Insecurity Experience Scale. 93:402-12. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X17300086>
18. Banco de Alimentos de Madrid. Memoria Anual 2020.
19. Banco de Alimentos de Madrid. Memoria Anual 2021 [Internet]. Disponible en: <https://bamadrid.org/wp-content/uploads/2022/08/Memoria-FBAM-2021.pdf>
20. Observatorio para la Garantía del Derecho a la Alimentación de Madrid, Carta contra el Hambre. Hambre e Inseguridad Alimentaria En La Comunidad de Madrid. Marzo 2020. Informe Del Observatorio Para La Garantía Del Derecho a La Alimentación ODA-MADRID [Internet]. Disponible en: https://oda-madrid.org/wp-content/uploads/2020/05/InsseguridadAlimentaria_CMadrid2020.pdf
21. Jo-Weaver L, Fasel CB. A Systematic Review of the Literature on the Relationships between Chronic Diseases and Food Insecurity [Internet]. Vol. 9, Food and Nutrition Sciences. 2018. p. 519-41. Disponible en: <https://www.scirp.org/journal/paperinformation.aspx?paperid=84666>
22. Jones AD. Food Insecurity and Mental Health Status: A Global Analysis of 149 Countries. 53(2):264-73. Disponible en: [https://www.ajpmonline.org/article/S0749-3797\(17\)30243-X/fulltext](https://www.ajpmonline.org/article/S0749-3797(17)30243-X/fulltext)

2.2. DETERMINANTES DE HÁBITOS Y ESTILOS DE VIDA

2.2.1 ACTIVIDAD FÍSICA

Introducción

La actividad física regular es un importante factor para la prevención y el tratamiento de enfermedades no transmisibles, como los trastornos cardiovasculares, la diabetes mellitus tipo 2 y varios tipos de cáncer. También es beneficiosa para la salud mental, ya que previene el deterioro cognitivo y los síntomas de la depresión y la ansiedad; además, es un determinante básico para prevenir el sobrepeso, la obesidad y los importantes y crecientes problemas de salud asociados a ellos, fortalece los huesos, mejora la coordinación y el equilibrio, asegura el crecimiento y el desarrollo saludable de los y las jóvenes, favorece un envejecimiento activo y saludable y contribuye también al bienestar general. Las personas con un nivel insuficiente de actividad física tienen un riesgo de muerte entre un 20% y un 30% mayor en comparación con las personas que alcanzan un nivel suficiente. No obstante, cerca del 27,5% de las personas adultas y el 81% de las y los adolescentes, a nivel mundial, no cumplen las recomendaciones de la OMS de 2010 sobre actividad física, y casi no se ha registrado mejora alguna en los últimos 10 años¹⁻⁴.

El objetivo de este análisis fue conocer la prevalencia de personas que en el municipio de Madrid mantienen una situación de sedentarismo, sus características demográficas y socioeconómicas, así como su relación con otros determinantes y variables relacionadas con la salud.

Método

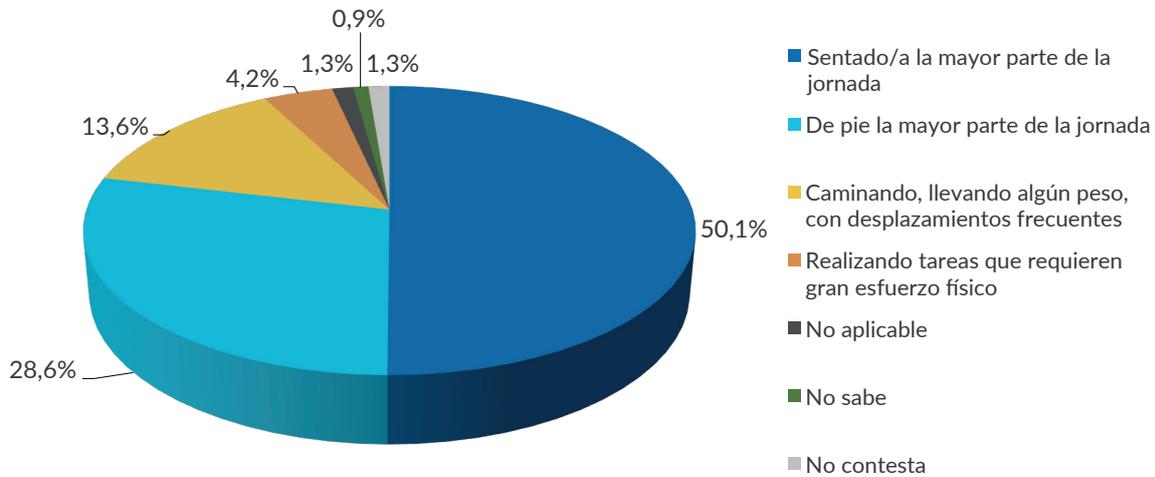
En la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) se incluyó una pregunta sobre la frecuencia de actividad física durante la ocupación habitual y otra sobre su frecuencia en el tiempo libre. Con el fin de facilitar la comparación de resultados, estas preguntas son las mismas que se plantearon en la ESCM'17⁵.

Se presenta la distribución de frecuencias de realización de actividad física en la población, tanto en el tiempo libre como en la ocupación habitual, así como la frecuencia de sedentarismo, desagregada por variables socio-demográficas y de salud. Posteriormente se realizó un modelo de regresión logística multivariante con las variables que resultaron estadísticamente significativas en los análisis bivariantes previos. Por último, también se han comparado estos datos con la serie histórica de la ESCM y con otras fuentes consultadas.

Resultados

En la **gráfica 1** se ha representado la frecuencia de práctica de actividad física durante la ocupación habitual. Un 50,1% de los/as encuestados/as [IC95%=48,6-51,6] pasaban sentados/as la mayor parte de la jornada y otro 28,6% [IC95%=27,3-30,0] de pie, sin efectuar grandes desplazamientos o esfuerzos.

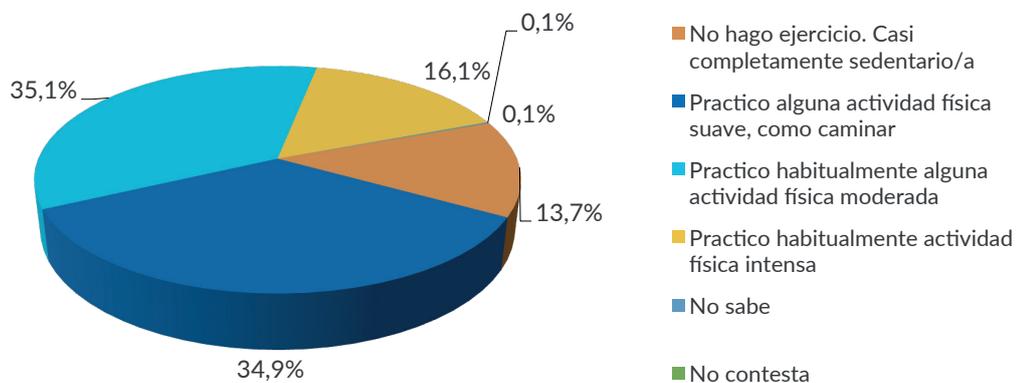
Gráfica 1. Frecuencia de práctica de actividad física en la ocupación habitual



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la frecuencia de actividad física durante el tiempo libre, los datos quedan reflejados en la **gráfica 2**. El 13,7% de las personas encuestadas [IC95%=12,6-14,7] declararon no hacer ejercicio y ocupar el tiempo libre de forma casi completamente sedentaria, el 34,9% [IC95%=33,5-36,4] practicaban alguna actividad física suave, como caminar, al menos 30 minutos durante 5 días a la semana, el 35,1% [IC95%=33,4-36,6] realizaban habitualmente alguna actividad física moderada y el 16,1% [IC95%=15,0-17,3] comunicaron practicar habitualmente actividad física intensa.

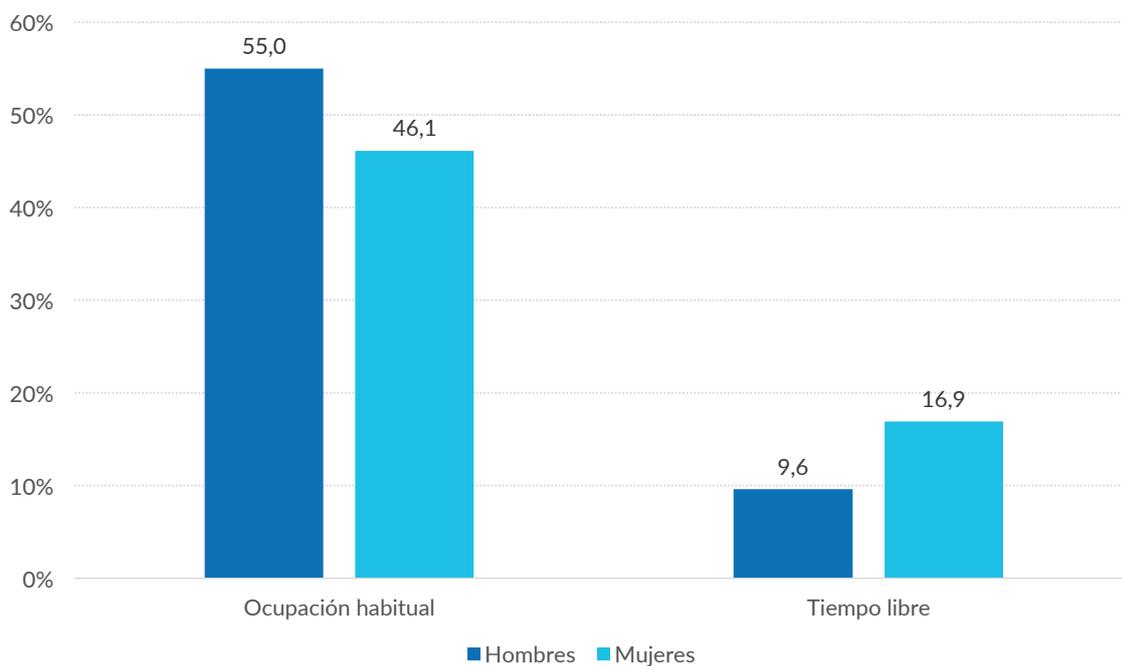
Gráfica 2. Frecuencia de práctica de actividad física en el tiempo libre



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

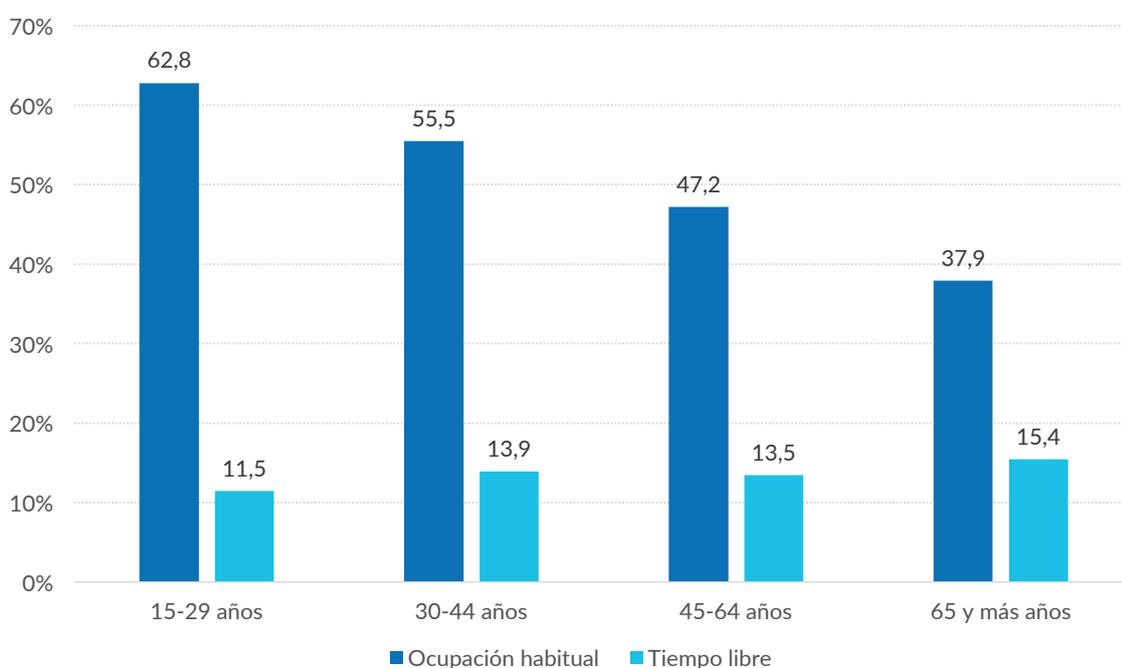
Se considera “sedentarismo” en la ocupación habitual a quien pasa sentado/a la mayor parte de la jornada, y, en el tiempo libre, no hace ejercicio y ocupa el tiempo de forma casi completamente sedentaria (leer, ver televisión, etc.). Con este criterio, se representa en las **gráficas 3 a 7** la desagregación de datos según sexo, edad, nivel educativo, clase social familiar, grupo de distritos de residencia por nivel de desarrollo humano, y si se trata de sedentarismo en la ocupación habitual o en el tiempo libre.

Gráfica 3. Prevalencia de sedentarismo en la ocupación habitual y en el tiempo libre, según sexo



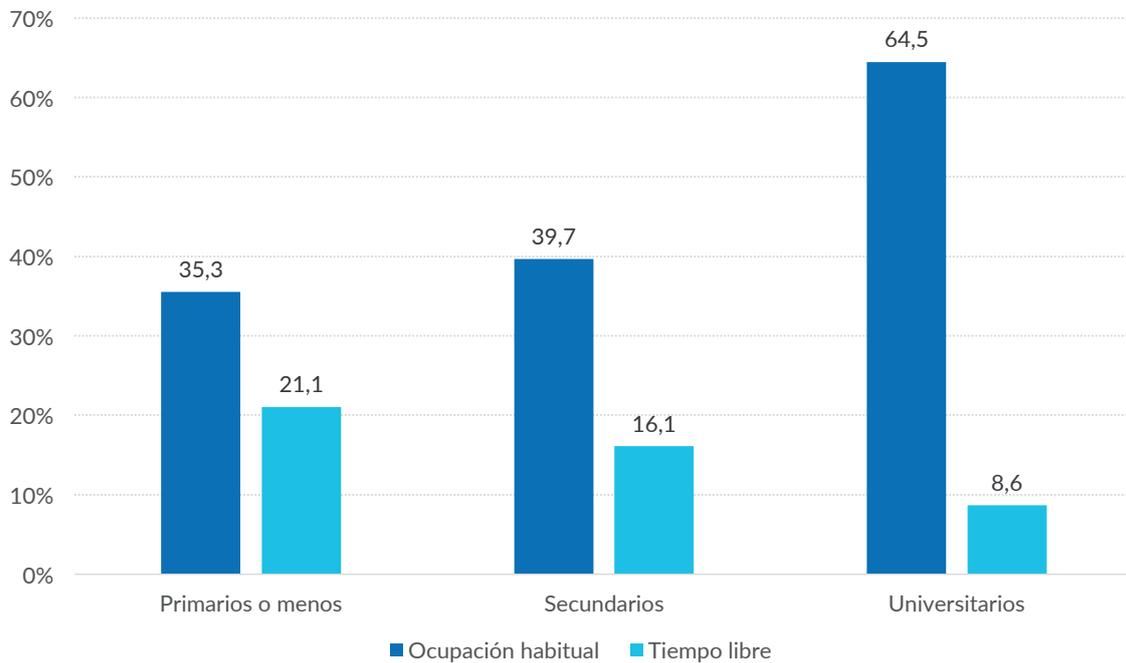
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 4. Prevalencia de sedentarismo en la ocupación habitual y en el tiempo libre, según grupos de edad



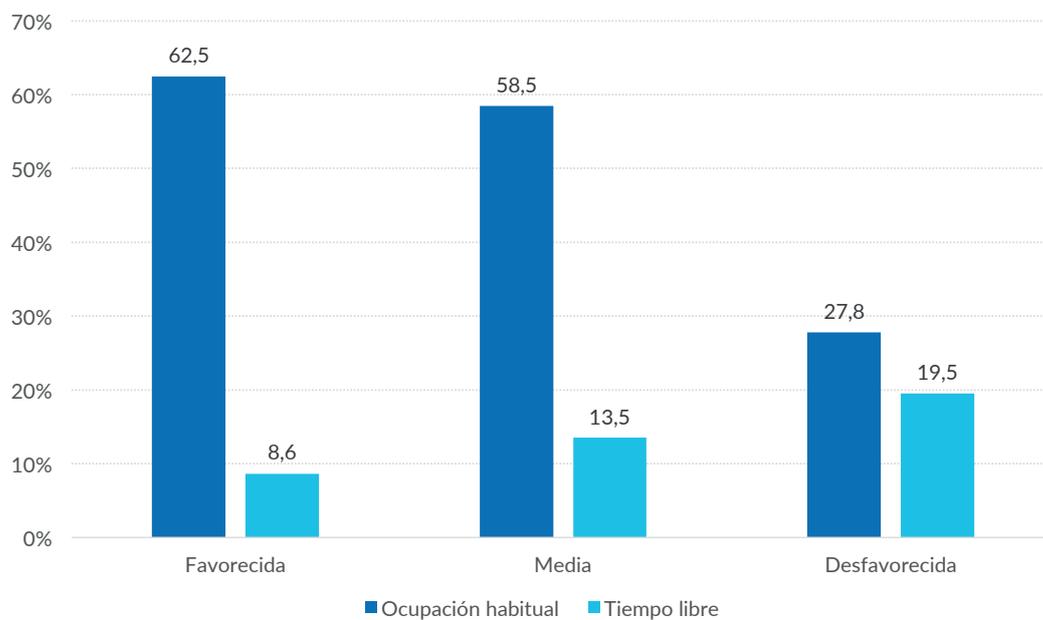
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 5. Prevalencia de sedentarismo en la ocupación habitual y en el tiempo libre, según nivel de estudios



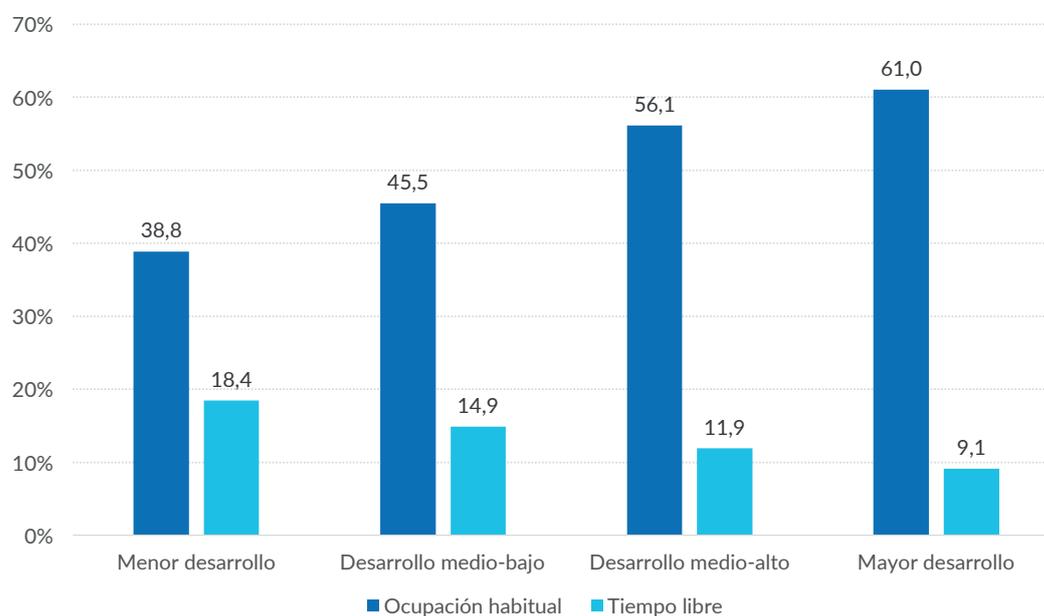
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 6. Prevalencia de sedentarismo en la ocupación habitual y en el tiempo libre, según clase social familiar



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 7. Prevalencia de sedentarismo en la ocupación habitual y en el tiempo libre, según grupo de distritos de residencia por nivel de desarrollo humano

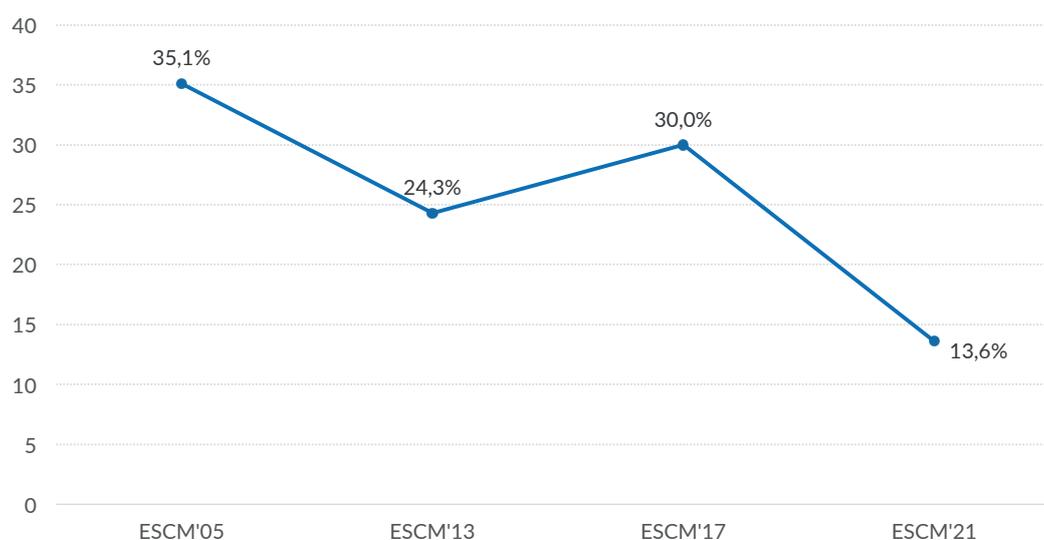


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se ha considerado, igualmente, la prevalencia de personas que no realizaban actividad física alguna en ninguna circunstancia, ni en su ocupación habitual ni en su tiempo libre, encontrándose en esta situación un 7,5% de las mismas [IC95%=6,7-8,3], prácticamente la mitad que en la ESCM'17, donde la prevalencia era del 15,4% [IC95%=14,6-16,1].

Por último, en la **gráfica 8** se puede observar el histórico del ocio sedentario, de las cuatro ESCM hasta la fecha (2005-2021).

Gráfica 8. Prevalencia de ocio sedentario. Comparativa ESCM 2005, 2013, 2017, 2021



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013, 2017 y 2021

Además de con las variables independientes sexo, edad, nivel de estudios, clase social familiar y grupo de distritos por desarrollo humano, se efectuaron también análisis bivariantes del sedentarismo con el Índice de masa corporal (IMC), consumo de tranquilizantes y/o ansiolíticos, sentimiento de soledad, diagnóstico de COVID-19 y riesgo de mala salud mental (GHQ-12). Dado que, desde una perspectiva de promoción de hábitos saludables el objetivo principal consiste en promover la actividad física en el tiempo de ocio, que es el contexto más modificable, y dado que la práctica de actividad física sigue una tendencia inversa en la situación de ocupación habitual frente a la situación de tiempo de ocio, se ha considerado de mayor interés el análisis de las variables asociadas únicamente al sedentarismo en este tiempo libre, y no considerando los dos ámbitos conjuntamente.

Posteriormente se ha realizado un análisis multivariante (regresión logística) con aquellas variables que resultaron estadísticamente significativas en los análisis bivariantes. En la **tabla 1** se muestra la correspondiente distribución de frecuencias y las *odds ratio*, con sus intervalos de confianza al 95%.

Tabla 1. Distribución de frecuencias de sedentarismo en el tiempo libre, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio

Sedentarismo en el tiempo libre		N	n	Prevalencia (%) [IC95%]	OR (*)	IC95%
Total		4.316	589	13,6 [12,6-14,7]		
Sexo	Mujer	2.376	402	16,9 [15,4-18,5]	1,6*	1,3-2,0
	Hombre	1.940	187	9,6 [8,4-11,0]	1	
Edad	15-29 años	777	89	11,5 [9,3-13,9]	1	
	30-44 años	1.108	154	13,9 [11,9-16,1]	1,3	0,9-1,7
	45-64 años	1.484	200	13,5 [11,8-15,3]	1,2	0,9-1,6
	65 años y más	947	146	15,4 [13,2-17,9]	1,4*	1,1-1,9
Nivel de estudios	Primarios o menos	760	160	21,1 [18,2-24,1]	1,6*	1,1-2,3
	Secundarios	1.621	261	16,1 [14,3-18,0]	1,5*	1,1-1,9
	Universitarios	1.931	167	8,6 [7,4-10,0]	1	
Clase social familiar	Favorecida	1.827	158	8,6 [7,4-10,0]	1	
	Media	1.014	137	13,5 [11,5-15,8]	1,2	0,9-1,6
	Desfavorecida	1.416	276	19,5 [17,5-21,7]	1,7*	1,2-2,2
Grupo de distritos	Menor desarrollo	847	156	18,4 [15,9-21,2]	1,3	0,9-2,0
	Desarrollo medio-bajo	1.445	215	14,9 [13,1-16,8]	1,3	0,9-1,9
	Desarrollo medio-alto	1.213	144	11,9 [10,1-13,8]	1,3	0,9-1,8
	Mayor desarrollo	811	74	9,1 [7,2-11,3]	1	
IMC	Normopeso	2.138	213	10,0 [8,7-11,3]	1	
	Sobrepeso	1.382	192	13,9 [12,1-15,8]	1,5*	1,2-1,8
	Obesidad	575	144	25,0 [21,6-28,8]	3,0*	2,4-3,8
Ha tomado tranquilizantes en las dos últimas semanas	Sí ha tomado	317	69	21,8 [17,4-26,7]	1,5	1,0-2,2
	No ha tomado	3.999	520	13,0 [9,5-17,2]	1	

Sentimiento de soledad	Sí soledad	585	130	22,2 [18,9-25,8]	1,6*	1,2-2,1
	No soledad	3.641	422	11,6 [10,2-13,8]	1	
Diagnóstico de COVID-19	Sí diagnóstico	916	122	13,3 [11,2-15,7]	0,9	0,7-1,2
	No diagnóstico	3.380	463	13,7 [11,5-16,1]	1	
Riesgo de mala salud mental (GHQ-12)	Sí riesgo	949	178	18,8 [16,3-21,4]	1,4*	1,1-1,8
	No riesgo	2.400	260	10,8 [9,2-12,8]	1	

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la actividad física en adolescentes, los datos disponibles en la ESCM'21 sobre actividad física en el grupo de edad entre 15 y 18 años apenas permitieron extraer conclusiones, dado lo reducido de la muestra (111 sujetos). No obstante, son coherentes con los procedentes de otras fuentes, y se representan en la **tabla 2**, referida al sedentarismo en el tiempo libre desagregado por sexo y clase social familiar. Como se puede comprobar y debido al mencionado escaso tamaño de la muestra, los intervalos de confianza son notablemente amplios.

Tabla 2. Prevalencia de sedentarismo en el grupo de edad de 15-18 años, según sexo y clase social

Sedentarismo en el tiempo libre		N	IC95%
Total		11,7%	6,4-19,2
Sexo	Hombre	5,6%	1,2-15,4
	Mujer	17,5%	8,8-29,9
Clase social familiar	Favorecida	2,2%	0,1-11,8
	Media	20,0%	7,7-38,6
	Desfavorecida	18,8%	7,2-36,4

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

De mayor interés, por la representatividad de la muestra (3.574 individuos), son los datos procedentes del estudio Health Behaviour in School-aged Children (HBSC)⁶, fracción de la Comunidad de Madrid, y del SIVFRENT-J⁷, si bien las distintas metodologías utilizadas hacen difícil la comparación exacta de dichos datos con los de la ESCM'21. Según el estudio HBSC, el 33,5% de los y las adolescentes entre 11 y 18 años en la Comunidad de Madrid practicaba actividad física al menos 4 días a la semana fuera del horario escolar. Estos datos se desagregan por sexo, edad y capacidad adquisitiva familiar, del modo que se presenta en la **tabla 3**.

Tabla 3. Prevalencia de adolescentes entre 11 y 18 años que practican actividad física al menos cuatro días a la semana fuera del horario escolar, desagregado por sexo, edad y capacidad adquisitiva familiar. Comunidad de Madrid, 2018. (N=3.574)

Práctica de actividad física (al menos cuatro días a la semana, fuera del horario escolar)		Prevalencia
Total		33,5%
Sexo	Hombre	42,0%
	Mujer	25,0%
Grupos de edad	11-12 años	37,5%
	13-14 años	33,9%
	15-16 años	31,3%
	17-18 años	30,8%
Capacidad adquisitiva familiar	Baja	26,4%
	Media	30,9%
	Alta	38,2%

Fuente: Estudio Health Behaviour in School-aged Children 2018

Por su parte, el SIVFRENT-J, en estudiantes de 4º curso de la ESO, estimó en un 3,2% el porcentaje que de forma habitual no llevaba a cabo ninguna actividad o solo una actividad ligera, un 8,4% practicaba alguna actividad moderada, 11,6% actividad intensa, y un 76,7% que realizaba alguna actividad muy intensa. La desagregación por sexo indica, una vez más, que la inactividad es mayor entre las chicas (3,8% frente al 2,4% de los chicos), y la práctica de actividad física intensa o muy intensa es más frecuente entre los chicos (95,7% vs. 81,3%).

Discusión

La distribución del sedentarismo en la actividad habitual en función de las variables sociodemográficas consideradas (sexo, nivel de estudios, clase social familiar y nivel de desarrollo humano del distrito de residencia) marca una tendencia que es claramente inversa a la seguida por la distribución del sedentarismo en el tiempo libre. Así, los grupos más sedentarios en la ocupación habitual (hombres, con estudios universitarios, de clase social favorecida y habitantes de distritos de mayor desarrollo) son, por contra, los más activos en su tiempo libre o de ocio.

En cuanto a la distribución del sedentarismo por sexo, es interesante destacar igualmente una tendencia opuesta en las dos variables consideradas: son más sedentarios en su ocupación habitual los hombres (55,0%) [IC95%=52,7-57,2] que las mujeres (46,1%) [IC95%=44,1-48,1], pero son más sedentarias en el tiempo libre ellas (16,9%) [IC95%=15,4-18,5] que los hombres (9,6%) [IC95%= 8,4-11,0]. Con una N de 4.316 personas, de las cuales 2.376 son mujeres y 1.940 son hombres, las diferencias fueron estadísticamente significativas en ambos casos: el riesgo de sedentarismo es un 43% mayor en el caso de los hombres para la ocupación habitual (OR=1,4) [IC95%=1,3-1,6] y un 56% mayor para las mujeres en el tiempo libre (OR=1,6) [IC95%=1,3-2,0].

La serie histórica de ESCM y los datos de otras fuentes confirman una tendencia a la baja del sedentarismo durante el tiempo libre, no así en la ocupación habitual. Esta tendencia existe en todos los grupos considerados.

Con relación a la ESCM´17, en la actual se aprecia un incremento estadísticamente significativo del sedentarismo en la ocupación habitual, que en aquella ocasión era del 43,5% [IC95%=42,4-44,5]. Este incremento se produce tanto en hombres como en mujeres, y en todos los grupos de edad, pero presenta variaciones importantes en función del nivel de estudios, la clase social y el grupo de distritos: el sedentarismo en la ocupación habitual crece más entre las personas de estudios universitarios (64,5% en la ESCM´21 frente al 54,0% en la ESCM´17), clase social favorecida (62,5% en la ESCM´21 vs. 52,7% en la ESCM´17) y grupo de distritos de mayor desarrollo (61,0% en la ESCM´21 frente al 47,9% en la ESCM´17). Cabe hipotetizar que parte de este incremento respecto

Volver al Índice 

a los datos de hace cuatro años sea, en parte, propiciado por el aumento de la prevalencia del teletrabajo a raíz de la pandemia por COVID-19, mayor en los grupos sociales más favorecidos.

En cuanto al sedentarismo en el tiempo libre, los datos de la ESCM'17 indicaban un incremento de este, respecto a las cifras obtenidas en la ESCM'13 y, en esta ocasión, vuelve a encontrarse un descenso significativo: frente a un 30,0% que declaraban un ocio sedentario en la ESCM'17, en la ESCM'21 lo hacen un 13,7% [IC95%=12,6-14,7], es decir, menos de la mitad. Esta caída se produce tanto en hombres como en mujeres, en todos los grupos de edad y en todos los niveles considerados de estudios, clase social o distrito de pertenencia.

La comparación de estos datos con los de la Encuesta Europea de Salud en España 2020 (EESE'20)⁸, confirma la tendencia a la baja apreciada en ambas encuestas, si bien esta última encuentra un 36,4% de personas que pasan su tiempo libre de forma casi completamente sedentaria. Esta considerable discrepancia de datos ya fue señalada en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 con relación a la Encuesta Nacional de Salud 2017, y se mantiene también ahora. Es importante tener en cuenta que tanto en la ESCM'21 como en la EESE'20 la pregunta que se utiliza es la misma, por lo que la diferencia no es atribuible al procedimiento de cálculo. Cabría hipotetizar que existe una tendencia al descenso del sedentarismo en el tiempo libre, mayor en la ciudad de Madrid que a nivel nacional, probablemente por la diversidad de opciones de ocio activo que ofrece la ciudad.

Del análisis multivariante y ateniéndonos a las OR establecidas, destaca que el riesgo de sedentarismo en el tiempo libre fue significativamente más elevado entre quienes padecían obesidad (3,0 veces más que las personas con normopeso), entre quienes pertenecían a la clase social desfavorecida (1,7 veces más que aquellos/as que pertenecen a la clase favorecida), entre las mujeres (1,6 veces más que los hombres), entre quienes experimentaban sentimiento de soledad (1,6 veces más que quienes no lo sienten) y entre aquellas personas con estudios primarios o menos (1,6 veces más que quienes tienen estudios universitarios). La relación no era estadísticamente significativa según el distrito de residencia, la ingesta de tranquilizantes y/o ansiolíticos o haber sido diagnosticado/a de COVID-19. En conjunto, estos datos pueden marcar objetivos y tendencias importantes para la promoción de la actividad física.

Para finalizar, en la adolescencia, y con independencia de la dificultad para cotejar los datos de las distintas fuentes, todas coinciden en señalar una clara relación entre la práctica de actividad física y el sexo de la persona (mayor entre los chicos), y también con la clase social o capacidad adquisitiva familiar (mayor actividad física en la clase más favorecida).

Conclusiones

- En la ciudad de Madrid el 50,1% de las personas [IC95%=48,6-51,6] pasan sentados/as la mayor parte de su jornada laboral y el 28,6% [IC95%=27,3-30,0] de pie, sin efectuar grandes desplazamientos o esfuerzos.
- Durante el tiempo libre, el 13,6% de las personas encuestadas [IC95%=12,6-14,7] declararon no hacer ejercicio y ocupar el tiempo libre de forma casi completamente sedentaria.
- Mientras que el sedentarismo en el tiempo de trabajo es más frecuente en estatus socioeconómicos favorecidos, en el tiempo libre lo es en los desfavorecidos, mostrando gradientes opuestos en sus distribuciones.
- Los hombres son más sedentarios en el tiempo de trabajo que las mujeres (55,0%) [IC95%=52,7-57,2] vs. (46,1%) [IC95%=44,1-48,1], pero ellas son más sedentarias en su tiempo libre (16,9%) [IC95%=15,4-18,5] que los hombres (9,6%) [IC95%= 8,4-11,0].
- El sedentarismo en el tiempo de ocio tiende a disminuir en el histórico de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, mientras que en el relativo a la ocupación principal no sucede lo mismo: en este caso crece, especialmente en estatus socioeconómicos más favorecidos.
- El sedentarismo en el tiempo libre se explica, además de por variables de dificultad social, por el sexo (femenino), la edad (65 o más años), el exceso de peso, el sentimiento de soledad y el riesgo de mala salud mental.
- En la adolescencia existe una clara relación entre la práctica de actividad física y el sexo de la persona (mayor entre los chicos), y también con la clase social o capacidad adquisitiva familiar (mayor actividad física en la clase más favorecida).

Referencias bibliográficas

1. Organización Mundial de la Salud. Directrices de la OMS sobre actividad física y hábitos sedentarios: de un vistazo [Internet]. Ginebra: Organización Mundial de la Salud; 2020 [citado 19 de junio de 2023]. Disponible en: <https://apps.who.int/iris/rest/bitstreams/1318324/retrieve>
2. Division of Nutrition, Physical Activity, and Obesity (DNPAO) [Internet]. USA: Centers for Disease Control and Prevention (CDC); 2023 [citado 19 de junio de 2023]. Disponible en: <https://www.cdc.gov/nccdphp/dnpao/index.html>
3. Organización Mundial de la Salud [Internet]. Ginebra: OMS; 5 de octubre de 2022 [citado 19 de junio de 2023]. Actividad física [aprox. 10 de pantallas]. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/factsheets/detail/physical-activity#:~:text=La%20actividad%20f%C3%ADsica%20contribuye%20a,de%20razonamiento%2C%20aprendizaje%20y%20juicio>
4. Comunidad de Madrid [Internet]. Madrid: Comunidad de Madrid; [citado el 19 de junio de 2023]. Actividad física y salud [aprox. 7 pantallas]. Disponible en: <https://www.comunidad.madrid/servicios/salud/actividad-fisica-salud>
5. Díaz-Olalla JM. (Dirección técnica), Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
6. Moreno C, Ramos P, Rivera F, Jiménez-Iglesias A, García-Moya I, Sánchez-Queija I, et al. Informe técnico de los resultados obtenidos por el Estudio Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) 2018 en España. Madrid: Ministerio de Sanidad, Secretaría General Técnica: Centro de publicaciones; 2019 [citado 19 de junio 2023]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/areas/promocionPrevencion/entornosSaludables/escuela/estudio-HBSC/2018/docs/HBSC2018_InformeTecnico.pdf
7. Hábitos de salud en la población juvenil de la Comunidad de Madrid 2020. Resultados del Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo asociados a Enfermedades No Transmisibles en población juvenil (SIVFRENT-J). Año 2020. Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid. Madrid: Consejería de Sanidad; 2021. Disponible en: www.madrid.org/boletinepidemiologico/
8. INE. Encuesta Europea de Salud en España (EESE) Año 2020. Disponible en <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/EESE2020.pdf>

2.2.2 SUEÑO

Introducción

La cantidad y calidad del sueño son importantes condicionantes de la salud. No dormir lo necesario se asocia a estados emocionales aversivos (irritabilidad, ansiedad, abatimiento...), a baja productividad, y a problemas de salud como hipertensión, diabetes, sobrepeso, depresión o cáncer¹. La somnolencia diurna producida por un sueño escaso o poco reparador está asociada también a comportamientos de grave riesgo como accidentabilidad automovilística o laboral, o errores profesionales, entre otros².

Método

En la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) se incluyeron dos preguntas para evaluar la calidad del sueño de la población madrileña de 15 y más años. La primera indagó sobre el número de horas de sueño diario, incluyendo la siesta. La segunda exploraba la percepción sobre la calidad del sueño (*"Las horas que duerme ¿le permiten descansar lo suficiente?"*).

Con respecto a la primera pregunta, se presentó la media del número de horas de sueño de toda la muestra, y también desagregada por sexo y por grupos de edad. La desagregación por grupos de edad se mostró, además, comparada con encuestas madrileñas de salud previas (ESCM'13³ y ESCM'17⁴) y con las medias nacionales extraídas de la última Encuesta Nacional de Salud que ofrecía este dato (ENSE 11/12⁵).

Mediante el programa Epidat 4.2 se calcularon las medias de horas y minutos de sueño con sus IC95% y las diferencias de medias entre hombres y mujeres mediante la prueba de comparación de varianzas de Levene, primero, y después mediante la prueba de comparación de medias (t de Student), en este caso para varianzas desiguales (bilateral).

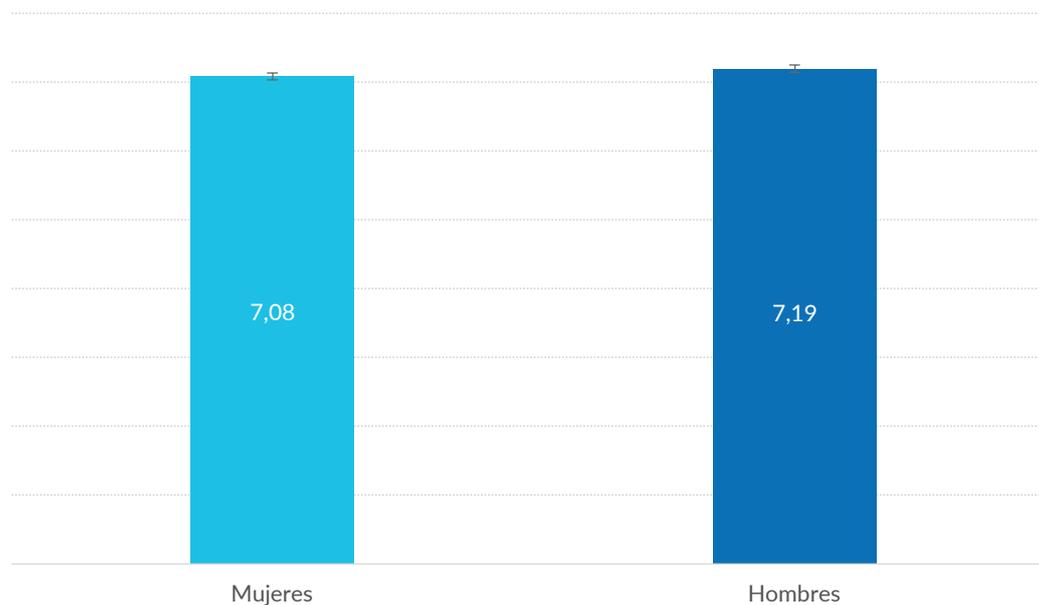
En relación con la segunda pregunta, se presentó la distribución de frecuencias de personas que refirieron descansar lo suficiente en la muestra total, y la prevalencia y OR ajustada mediante regresión logística multivariante según sexo, grupo de edad, grupo de distrito de residencia, clase social familiar, nivel de estudios y estatus migratorio.

Dado que estas preguntas solo se han realizado a una parte de la muestra (N=4.316) se ha prescindido del análisis por distrito, al carecer de suficiente volumen muestral.

Resultados

La población de la ciudad de Madrid de 15 y más años durmió una media de 7,13 horas diarias, incluyendo siesta [IC95%=7,09-7,17]. Los hombres dormían una media de 7,19 horas [IC95%=7,14-7,25], más que las mujeres, que lo hicieron una media de 7,08 horas [IC95%=7,03-7,13], una diferencia estadísticamente significativa (**gráfica 1**). La desviación estándar de la media de hombres fue de 1,15 y de mujeres 1,27. La prueba de Levene arrojó una $p < 0,05$ por lo que se analizaron las diferencias de medias para varianzas desiguales en muestras independientes, obteniendo una t de Student de 3,21 ($p < 0,05$) con lo que se confirma que la diferencia en la media de horas de sueño entre hombres y mujeres fue significativa.

Gráfica 1. Medias e intervalos de confianza (IC95%) de horas de sueño diarias por sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupos de edad, las medias de horas de sueño diarias se muestran en la **tabla 1**.

Tabla 1. Media de horas diarias de sueño e intervalos de confianza (IC95%) por grupos de edad

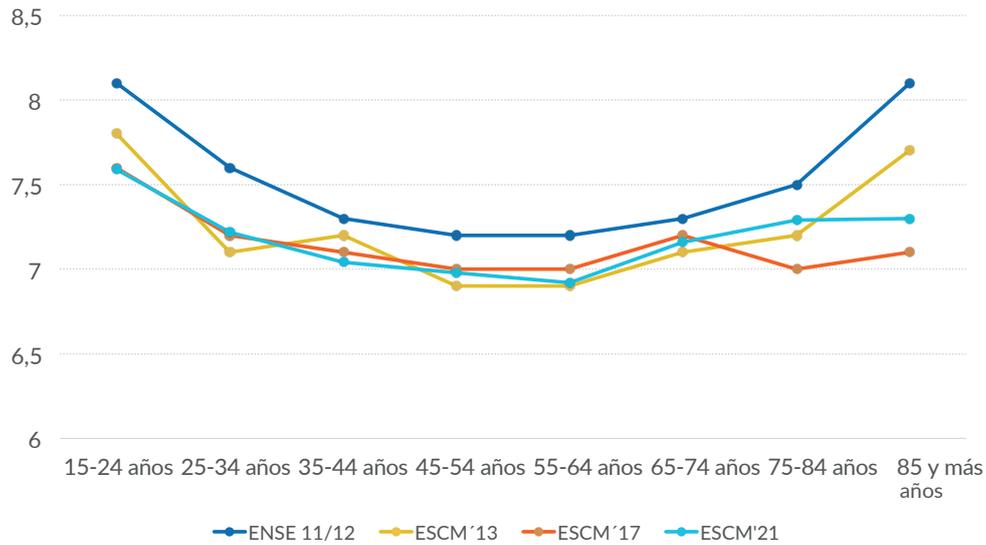
Grupos de edad	Media	IC95%
15-24 años	7,6	7,5-7,7
25-34 años	7,2	7,1-7,3
35-44 años	7,0	6,9-7,1
45-54 años	7,0	6,9-7,1
55-64 años	6,9	6,8-7,0
65-74 años	7,2	7,0-7,3
75-84 años	7,3	7,1-7,5
>84 años	6,1	5,5-6,7

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 2** se representó la evolución temporal de la media de número de horas diarias de sueño por grupos de edad, tomando como referencia las encuestas anteriores de la ciudad de Madrid (ESCM'13 y ESCM'17), así como la comparación con el dato a nivel nacional procedente de la ENSE 11/12.



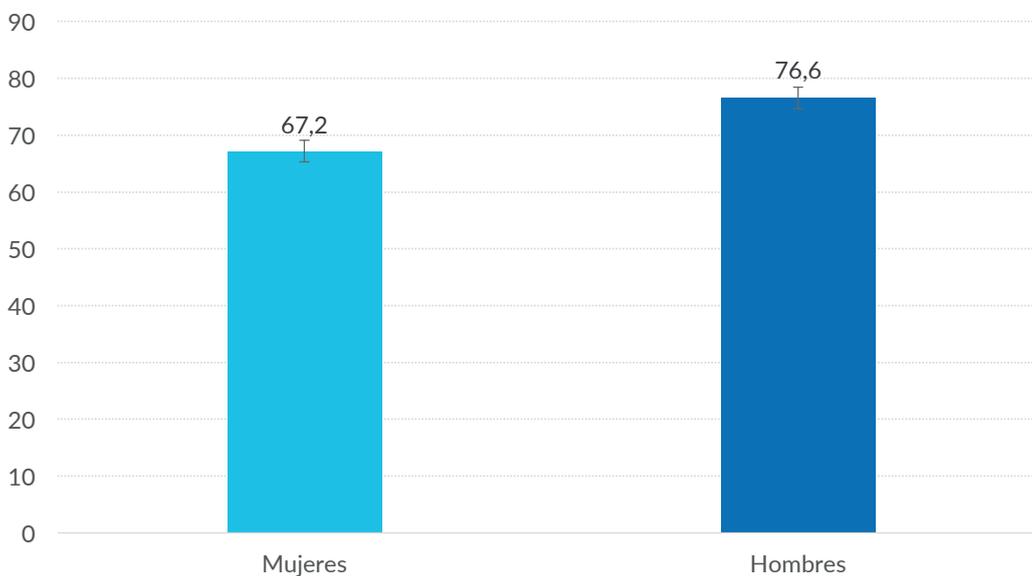
Gráfica 2. Evolución de la media de horas de sueño diarias por grupos de edad (en diferentes años)



Fuente: Encuesta Nacional de Salud de España 11/12 y Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid (2013, 2017 y 2021)

En cuanto a la percepción de la calidad del sueño, el 71,4% [IC95%=70,0-72,8] de la población de la ciudad de Madrid de 15 y más años declaró que sus horas de sueño le permitieron descansar lo suficiente. La diferencia entre sexos fue estadísticamente significativa: el 76,6% de los hombres manifestaron descansar lo suficiente [IC95%=74,6-78,5], frente al 67,2% de las mujeres [IC95%=65,3-69,1] (gráfica 3).

Gráfica 3. Proporción e intervalos de confianza (IC95%) de las personas que refirieron descansar lo suficiente, por sexo

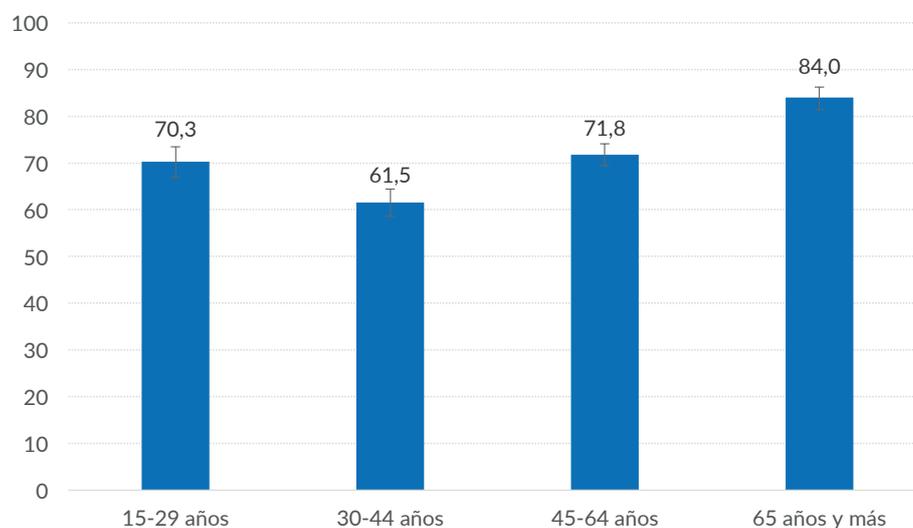


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupos de edad, la percepción de que el número de horas de sueño permitía descansar lo suficiente se distribuye tal y como aparece en la **gráfica 4**. Las personas entre 30 y 44 años fueron quienes con más frecuencia mencionaron no dormir lo suficiente, frente al grupo de más de 65 años, que refirieron en mayor proporción dormir lo suficiente como para sentirse descansadas. El grupo etario más joven de la muestra y el de 45 a 64 años estaban entre ambos extremos, con diferencias estadísticamente significativas.



Gráfica 4. Proporción e intervalos de confianza (IC95%) de las personas que declararon descansar lo suficiente, por grupos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se construyó un modelo de regresión logística binaria multivariante (RLM) para explorar la capacidad explicativa de distintas variables asociadas a la percepción de dormir lo suficiente: sexo, grupo de edad, grupo de distrito, clase social familiar, nivel de estudios y estatus migratorio. Los resultados se muestran en la **tabla 2**.

Tabla 2. Distribución de frecuencias de personas que descansan lo suficiente, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

El número de horas de sueño le permiten descansar lo suficiente		N	n	%	OR (*)	IC95%
Sexo	Mujeres	2.336	1.570	67,2	1	
	Hombres	1.911	1.464	76,6	1,6*	1,4-1,9
Edad	15 a 29 años	767	539	70,3	1	
	30 a 44 años	1.105	680	61,5	0,7*	0,5-0,8
	45 a 64 años	1.477	1.061	71,8	1,1	0,9-1,3
	65 y más años	898	754	84,0	2,4*	1,9-3,1
Grupos de distritos	Mayor desarrollo	798	596	74,7	1,3*	1,0-1,6
	Desarrollo medio-alto	1.202	886	73,7	1,3*	1,0-1,6
	Desarrollo medio-bajo	1.418	991	69,9	1,1	0,9-1,3
	Menor desarrollo	829	561	67,7	1	
Clase social familiar	Desfavorecida	1.383	959	69,3	1	
	Media	1.000	719	71,9	1,1	0,9-1,3
	Favorecida	1.810	1.317	72,8	1,1	0,9-1,3

Nivel de estudios	Primarios o menos	712	524	73,6	1	
	Secundarios	1.612	1.124	69,7	0,9	0,7-1,1
	Universitarios	1.921	1.385	72,1	0,9	0,8-1,1
Estatus migratorio	Inmigrante económico	854	555	65,0	1	
	No inmigrante económico	3.393	2.479	73,1	1,1	0,9-1,4

(*) OR con significación estadística.

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

En cuanto al número de horas de sueño, las diferencias dentro de la serie temporal de encuestas de la ciudad de Madrid no son significativas (salvo en el grupo de 85 y más años), pero sigue existiendo una diferencia estadísticamente significativa, ya señalada en la ESCM'17, entre el dato de la ciudad de Madrid y el del conjunto de España. La población de la ciudad de Madrid mayor de 15 años dormía una media de 7,13 horas [IC95%=7,09-7,17], y la del conjunto de España una media de 7,40 horas [IC95%=7,38-7,42], según los datos de la ENSE 11/12.

Respecto a la evolución temporal de la percepción de la calidad del sueño, en relación con la ESCM'17, es difícil de establecer. En esta encuesta la exploración de la calidad del sueño se hizo con una pregunta que permitía cinco opciones de respuesta escaladas (muy bien, bien, regular, mal o muy mal), mientras que en la ESCM'21 fueron únicamente dos las posibles respuestas a la pregunta sobre si el sujeto descansa lo suficiente (*sí o no*). Esa distinción metodológica podría ser responsable de la disparidad en los resultados de ambas encuestas.

Existe una diferencia apreciable, y estadísticamente significativa, entre ambos sexos, tanto en el número de horas diarias de sueño como en la percepción de que ese número de horas permite al encuestado/a descansar lo suficiente. Así, los hombres refirieron dormir una media de 7,19 horas [IC95%=7,14-7,25], y las mujeres una media al día de 7,08 horas [IC95%=7,03-7,13]. En cuanto a la calidad reparadora del sueño, el 76,6% de los hombres declararon descansar lo suficiente [IC95%=74,6-78,5], frente al 67,2% de las mujeres [IC95%=65,3-69,1].

Si nos atenemos al conjunto de las variables exploradas mediante el análisis multivariante, la explicación de la percepción reparadora del sueño la encontramos en el sexo, como ya se ha señalado anteriormente (es 1,64 veces más probable percibir que el número de horas de sueño permite descansar lo suficiente en los hombres que en las mujeres), la edad, en el grupo de 65 y más años frente al resto, y el grupo de distrito de residencia (es 1,28 y 1,27 veces más probable percibir que se descansa lo suficiente entre los residentes en distritos de mayor desarrollo y de desarrollo medio-alto, respectivamente, que entre quienes residían en distritos de menor desarrollo). Las diferencias encontradas en función de la clase social familiar, el nivel de estudios y el estatus migratorio no alcanzaron significación estadística.

Conclusiones

- Los hombres en Madrid duermen más que las mujeres y su sueño les permite con más frecuencia descansar lo suficiente.
- La población española, no obstante, y según encuestas previas, duerme más horas que la madrileña.
- Las personas entre 30 y 44 años son quienes con mayor frecuencia declararon no dormir lo suficiente. Por el contrario, el grupo de 65 y más años, manifestaron en mayor proporción dormir lo suficiente para sentirse descansadas.
- El sueño reparador se explica en este análisis, por el sexo (hombres), la edad (65 y más años) y por residir en distritos de la ciudad de desarrollo humano alto o medio-alto. No se encontraron factores explicativos para ello en las variables socioeconómicas estudiadas (nivel educativo, clase social familiar y estatus migratorio).

Referencias bibliográficas

1. Instituto Nacional del Corazón, los Pulmones y la Sangre (NHLBI) (2009). *At-a-glance: Healthy sleep*. Obtenido el 30 de mayo de 2012 de http://www.nhlbi.nih.gov/health/public/sleep/healthy_sleep_atglance.pdf
2. Instituto de Medicina *Sleep Disorders and Sleep Deprivation: An Unmet Public Health Problem*. Washington, DC: The National Academies Press; 2006
3. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. (eds.) Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid: Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2015. Disponible en: http://www.madridsalud.es/publicaciones/OtrasPublicaciones/estudio_salud_madrid_2014.pdf
4. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica), Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
5. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Encuesta Nacional de Salud. España 2011/12. Actividad física, descanso y ocio. Serie Informes monográficos nº 4. Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2014.

2.2.3 ALIMENTACIÓN

Introducción

El concepto de dieta ideal es relativo y modificable de unos individuos a otros y, para cada persona, cambiante a lo largo del tiempo y de las circunstancias vitales. La alimentación saludable asegura un funcionamiento óptimo del organismo, lo que incorpora la idea de desarrollo y crecimiento a cada edad, de la misma forma que garantiza la salud o su restablecimiento e interviene decisivamente en la prevención de enfermedades no transmisibles, especialmente las cardiovasculares, la diabetes mellitus tipo 2, el sobrepeso y la obesidad, así como algunos tipos de cáncer. En resumen, una alimentación es saludable si es suficiente, completa, variada y equilibrada, adaptándose a las circunstancias y características individuales de cada cual, además de ser satisfactoria, sostenible, segura y, cómo no, asequible.

Existen diferentes visiones y aproximaciones a lo que debe ser una dieta ideal. En este sentido la OMS¹ recomienda la ingesta en adultos de al menos 400 gramos (5 porciones) de frutas y/o verduras u hortalizas al día (sin incluir las patatas). También aconseja limitar el consumo de azúcar libre a menos del 10%, preferiblemente a menos del 5% de la ingesta calórica total, limitar el consumo de grasa a menos del 30% de la ingesta calórica, y mantener el consumo de sal por debajo de 5 gramos diarios. Así mismo se recomienda disminuir o evitar el consumo de productos ultraprocesados.

Con este análisis se pretende conocer los hábitos alimenticios de la población madrileña en relación con el consumo de distintos grupos de alimentos y su frecuencia, cómo se distribuye ese consumo según distintas características demográficas, socioeconómicas y territoriales, así como qué factores determinan con más claridad algunas conductas saludables (comer fruta fresca a diario) o nocivas para la salud (consumo de bollería y dulces o refrescos azucarados todos los días).

Método

A partir de la muestra disponible en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) se estimó la frecuencia de consumo de fruta fresca (excluyendo zumos), verduras, legumbres, carne y/o pescado, huevos, leche y/o derivados lácteos, dulces y/o bollería, refrescos y/o zumos azucarados y comida rápida en la población. Se evaluó también la proporción de personas que declararon ser veganas o vegetarianas.

Los datos se compararon con las encuestas anteriores de la ciudad de Madrid y con otras fuentes de datos, como los resultados de la *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC) europea de 2018², en su fracción de la Comunidad de Madrid.

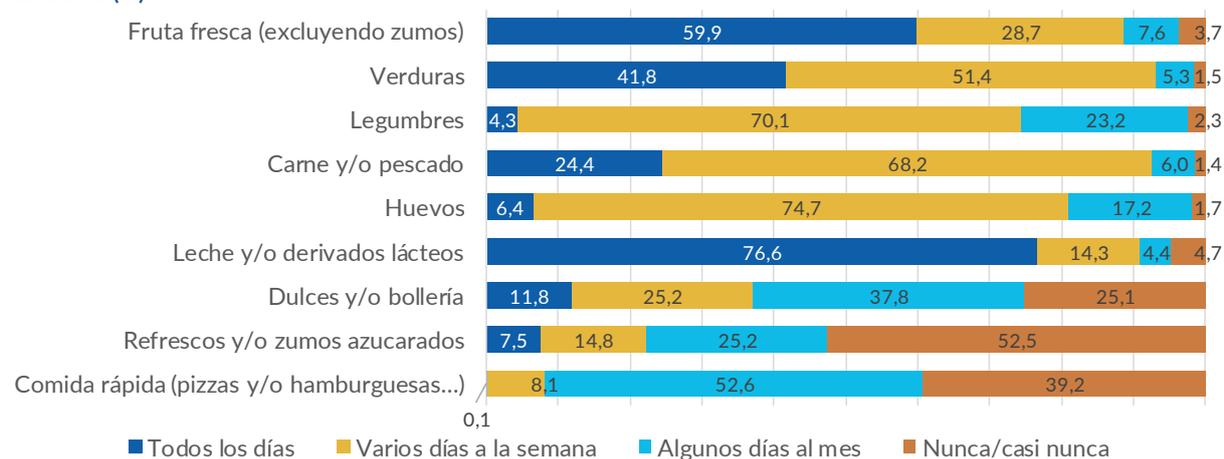
Posteriormente se calculó la distribución de las frecuencias de consumo de frutas y verduras (por una parte) y de dulces y/o bollería, refrescos y/o zumos azucarados y comida rápida (por otra) según sexo, grupo de edad, distrito de residencia, clase social familiar, nivel de estudios y estatus migratorio. Se realizaron a continuación análisis multivariantes para obtener modelos que aportasen OR ajustadas para todos los consumos y frecuencias dados, según las variables de estudio citadas.

Resultados

La muestra disponible fue de 4.309 personas, de las cuales, 97 se encontraban en un rango de edad entre 15 y 18 años. En este grupo se realizó algún análisis específico.

Según los datos obtenidos en la ESCM'21, la distribución por frecuencia de consumo de fruta fresca (excluyendo zumos), verduras, legumbres, carne y/o pescado, huevos, leche y/o derivados lácteos, dulces y/o bollería, refrescos y/o zumos azucarados y comida rápida, entre la población de la ciudad de Madrid mayor de 15 años se representa en la **gráfica 1**.

Gráfica 1. Distribución de la muestra según consumo de determinados grupos de alimentos por frecuencia de consumo (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

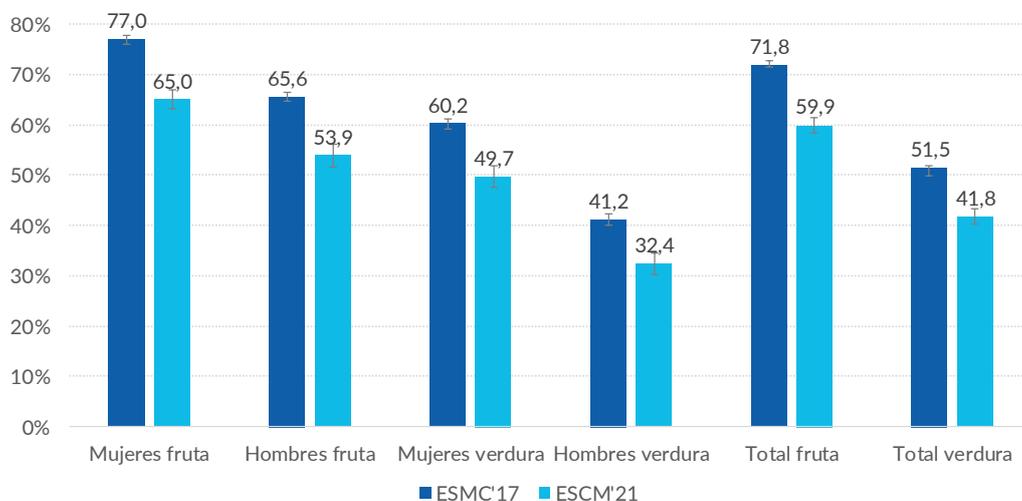
El 59,9% de las personas encuestadas [IC95%=58,5-61,4] consumieron fruta fresca a diario, y el 28,7% [IC95%=27,4-30,1] varios días a la semana. El consumo diario en jóvenes de 15 a 18 años fue de 39,2% [IC95%=29,5-49,0].

En cuanto al consumo de verduras, era diario en el 41,8% de la muestra [IC95%=40,3-43,3], y varias veces a la semana en el 51,4% [IC95%=49,9-52,9].

El 0,4 % de las personas encuestadas [IC95%=0,3-0,7] se declararon veganos/as, y otro 1,4% (IC95%= 1,1-1,8) se manifestaron como personas vegetarianas.

En la distribución de frecuencias de consumo por sexo, se mantuvieron las diferencias observadas en encuestas de salud madrileñas anteriores. El consumo diario de fruta y de verdura es significativamente superior entre las mujeres [65,0%; IC95%=63,1-67,0] para la fruta, y 49,7% [IC95%=47,7-51,8] para las verduras, que entre los hombres [53,9%; IC95%=51,7-56,1] para la fruta, y 32,4% [IC95%=30,3-34,5] para las verduras. En la **gráfica 2** se representa la frecuencia de consumo diario de fruta y de verduras, desagregado por sexo, y la evolución del dato con relación a la ESCM'17³.

Gráfica 2. Frecuencia (con IC95%) de consumo diario de fruta y verdura, en el conjunto de las muestras y según sexo, ESCM'17 y ESCM'21. (%)

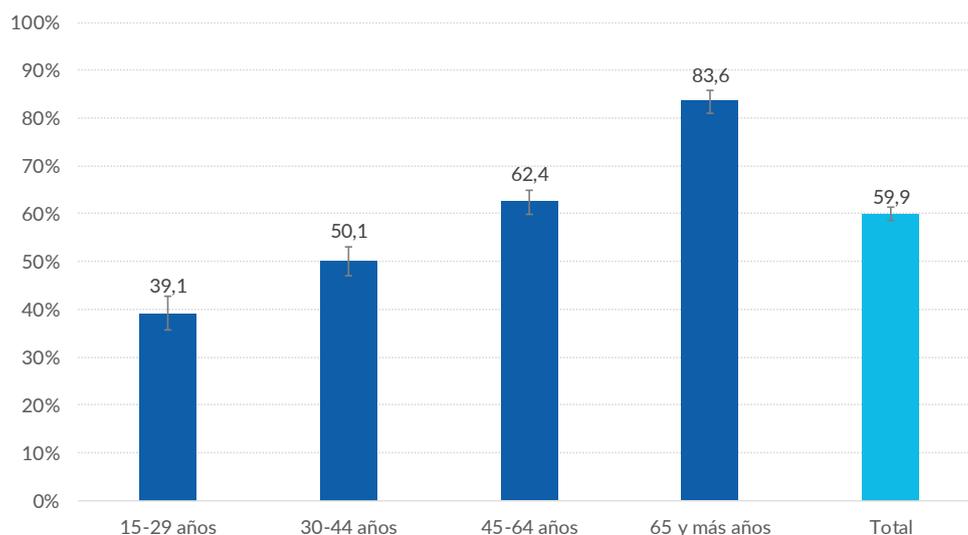


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 y 2021

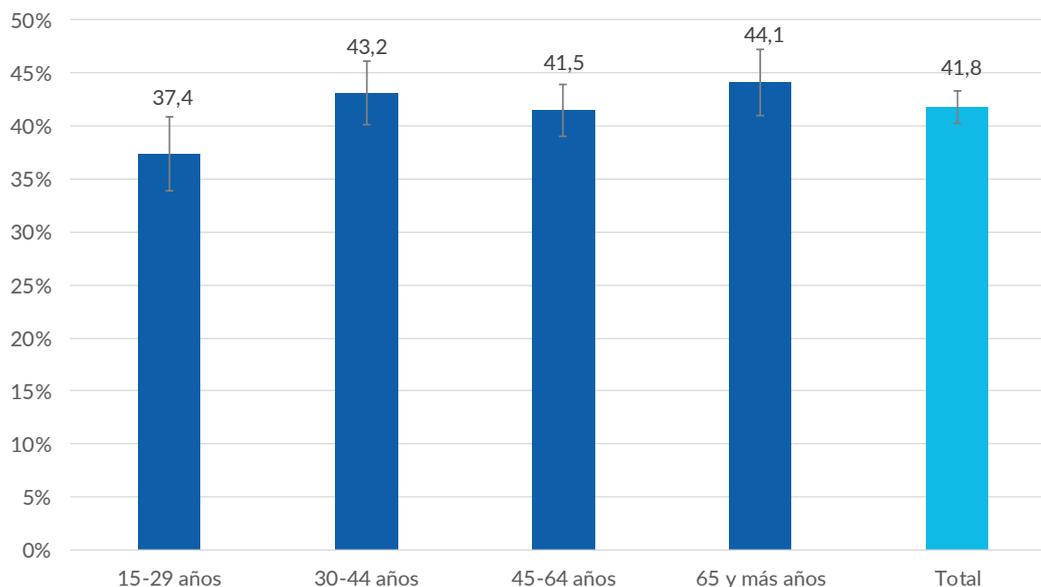
Por grupos etarios, la frecuencia de consumo diario de fruta aumentó con la edad, de modo que cada tramo de edades presentó diferencias estadísticamente significativas con relación al tramo anterior. La frecuencia fue del 83,6% [IC95%=81,1-85,9] para el grupo de 65 años y más, del 62,4% [IC95%=59,9-64,8] para el grupo entre 45 y 64 años, del 50,1% [IC95%=47,1-53,1] para el grupo entre 30 y 44 años, y del 39,1% [IC95%=35,6-42,7] para el grupo entre 15 y 29 años.

En cuanto al consumo diario de verdura, la frecuencia de consumo fue inferior en el grupo de menor edad, pero las diferencias no son estadísticamente significativas: 44,1% [IC95%=40,9-47,3] para el grupo de 65 y más años; 41,5% [IC95%=39,0-44,0] para el grupo entre 45 y 64 años; 43,2% [IC95%=40,2-46,2] para el grupo entre 30 y 44 años, y 37,4% [IC95%=33,9-40,9] para el grupo entre 15 y 29 años (gráficas 3 y 4).

Gráfica 3. Frecuencia (con IC95%) de consumo diario de fruta según grupos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 4. Frecuencia (con IC95%) de consumo diario de verdura según grupos de edad


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se construyó una nueva variable para recoger el consumo diario de fruta y/o verdura en la muestra. La prevalencia del consumo diario de fruta y/o verdura fue del 68,0% [IC95%=66,6-69,4]. Se realizó un análisis multivariante de la misma, con el fin de determinar las OR ajustadas relativas a las principales variables de interés. Los resultados se muestran en la **tabla 1**.

Tabla 1. Distribución de frecuencias del consumo diario de fruta y/o verdura, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio

Consumo diario de fruta y/o verdura		N	n	%	OR (*)	IC95%
Sexo	Mujeres	2.334	1.718	73,6	1,8*	1,6-2,1
	Hombres	1.975	1.213	61,4	1	
Edad	15 a 29 años	752	390	51,9	1	
	30 a 44 años	1.093	677	61,9	1,4*	1,1-1,7
	45 a 64 años	1.502	1.038	69,1	2,0*	1,7-2,5
	65 y más años	962	826	85,9	5,9*	4,6-7,5
Grupos de distritos	Mayor desarrollo	811	586	72,3	1,2	0,9-1,5
	Desarrollo medio-alto	1.233	868	70,4	1,1	0,9-1,4
	Desarrollo medio-bajo	1.427	947	66,4	1,0	0,9-1,3
	Menor desarrollo	838	530	63,2	1	
Clase social familiar	Desfavorecida	1.341	821	61,2	1	
	Media	997	695	69,7	1,1	0,9-1,4
	Favorecida	1.898	1.360	71,7	1,2	1,0-1,5

Nivel de estudios	Primarios o menos	792	549	69,3	1	
	Secundarios	1.434	859	59,9	1,1	0,8-1,3
	Universitarios	2.069	1.511	73,0	1,7*	1,3-2,1
Estatus migratorio	Inmigrante económico	854	499	58,4	1	
	No inmigrante económico	3.455	2.432	70,4	1,1	0,9-1,4

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la ESCM'21 se preguntó también por el consumo diario de dulces y/o bollería, y por el consumo, todos o varios días de la semana, de comida rápida (hamburguesas, pizza...) (tablas 2 y 3). El consumo global diario de los primeros fue del 11,9% [IC95%=10,9-12,9] y entre los/as jóvenes de 15 a 18 años alcanzó el 16,0% [IC95%=8,5-23,4]. Nuevamente son el sexo y la edad las únicas variables que establecieron diferencias estadísticamente significativas. Se observa que en el caso del consumo diario de dulces y/o bollería (tabla 2), su frecuencia fue superior entre los hombres (rozando la OR la significación estadística en el modelo de RLM resultante) y ascendió a medida que lo hacían los tramos de edad, de modo que llega a un riesgo 2,1 veces superior [IC95%=1,5-3,0] en el grupo de 65 y más años respecto al grupo de 15 a 29 años.

Tabla 2. Distribución de frecuencias del consumo de dulces y/o bollería todos los días de la semana, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio

Consumo de dulces y/o bollería todos los días de la semana		N	n	%	OR (*)	IC95%
Sexo	Mujeres	2.334	257	11,0	1	
	Hombres	1.975	253	12,8	1,2	1,0-1,5
Edad	15 a 29 años	752	69	9,2	1	
	30 a 44 años	1.093	107	9,8	1,2	0,9-1,7
	45 a 64 años	1.502	169	11,3	1,4	1,0-1,9
	65 y más años	962	165	17,2	2,1*	1,5-3,0
Grupos de distritos	Mayor desarrollo	811	94	11,6	1	
	Desarrollo medio-alto	1.233	136	11,0	0,9	0,7-1,2
	Desarrollo medio-bajo	1.427	165	11,6	0,9	0,7-1,2
	Menor desarrollo	838	115	13,7	1,0	0,8-1,3
Clase social familiar	Desfavorecida	1.341	195	14,5	1,3	1,0-1,7
	Media	997	109	10,9	1,0	0,7-1,3
	Favorecida	1.898	192	10,1	1	
Nivel de estudios	Primarios o menos	792	126	15,9	1,0	0,8-1,4
	Secundarios	1.434	187	13,0	0,7	0,5-1,0
	Universitarios	2.069	193	9,3	1	
Estatus migratorio	Inmigrante económico	854	89	10,4	1	
	No inmigrante económico	3.455	421	12,2	1,1	0,9-1,5

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Volver al Índice 

En la **tabla 3** se aprecia que estas diferencias son más acusadas en el caso del consumo, diario o varios días a la semana, de comida rápida, siendo 1,8 veces más frecuente entre los hombres que entre las mujeres y con una OR mayor (1,8) significativa [IC95%=1,5-2,3] y notablemente menos frecuente a medida que ascendemos en los tramos de edad, llegando a un riesgo 9,3 veces superior en el grupo de 15 a 29 años [IC95%=5,4-15,9] que en el grupo de 65 y más años.

Tabla 3. Distribución de frecuencias de consumo de comida rápida todos o varios días a la semana, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio

Consumo de comida rápida todos o varios días a la semana		N	n	%	OR (*)	IC95%
Sexo	Mujeres	2.334	141	6,0	1	
	Hombres	1.975	213	10,8	1,8*	1,5-2,3
Edad	15 a 29 años	752	118	15,7	9,3*	5,5-15,9
	30 a 44 años	1.093	131	12,0	7,2*	4,2-12,3
	45 a 64 años	1.502	88	5,9	3,3*	1,9-5,6
	65 y más años	962	17	1,8	1	
Grupos de distritos	Mayor desarrollo	811	66	8,1	1	
	Desarrollo medio-alto	1.233	96	7,8	1,0	0,7-1,4
	Desarrollo medio-bajo	1.427	113	7,9	1,0	0,7-1,5
	Menor desarrollo	838	79	9,4	1,2	0,8-1,7
Clase social familiar	Desfavorecida	1.341	123	9,2	1,0	0,8-1,4
	Media	997	64	6,4	0,8	0,6-1,1
	Favorecida	1.898	158	8,3	1	
Nivel de estudios	Primarios o menos	792	47	5,9	1	
	Secundarios	1.434	140	9,8	1,1	0,7-1,6
	Universitarios	2.069	166	8,0	1,1	0,8-1,4
Estatus migratorio	Inmigrante económico	854	98	11,5	1,1	0,8-1,5
	No inmigrante económico	3.455	256	7,4	1	

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El consumo diario de refrescos o zumos azucarados fue globalmente de un 7,6% [IC95%=6,8-8,4], pero entre los encuestados de 15 a 18 años alcanzó el 12,8% [IC95%=6,0-19,5].

En la **tabla 4** se puede observar la comparativa del consumo diario de fruta, dulces y bebidas azucaradas en edades juveniles, según los datos de la encuesta europea HBSC² de 2018, en su fracción de la Comunidad de Madrid y la ESCM'21.

Tabla 4. Comparación del consumo diario de fruta, dulces y bebidas azucaradas en edades juveniles (Comunidad de Madrid vs. ciudad de Madrid)

Encuesta	Consumo de fruta	Consumo de dulces	Consumo de bebidas azucaradas
HBSC 2018 (15-16 años) (N=872)	35,6%	15,0%	22,6%
HBSC 2018 (17-18 años) (N=841)	30,9%	16,2%	21,1%
ESCM 2021 (15-18 años) (N=209)	39,2%	16,0%	12,8%

Fuente: *Health Behaviour in School-aged Children 2018* y *Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021*

Discusión

En relación con el consumo de fruta, es importante señalar que en la ESCM'17 el consumo diario fue del 71,8%, y el consumo varias veces a la semana del 17,3%, de modo que se aprecia un descenso notable y estadísticamente significativo en el consumo diario de fruta. El dato es también significativamente inferior al de la EESE'20⁴, que informaba de un consumo diario de fruta en el 67,7% de las personas.

Respecto al consumo de verduras, igualmente se aprecia un descenso significativo del consumo diario con relación a la ESCM'17, donde se encontró un consumo diario de verduras en el 51,5% de la muestra [IC95%=49,9-52,0]. Este dato es también significativamente inferior al de la EESE'20⁸, que informaba de un 46,6% de personas que consumían verdura diariamente. Tanto en el caso del consumo de verduras como en el de fruta, cabe hipotetizar que la precarización económica de los sectores sociales más vulnerables tras la pandemia de COVID-19 y la subida de precios de los alimentos frescos, haya favorecido la reducción del consumo de estos.

Por sexo, el consumo diario de fruta y de verdura es significativamente superior entre las mujeres [65,0%; IC95%=63,1-67,0] para la fruta, y [49,7%; IC95%=47,7-51,8] para las verduras que entre los hombres [53,9%; IC95%=51,7-56,1] para la fruta, y [32,4%; IC95%=30,3-34,5] para las verduras. Las mujeres parecen mantener hábitos de alimentación más saludables que los hombres.

Por grupos etarios, la frecuencia de consumo diario de fruta aumentaba con la edad, de modo que cada tramo etario presentó diferencias estadísticamente significativas con relación al tramo anterior. En cuanto al consumo diario de verdura, la frecuencia de consumo es inferior en el grupo de menos edad, pero las diferencias no alcanzaron significación estadística.

Además del sexo y la edad, que ya eran identificadas como variables que establecían diferencias significativas en la ESCM'17, en la ESCM'21 se aprecia que el grupo de personas con estudios universitarios ha presentado una frecuencia de consumo diario de fruta y/o verdura significativamente más elevada que el grupo con estudios primarios o menos, y las personas de clase social favorecida tienen también un mayor consumo que las de clase social desfavorecida, aunque esta diferencia no fue estadísticamente significativa. Cabe hipotetizar que el nivel de estudios (y no tanto la clase social) está asociado a una mayor capacidad adquisitiva y, por lo tanto, a mayor capacidad de compra y consumo de alimentos frescos.

En referencia al consumo diario de dulces o bollería, y al consumo diario o varias veces a la semana de comida rápida, nuevamente la edad y el sexo establecen diferencias significativas. Tanto en uno como en otro consumo, es superior la frecuencia entre los hombres. Las diferencias por edad se producen en sentido inverso: según se asciende en los tramos etarios, se incrementa el consumo diario de dulces y/o bollería, mientras decrece el consumo de comida rápida. Ambas tendencias no alcanzaron significación estadística. En todo caso, no parece que la desigualdad económica sea un factor significativamente asociado a estos consumos.

Si comparamos los datos aportados por la ESCM'21 con los del estudio europeo HBSC de 2018² (en su fracción para la Comunidad de Madrid), se observa que en la ciudad de Madrid, para el rango de edades juveniles, era más frecuente el consumo saludable (fruta), aproximadamente el mismo para uno de los poco recomendables (dulces) y notablemente más bajo para el otro no saludable (bebidas azucaradas), si bien por lo amplio de los IC95% de la ESCM'21 correspondientes con una muestra pequeña al desagregarla en esas edades, las diferencias que

más llamaban la atención, la primera y la tercera, no fueron significativas. Cabe destacar, no obstante, que las diferencias del consumo de bebidas azucaradas a diario son especialmente bajas y, por tanto, favorable en las y los adolescentes de la ciudad de Madrid.

Conclusiones

- Se aprecia un descenso notable del consumo (diario o varias veces a la semana) de fruta y verdura, en relación con la ESCM'17 y con la EESE'20.
- Las mujeres tuvieron hábitos de alimentación más saludables que los hombres (en cuanto a consumo de fruta y verduras, consumo de dulces, bollería y comida rápida) de forma estadísticamente significativa.
- La frecuencia de consumo diario de fruta aumentaba con la edad de modo estadísticamente significativo. En la frecuencia de consumo de verdura, por el contrario, no se alcanzaron dichas diferencias.
- El consumo diario de dulces y/o bollería se relaciona de forma significativa con la edad (mayor consumo en personas de 65 y más años), mientras que el de comida rápida es mucho más frecuente entre los/as jóvenes y en el sexo masculino.
- En general no se hallaron diferencias socioeconómicas notables en los hábitos alimentarios, ni en los favorables ni en los nocivos, excepto en el consumo diario de fruta fresca y verdura de la población con educación universitaria, sobre todo respecto al grupo de menor nivel de instrucción.

Referencias bibliográficas

1. Diet, nutrition and the prevention of chronic diseases: report of a Joint WHO/FAO Expert Consultation. WHO Technical Report Series, No. 916. Geneva: World Health Organization; 2003.
2. Moreno C, Ramos P, Rivera F, Sánchez-Queija I, Jiménez-Iglesias A, García-Moya I, et al. La adolescencia en España: salud, bienestar, familia, vida académica y social. Resultados del Estudio HBSC 2018. Ministerio de Sanidad, 2020. Disponible en https://www.sanidad.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/promocion/saludJovenes/estudioHBSC/docs/HBSC2018/HBSC2018_ResultadosEstudio.pdf
3. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
4. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Europea de Salud en España 2020. 2022. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/EESE2020_inf_evol_princip_result.pdf



2.2.4 USO DE DISPOSITIVOS CON CONEXIÓN A INTERNET

Introducción

El Observatorio Nacional de Tecnología y Sociedad, señalaba que en el año 2021 el 96% de los hogares españoles disponía de redes de comunicación de banda ancha. Además, mencionaba que el uso de internet había aumentado, llegando en dicho año al 92% de la población, que lo utilizaba regularmente¹.

Una de las variables que parece colaborar en este aumento es la disponibilidad de la tecnología móvil. Así, la encuesta del Instituto Nacional de Estadística (INE) del 2021 puso de manifiesto que el 99,5% de los hogares en España disponía de teléfono móvil y el 93,9% de la población había utilizado internet en los últimos 3 meses². Desde la encuesta del Observatorio Nacional de Tecnología y Sociedad se describe que el 94% de las personas que usan internet lo hacen principalmente desde el teléfono móvil, frente al ordenador portátil (54%) y el ordenador fijo (32%)¹.

En lo que respecta a las diferencias entre municipios según su población y el acceso a internet, son las capitales de provincia y las ciudades con al menos 100.000 habitantes las que disponen de más equipamiento para emplear la red². También, estos municipios son los que cuentan con mayor número de hogares sin internet, unos 230.000 en toda España¹. Sorprende que, dentro de los hogares que no disponen de banda ancha, los que tienen ingresos más bajos aluden como razón principal para no disponer de ella a la no necesidad de esta herramienta y no los bajos ingresos, como cabría esperar.

En relación con la edad, en el grupo de 16 a 24 años el uso de internet podría considerarse universal (99,7%). Esta utilización va descendiendo con el aumento de edad, haciéndose especialmente importante esa diferencia en las personas mayores de 64 años, siendo el uso del 74,3%², aunque cabe señalar que en este grupo de mayor edad es donde más ha aumentado la utilización de internet en los últimos tiempos. En lo que respecta al sexo, no se aprecian diferencias significativas entre hombres (85,1%) y mujeres (86,5%) que se conectan a diario a la red².

Las utilidades de internet son muy amplias y dispares (redes sociales, videollamadas, mensajería instantánea, compras, etc.). Según la encuesta del INE, los servicios de mensajería instantánea son las aplicaciones más empleadas en nuestro entorno, un 90,2% de la muestra los había utilizado en los últimos tres meses. El segundo lugar sería para el correo electrónico con un 79,1% y en tercera posición estaría el acceso a las noticias con un 76,6%. Las llamadas y videollamadas han sufrido un descenso respecto a 2020 (probablemente por el incremento que experimentaron como forma de relación social durante el confinamiento en la pasada pandemia de COVID-19), aunque su uso sigue siendo aún importante (75,7%)².

El comercio electrónico también ha aumentado, el 55,2% de la población había realizado alguna compra por este medio en los tres meses anteriores. Son las personas de mayor edad y de menor formación y renta las que menos usaron este servicio¹.

En relación con las redes sociales, el 64,7% se había conectado a ellas en los últimos tres meses, siendo estudiantes y jóvenes quienes más emplean estas aplicaciones, en torno al 95%. En cuanto a sexos, son las mujeres (66,5%) las que más se conectan a las redes sociales².

Otro uso de internet es el teletrabajo que, aunque se ha incrementado, sigue siendo aún una opción minoritaria en España. Según señala el Observatorio Nacional de Tecnología y Sociedad, en su encuesta sobre uso de tecnología en los hogares españoles, en el año 2021 el 18% de las personas empleadas refirió haber teletrabajado en los últimos tres meses¹, cifra que alcanzó en Madrid el 37,2% según la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21).

Los datos anteriores de uso de internet son similares a los señalados por el Plan Nacional sobre Drogas en su trabajo sobre adicciones comportamentales en población española. Según el mismo, el uso de internet es generalizado en toda la población, siendo el segmento de edad entre 15 y 44 años el que más se conecta a la red³.

El uso problemático de internet aún no ha merecido la consideración de adicción, aunque son muchos los estu-

dios que hacen referencia a su similitud con otras adicciones⁴⁻⁹ y relacionan el uso problemático de internet con complicaciones en la salud mental¹⁰⁻¹² y mala calidad de vida^{13,14}. En sentido contrario, existen también trabajos que asocian el uso funcional de internet con mejoras en la calidad de vida de los/as usuarios/as¹⁵.

En la encuesta del Plan Nacional sobre Drogas, para España, se recoge que existe un aumento en el uso problemático de internet, llegando a un 3,7% de la población entre 15 y 64 años, lo que supone aproximadamente 1.139.000 personas. En hombres sería algo mayor esta prevalencia, con un 3,9% frente al 3,5% en las mujeres, aunque dentro del grupo de jóvenes (15-24 años) es superior la prevalencia en las mujeres. En este tramo etario, la prevalencia es del 11,3%, mayor que en el resto de los grupos de edad³.

Dentro de la adicción a internet aparece un tipo de uso no funcional que se refiere a las redes sociales. Ya se citó anteriormente la gran capacidad de penetración que tienen en la sociedad estas aplicaciones, especialmente en el sector más joven. El uso inadecuado de las redes sociales se relaciona también con otras actividades que suponen un riesgo para la salud, un ejemplo de ello es la estrecha relación que tienen con el *chemsex*¹⁶.

El objetivo de este informe fue conocer la prevalencia y uso de los dispositivos que permiten el acceso a internet en la ciudad de Madrid y las características de las personas que los emplean. Además, si esta utilización se relaciona con la depresión y con el consumo de psicofármacos en la población madrileña.

Método

Fuentes de datos

Los datos fueron extraídos de la ESCM'21.

Instrumentos

Dentro de la encuesta (versión 2 del cuestionario) se incluyeron cuatro preguntas relacionadas con la tenencia de dispositivos que permiten el acceso a internet y sobre el uso de las TICs. Estas cuestiones fueron:

- ¿Tiene dispositivos electrónicos con conexión a internet (teléfono móvil, ordenador, tablet, iPad, etc.)?
- ¿Utiliza habitualmente...?
- ¿Dedica más tiempo del que cree que debiera a...?
- ¿Le han dicho sus familiares o amigos que dedica demasiado tiempo a...?

Las tres últimas preguntas hacen referencia a programas de mensajería instantánea, redes sociales, llamadas o videollamadas y navegación por internet. Las dos últimas están extraídas del cuestionario MULTICAGE-TIC¹⁷, que explora problemas en el uso de estas aplicaciones. Este cuestionario se basa en otro (CAGE)¹⁸, empleado en la adicción al alcohol. Los dos se han mostrado como instrumentos con características psicométricas conocidas y validez diagnóstica establecida^{19,20}. En nuestro caso se escogieron dos escalas de este instrumento: a) valoración de exceso temporal en su utilización y b) valoración por parte de otros agentes de un uso excesivo.

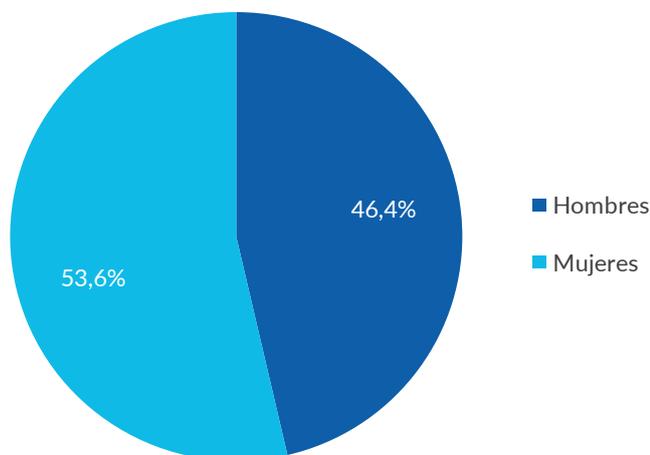
Análisis de datos

Los datos fueron analizados mediante el programa estadístico SPSS. Se realizaron cálculos descriptivos de la muestra que incluyeron frecuencias y prevalencias. Para valorar las diferencias se empleó la prueba de chi-cuadrado con un nivel de significación de $p < 0,05$, además del contraste de los IC95% de las distintas prevalencias calculadas.

Resultados

El número de personas cuyas respuestas sobre dispositivos electrónicos y sus usos se consideró válidas en la ESCM'21 fue de 4.247. De ellas, el 95,7% [IC95%=95,1-96,3] tenía algún dispositivo con acceso a la red, siendo el 53,6% [IC95%=52,1-55,2] mujeres y el 46,4% [IC95%=44,8-47,9] hombres (**gráfica 1**).

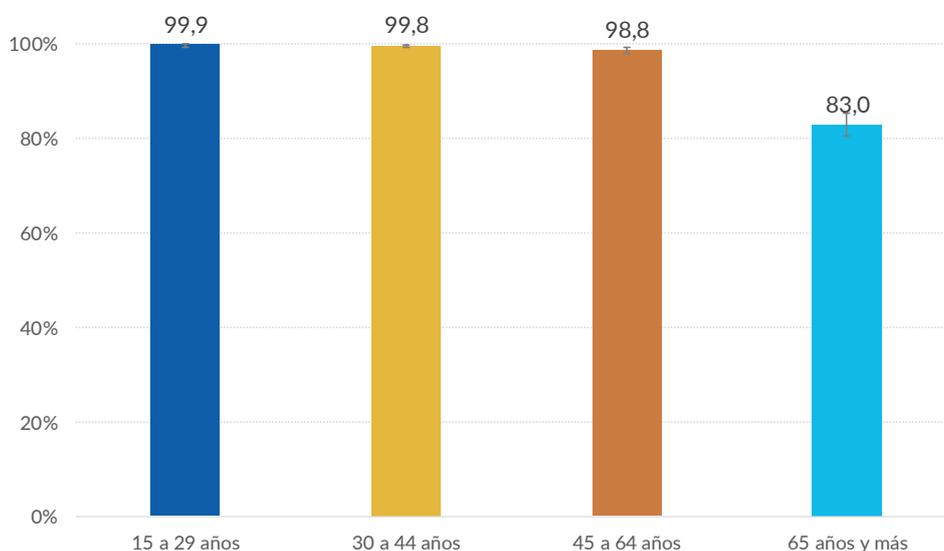
Gráfica 1. Personas que poseen algún dispositivo con acceso a internet, frecuencia por sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por edad, cabe destacar que entre los/as menores de 65 años prácticamente todas las personas contaban con al menos un dispositivo con acceso a internet. Fue el grupo de 65 y más años el que presentaba menor disponibilidad de herramientas electrónicas para este uso, un 17% de los/as encuestados/as en este grupo etario no tenían dispositivos que les permitieran acceso a la red (gráfica 2).

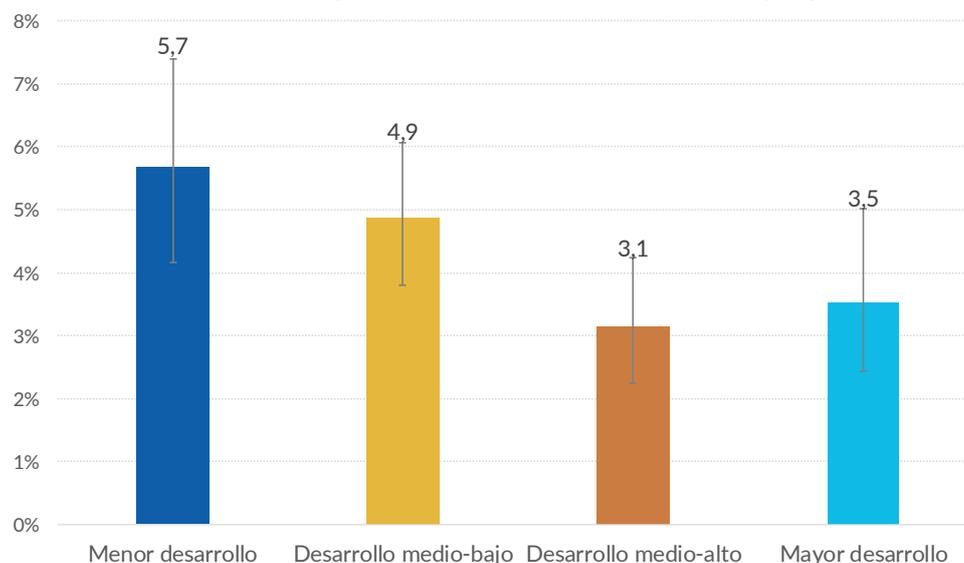
Gráfica 2. Prevalencia de personas que cuentan con algún dispositivo con acceso a internet, según grupos de edad (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo que respecta a los distintos distritos de la ciudad de Madrid, para analizar los datos se decidió agruparlos según el Índice Combinado de Salud, Conocimiento y Renta (ICSCR), tal y como se hizo en ediciones previas del Estudio de Salud. Se observa que en el grupo de distritos con menor desarrollo es donde el porcentaje de personas sin dispositivos con acceso a internet era más alto, situándose en el 5,7% [IC95%=4,2-7,4]. Por el contrario, en los distritos con desarrollo humano medio-alto este porcentaje fue el menor: 3,1% [IC95%=2,3-4,2] (gráfica 3).

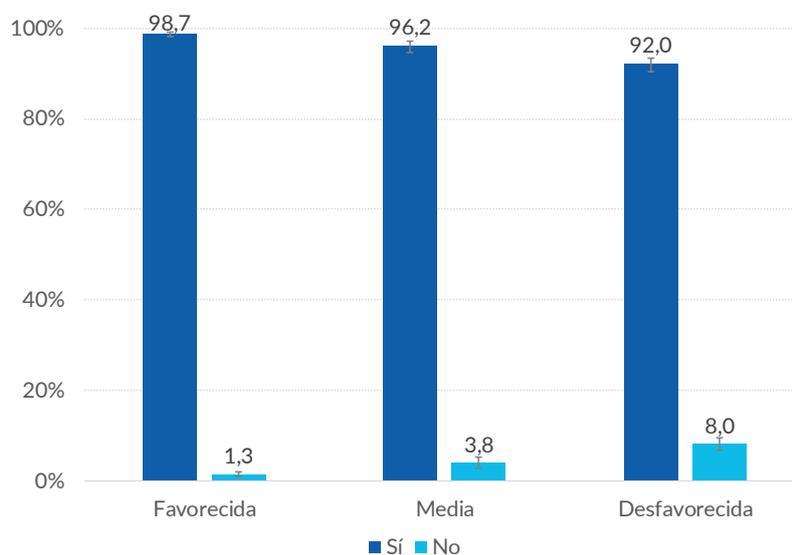
Gráfica 3. Prevalencia de personas sin ningún dispositivo con acceso a internet, según grupos de distritos (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la clase social ocupacional (CSO) familiar, se trabajó agrupando las respuestas en tres categorías (favorecida, media y desfavorecida), según la clasificación recomendada por la Sociedad Española de Epidemiología (SEE). En el grupo de CSO desfavorecida fue donde el porcentaje de personas que no contaban con dispositivos con conexión a la red fue mayor (8,0%) [IC95%=6,6-9,5], siendo en la CSO favorecida donde la disponibilidad prácticamente era plena (98,7%) [IC95%=98,1-99,1] (gráfica 4).

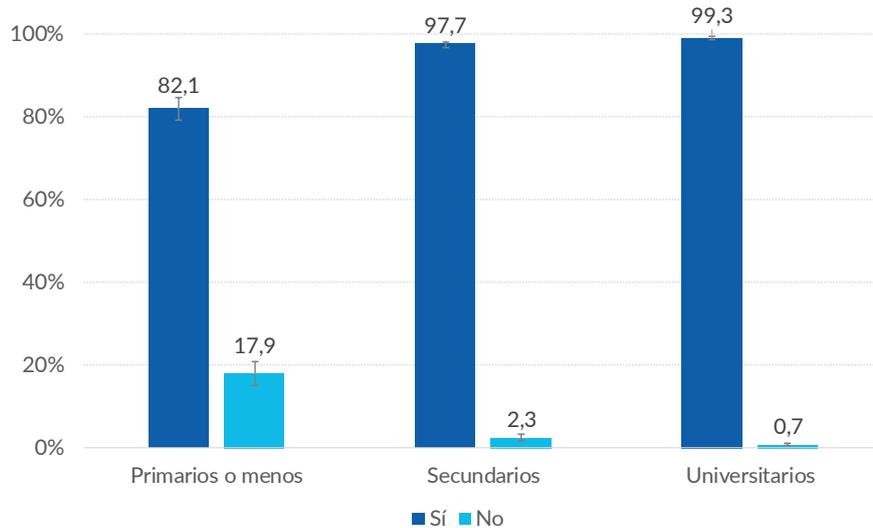
Gráfica 4. Frecuencia de disponibilidad de dispositivos con acceso a internet, por clase social ocupacional familiar (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En el mismo sentido, las personas con menor formación académica fueron las que disponían de menos terminales con conexión a internet (17,9%) [IC95%=15,2-20,8], mientras que las personas con estudios universitarios tenían un mayor porcentaje de estas herramientas (99,3%) [IC95%=98,8-99,6] (gráfica 5).

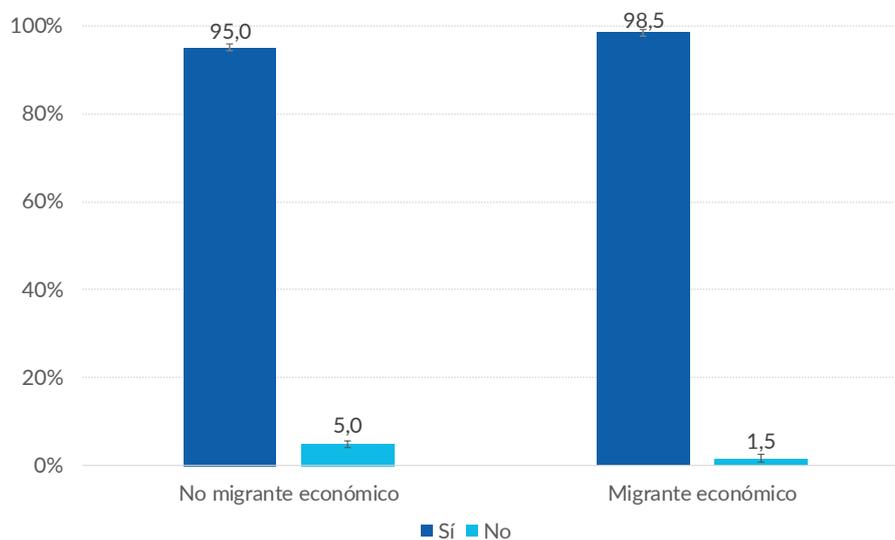
Gráfica 5. Frecuencia de disponibilidad de dispositivos con acceso a internet, por nivel de estudios (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por estatus migratorio, el porcentaje mayor de tenencia de este tipo de dispositivos electrónicos se halló en el grupo de migrantes por motivos económicos (98,5%) [IC95%=97,6-99,2], frente al 95,0% [IC95%=94,3-95,7] del resto de población residente en la ciudad de Madrid (gráfica 6), siendo esta diferencia estadísticamente significativa.

Gráfica 6. Frecuencia de disponibilidad de dispositivos con acceso a internet, por estatus migratorio (IC95%)

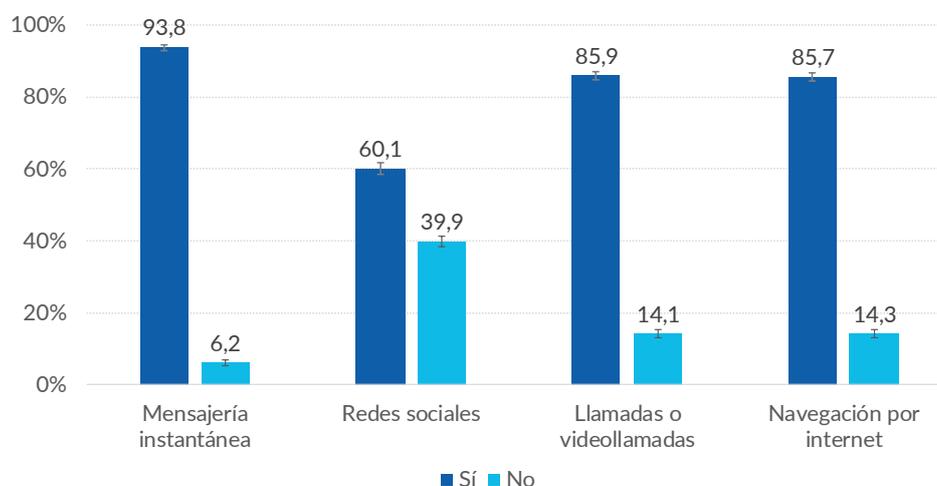


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se decidió también explorar el uso de una serie de aplicaciones muy incorporadas a nuestra sociedad: mensajería instantánea (WhatsApp, Telegram, Messenger, Line, etc.), redes sociales (Facebook, Twitter, Instagram, Tik Tok, etc.), llamadas o videollamadas y por último navegación por internet.

Los resultados mostraron que la aplicación con mayor porcentaje de usuarios fue la mensajería instantánea (93,8%) [IC95%=93,0-94,5], por el contrario, la que menos porcentaje presentaba eran las redes sociales (60,1%) [IC95%=58,6-61,6]. En el medio estarían las llamadas o videollamadas y la navegación por la red, ambas con similares porcentajes, rondando el 86% (gráfica 7).

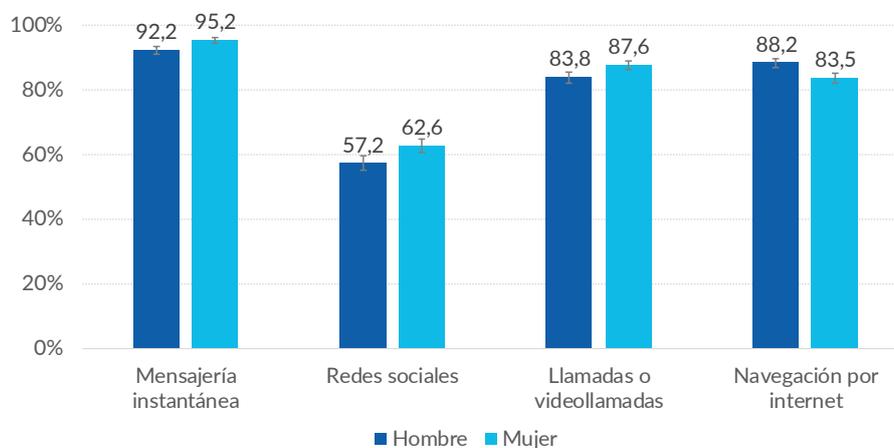
Gráfica 7. Frecuencia de utilización de dispositivos con acceso a internet, por tipo de aplicación (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta el sexo de las personas encuestadas, el porcentaje de mujeres que utilizaba las diferentes aplicaciones de sus dispositivos electrónicos fue superior al de hombres, excepto en la navegación por internet, donde el porcentaje de estos era mayor (88,2%) [IC95%=86,7-89,6] que el de mujeres (84,1%) [IC95%=82,6-85,6]. Todas las diferencias entre sexos fueron estadísticamente significativas (gráfica 8).

Gráfica 8. Prevalencia de los diversos usos de dispositivos con acceso a internet, según sexo (IC95%)

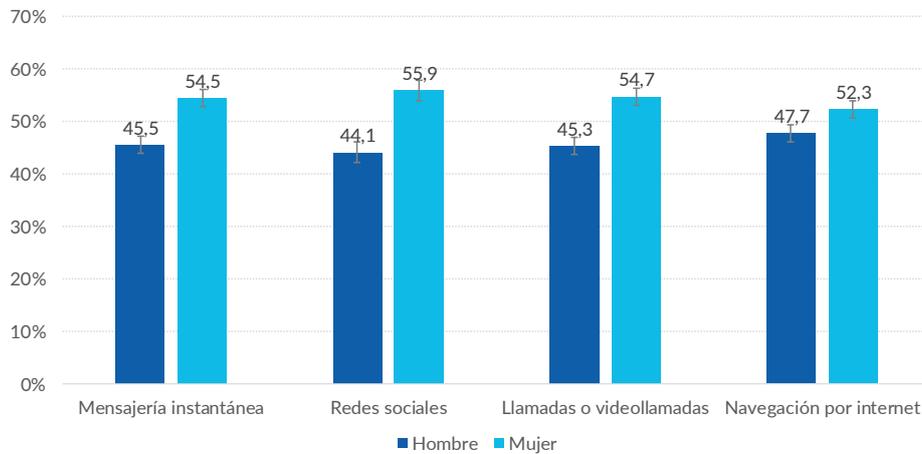


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre las personas que sí usaban los dispositivos electrónicos, existieron diferencias de frecuencias por sexo. En todas las categorías estudiadas el porcentaje de utilización de las mujeres fue mayor que el de hombres, siendo en las aplicaciones de redes sociales donde la diferencia ha sido más amplia (55,9% vs. 44,1%). Los resultados obtenidos mostraron que el mayor uso del grupo de mujeres, en los cuatro tipos de utilización de los dispositivos, tenía diferencias estadísticamente significativas respecto a los hombres (gráfica 9).



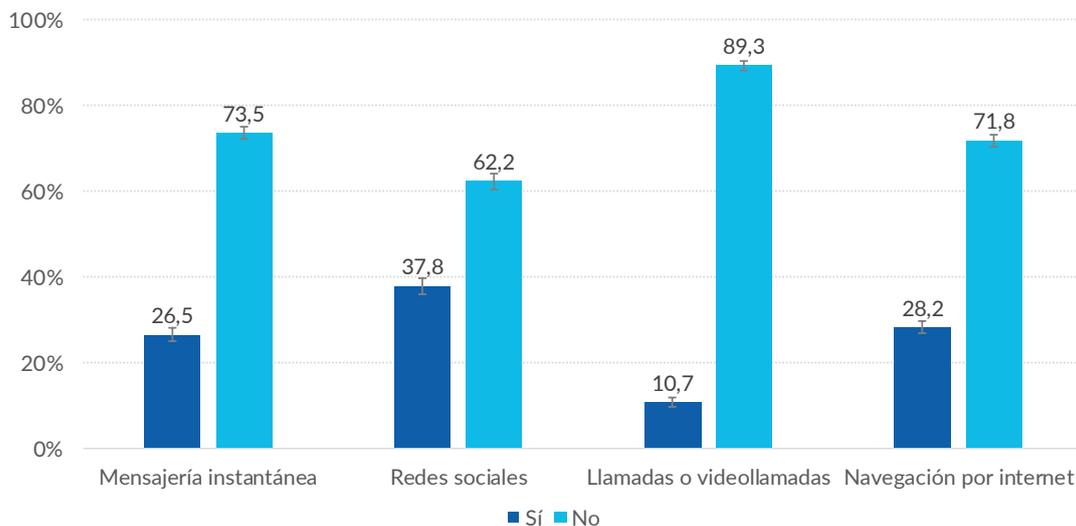
Gráfica 9. Frecuencia de los diversos usos de dispositivos con acceso a internet, por sexo (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo que se refiere a la percepción personal de estar dedicándole demasiado tiempo a cualquiera de las opciones de uso de los dispositivos electrónicos analizadas, fue claramente el uso de redes sociales la que alcanzó un mayor porcentaje de personas con esta percepción (37,8%) [IC95%=35,8-39,7], siendo las llamadas o videollamadas las menos percibidas como un exceso de uso (10,7%) [IC95%=9,7-11,7] (gráfica 10).

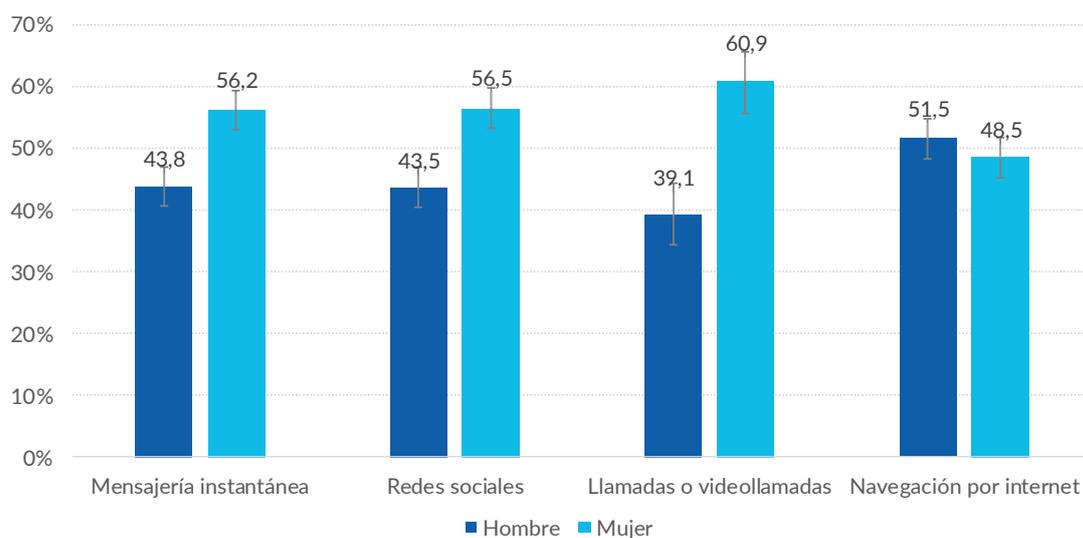
Gráfica 10. Frecuencia de autopercepción de exceso de tiempo de utilización de dispositivos con acceso a internet, por tipo de uso (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En relación con la idea de dedicarle un tiempo excesivo al uso de los dispositivos con conexión a internet, el porcentaje de mujeres era mayor, con diferencias estadísticamente significativas respecto a los hombres, en tres de ellos (destacando sobre todo este desfase en las llamadas o videollamadas). En el único donde no se apreció una diferencia reseñable fue en la navegación por internet, única valorada como de uso más excesivo en ellos que en ellas (51,5% vs. 48,5%), tal y como se observa en la gráfica 11.

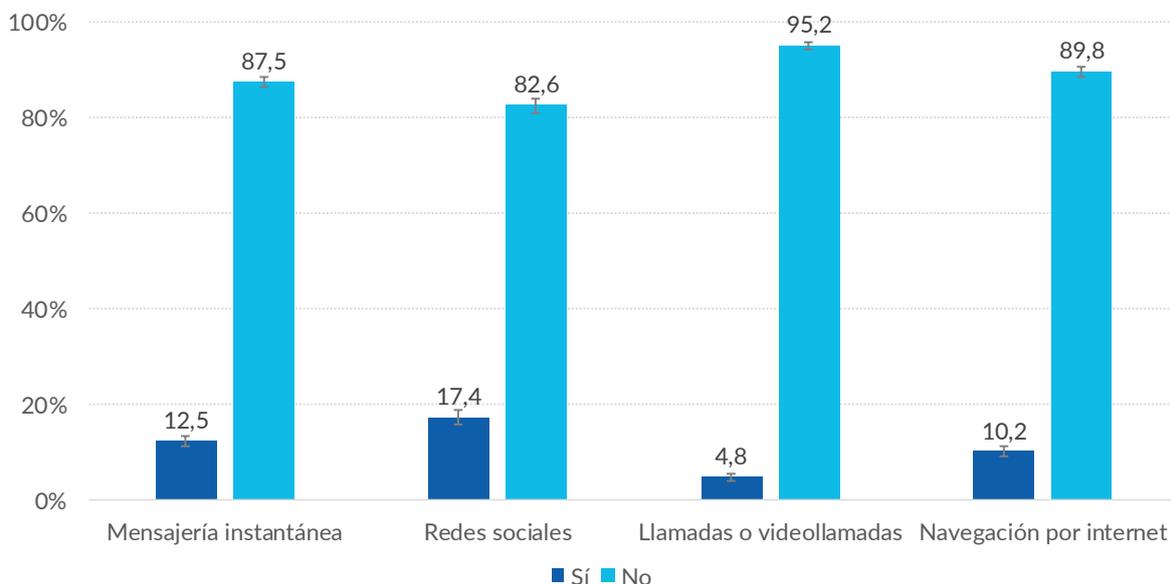
Gráfica 11. Frecuencia de personas que valoran como excesivo el tiempo de uso de dispositivos con acceso a internet, por sexo (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En referencia a haber recibido quejas o algún tipo de recriminación por parte de agentes externos cercanos (familiares, amistades....) relativas al uso excesivo de los dispositivos, las redes sociales estaban en primer lugar (17,4%) [IC95%=15,9-18,9], ocupando la última posición las quejas relativas a las llamadas o videollamadas (4,8%) [IC95%=4,2-5,6] (gráfica 12).

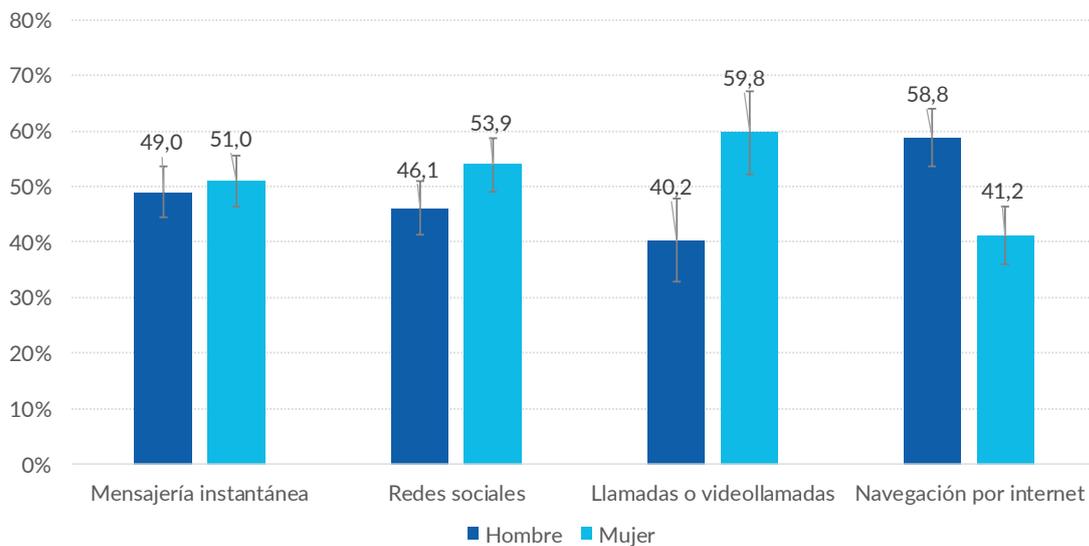
Gráfica 12. Frecuencia de personas que recibieron recriminación por uso excesivo de las aplicaciones por parte de agentes externos cercanos (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por sexos, los porcentajes de mujeres que recibieron quejas por agentes externos fueron siempre mayores que en los hombres, excepto en la navegación por internet (gráfica 13).

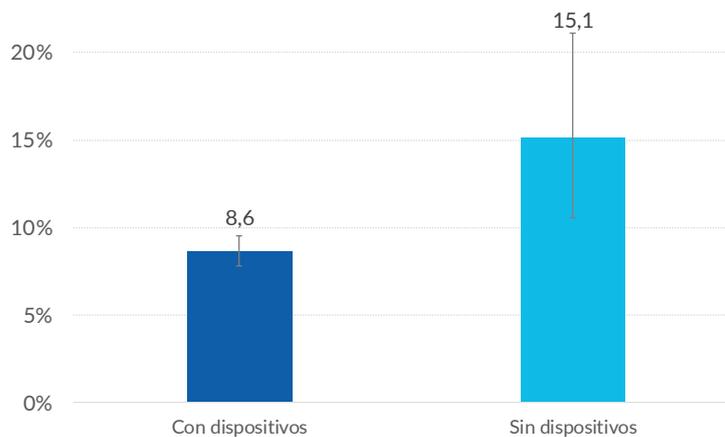
Gráfica 13. Frecuencia de recriminación por agentes externos cercanos del uso excesivo de las distintas aplicaciones, por sexo (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con relación a la salud mental, dentro del grupo de personas que no disponía de dispositivos con acceso a internet hubo una prevalencia de depresión en los últimos doce meses cercana al doble que la del conjunto de encuestados/as que sí contaban con ellos (15,1% vs. 8,6%) (gráfica 14), siendo la diferencia estadísticamente significativa a tenor de sus respectivos IC95%.

Gráfica 14. Prevalencia de depresión, según disponibilidad de dispositivos con acceso a internet (IC95%)

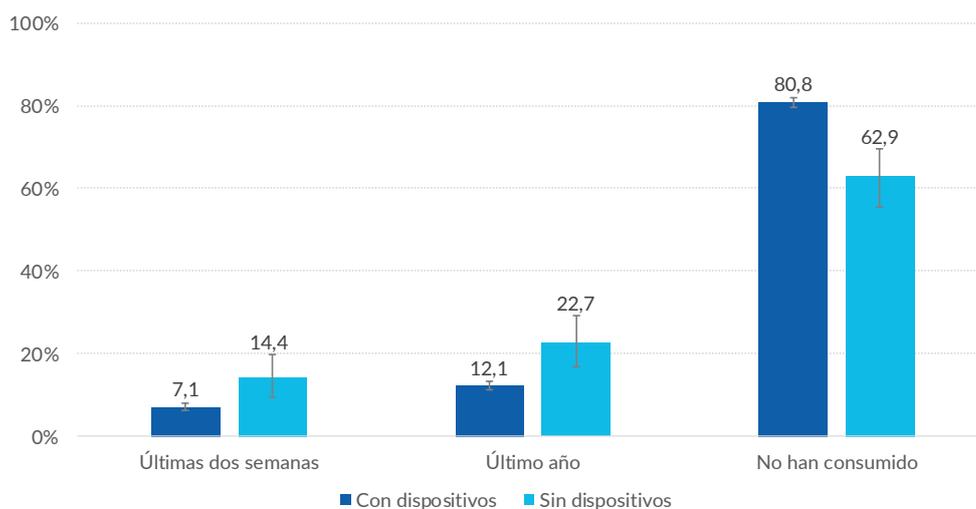


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

La odds ratio (OR) bivariante de sufrir depresión entre las personas entrevistadas que no tenían dispositivos con conexión a internet fue de 1,04 [IC95%=1,01-1,29]. Al ajustar el modelo de regresión logística multivariante (RLM) entre las variables sufrir depresión (variable dependiente) y el uso de dispositivos electrónicos con conexión a internet (variable independiente) con la edad -análisis justificado al observar que las personas mayores usan menos esos dispositivos y presentan más frecuentemente depresión- observamos que el riesgo de depresión entre quienes no los utilizan amplía el rango de sus IC95% (OR 1,11; [0,96-1,29]), mientras que por cada año de edad cumplida el riesgo de depresión se incrementa en 1,28 [1,19-1,38].

Por otro lado, en el grupo de personas que tomaron tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir en las dos últimas semanas, la tasa de consumo fue menor si poseían dispositivos electrónicos con acceso a la red, situándose en más del doble con relación a las personas que no disponían de dicha herramienta. Esta tendencia se repite en el grupo de sujetos que consumieron estos medicamentos en el último año. La relación, como resulta lógico, se invierte en el conjunto de individuos que no tomaron este tipo de fármacos, siendo mayor en este caso el porcentaje que disponía de dispositivos con acceso a internet (80,8% vs. 62,9%). En los tres casos las diferencias alcanzaron significación estadística (gráfica 15).

Gráfica 15. Prevalencia de personas que consumieron tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir, según disponibilidad de dispositivos con acceso a internet (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

Una amplia mayoría de las personas que respondieron a la ESCM'21 contaba con algún dispositivo con conexión a internet (95,7%) [IC95%=95,1-96,3]. Este dato está en consonancia con las encuestas a nivel nacional, en las que se reconoce la plena instauración de las TICs en nuestra sociedad, a través de la disponibilidad de dispositivos con acceso a la red².

La edad se presenta como un factor determinante en la tenencia de un dispositivo electrónico. La brecha generacional aparece a partir de los 65 años, donde tan solo el 83,0% [IC95%=80,5-85,3] poseía este tipo de dispositivos, mientras que casi la totalidad del resto de la muestra, por debajo de esta edad, sí tenía. A raíz de los datos obtenidos, parece importante recalcar la necesidad de que los programas con personas mayores deberían tener en cuenta e incluir la capacitación en competencia digital y facilitar el acceso a las TICs, para evitar su exclusión y disminuir la citada brecha generacional.

En relación con los distritos madrileños, eran los que tenían menor desarrollo humano donde escaseaban más las herramientas tecnológicas (5,7%) [IC95%=4,2-7,4], siendo este dato similar al de otros estudios publicados^{1,2}. Cuando se pregunta: ¿Por qué no tienen dispositivos?, la respuesta fue que no los necesitaban y no se hacía referencia a la cuestión económica¹.

El tipo de trabajo también es importante en el acceso a la red. Las personas con empleos de menor cualificación presentaron un porcentaje mayor de no acceso a este tipo de dispositivos tecnológicos (8,0%) [IC95%=6,6-9,5]. En el mismo sentido, el grupo de personas con menos formación académica también fue el que tenía un menor número de dispositivos (17,9%) [IC95%=15,2-20,8], existiendo diferencias estadísticamente significativas con las personas con estudios secundarios o universitarios. En ese sentido, hemos hallado trabajos que corroboran el mayor rendimiento académico de las personas que emplean las TICs en su formación^{21,22}.



Sin embargo, curiosamente, quienes nacieron en países en desarrollo (migrantes económicos) fueron los que obtuvieron un porcentaje mayor de tenencia de dispositivos electrónicos con acceso a la red (98,5%) [IC95%=97,6-99,2], frente al 95,0% [IC95%=94,3-95,7] del resto de población residente en el municipio madrileño. Este resultado, que incluso logra significación estadística, difiere con otras encuestas a nivel nacional^{1,2} consultadas. Las posibles hipótesis que respaldarían nuestros datos son que actualmente hay dispositivos con posibilidad de conexión a internet a precios muy asequibles, habiendo incluso un auge en los últimos tiempos de reciclaje de terminales y mercado de segunda mano. También puede ser que los/as migrantes traigan sus propios dispositivos de sus países de origen (básicamente móviles), donde son aún más baratos.

Tengamos en cuenta que para este grupo poblacional, la comunicación con sus familias y seres queridos residentes en sus países de origen es esencial, y esto a día de hoy se suele hacer con llamadas/videollamadas por mensajería instantánea y redes sociales, y no por telefonía convencional como hace algunos años (recordemos el auge de locutorios que hubo en aquellas fechas).

Para explorar el empleo de los dispositivos electrónicos y su posible uso disfuncional se decidió usar el MULTICAGE-TIC¹⁷ (cuestionario de 20 ítems, compuesto de 5 escalas, que exploran problemas relacionados con el uso de internet, móvil, videojuegos, mensajería instantánea y redes sociales), ad hoc. Uno de los factores para tomar esta medida fue que la adicción a internet no está aún definida en los manuales diagnósticos.

Los resultados referidos a los diversos usos de los dispositivos fueron similares al de otras encuestas^{1,2} y situaron a la mensajería instantánea en la primera posición (93,8%) [IC95%=93,0-94,5]. En este sentido, las mujeres son las que más empleaban las aplicaciones, excepto la navegación por la red.

Las aplicaciones que más “quejas” generaban por exceso de uso, tanto por parte de los/as usuarios/as (37,8%) [IC95%=35,8-39,7] como de los agentes externos que los observaban (17,4%) [IC95%=15,9-18,9], fueron las redes sociales. Aun siendo las menos empleadas, son las que mayor porcentaje en ese sentido alcanzaron en la ESCM '21.

El hecho de facilitar el acceso a los dispositivos podría disminuir también el fracaso escolar y por tanto aumentar la cualificación académica, puesto que se sabe que es un factor protector respecto a hábitos no saludables^{23,24}, lo que a su vez podría también disminuir el riesgo de exclusión social de sus usuarios/as.

Uno de los índices empleados en esta encuesta de salud fue el ICSCR, reflejo de que el nivel de desarrollo humano de los distritos engloba varios factores. El cálculo de dicho índice se realiza en base al número de personas residentes de 30 a 64 años con títulos escolares superiores a secundarios, la esperanza de vida al nacer y la renta bruta disponible per cápita. Así el hecho de no necesitar TICs en la vida diaria podría estar hablando de un nivel de funcionamiento al margen del sistema sumamente importante y en el futuro podría estudiarse si este dato pudiera servir como índice de exclusión social.

El resultado referente a la navegación por la red puede estar relacionado con el uso de videojuegos por internet, ya que esto no se excluyó de la pregunta en la encuesta. Así, diversos estudios asocian el “gaming” o trastorno por uso de videojuegos, en gran medida, con el hecho de ser hombre^{3,25}, aunque esta diferencia fue menor en los más jóvenes -que por otro lado fue la fracción menor de la muestra-, ya que solo se aplicó el cuestionario a partir de los 15 años, por lo que afecta poco a la reducción de la diferencia a favor del sexo masculino²⁶.

Asimismo, parece que podríamos hablar de que son el tipo de aplicaciones y no el uso general de los dispositivos lo que se relaciona con las demandas en su empleo. Del mismo modo, habría aplicaciones con más capacidad de generar adicción²⁷, cuestión que ya ha sido comprobada en los videojuegos^{28,29}. También, en nuestro caso, parece que el hecho de ser mujer podría suponer una mayor vulnerabilidad para desarrollar una adicción a las redes sociales. Estas últimas cuestiones debieran ser corroboradas en trabajos posteriores de nuestro grupo en Madrid Salud.

Respecto a la salud mental, las personas que no disponen de dispositivos electrónicos parecen tener más frecuentemente diagnóstico de depresión y un mayor consumo de medicamentos tranquilizantes, ansiolíticos o hipnóticos. En este trabajo ese grupo es coincidente con las personas de más edad, por lo que podría explorarse si la desconexión social del citado grupo etario es un factor que perjudica su salud mental y si el hecho de trabajar por la conexión de las personas más mayores facilitaría la disminución de los riesgos en ese sentido, además de otros factores sociales^{30,31}.

En su momento pensamos que un sencillo análisis multivariante podría arrojar luz sobre el hecho de si en la depresión o en el mayor consumo de esos fármacos influye más la poca digitalización o la edad. Tras haberlo efectuado observamos que la OR cruda (sin ajustar) de sufrir depresión en quienes no tienen dispositivos con conexión a internet fue de 1,04 [IC95%=1,01-1,29], lo que significa que puede ser el mismo de quienes sí los tienen, pues el extremo inferior del intervalo de confianza se sitúa prácticamente en el 1. Al ajustar un modelo de RLM entre estas dos variables: depresión, como variable respuesta y utilización de dispositivos con conexión a la red, como variable explicativa, con la edad (puesto que las personas mayores usan menos esos dispositivos y tienen más frecuentemente diagnóstico de depresión) observamos que el riesgo de depresión entre quienes no los emplean es de OR=1,11; [IC95%=0,96-1,29], mientras que por cada año de edad cumplida dicho riesgo de depresión se incrementa por 1,28 (1,19-1,38) independientemente del uso de esas herramientas, con lo que podemos deducir que el aparente mayor riesgo de este problema de salud mental entre los individuos que no usan los referidos dispositivos en el análisis descriptivo está justificado, al menos en parte, por la composición por edades que muestran.

Conclusiones

- El 95,7% [IC95%=95,1-96,3] de la población en la ciudad de Madrid tiene algún dispositivo con acceso a la red (53,6% mujeres vs. 46,4% hombres).
- El 99% de las personas entre 15 y 64 años cuenta con algún dispositivo electrónico con conexión a internet. En el grupo de personas de 65 y más años, la disponibilidad de dichos dispositivos descendió hasta el 83%.
- El factor socioeconómico está involucrado en la disponibilidad de acceso a la red. Así, en los distritos con menor desarrollo humano, en las personas con menos formación educativa y en el grupo de clase social desfavorecida, el acceso a esta tecnología es menor.
- Las personas que no disponen de dispositivos electrónicos con conexión a internet presentan una mayor prevalencia de problemas de salud mental que el resto. Las diferencias fueron significativas en cuanto a depresión, así como en el consumo de tranquilizantes, ansiolíticos y medicación para dormir.

Referencias bibliográficas

1. Observatorio Nacional de Tecnología y Sociedad. Uso de tecnología en los hogares españoles. 2022. Madrid. Ministerio de Asuntos Económicos y Transformación Digital. 2022.
2. Instituto Nacional de Estadística (2021). Encuesta sobre equipamiento y uso de tecnologías de información y comunicación en los hogares. Ministerio de Asuntos Económicos y Transformación Digital. 2021.
3. Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. Informe sobre Adicciones Comportamentales 2021: Juego con dinero, uso de videojuegos y uso compulsivo de internet en las encuestas de drogas y otras adicciones en España EDADES y ESTUDES. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, 2022.
4. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. DSM-5. Fifth edition. Arlington, VA: American Psychiatric Publishing, 2013.
5. World Health Organization. International statistical classification of diseases and related health problems 11th. edition. 2019.
6. Fioravanti G, Dèttore D, Casale S. Adolescent internet addiction: testing the association between self-esteem, the perception of internet attributes, and preference for online social interactions. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2012; 15(6):318-23.
7. Brezing C, Derevensky JL, Potenza MN. Non-substance-addictive behaviors in youth: pathological gambling and problematic internet use. *Child Adolesc Psychiatr Clin N Am*. 2010; 19, 625-41.



8. Kormas G, Critselis E, Janikian M. et al. Risk factors and psychosocial characteristics of potential problematic and problematic internet use among adolescents: A cross-sectional study. *BMC Public Health*. 2011; 11, 595.
9. Meerkerk GJ, Van-Den-Eijnden RJ, Vermulst AA, Garretsen HF. The Compulsive Internet Use Scale (CIUS): some psychometric properties. *Cyberpsychol Behav*. 2009; 12(1):1-6.
10. Sedgwick R, Epstein S, Dutta R, Ougrin D. Social media, internet use and suicide attempts in adolescents. *Curr Opin Psychiatry*. 2019; 32(6):534-41.
11. Costa RM, Patrão I, Machado M. Problematic internet use and feelings of loneliness. *Int J Psychiatry Clin Pract*. 2019; 23(2):160-2.
12. Ioannidis K, Hook R, Goudriaan AE, Vlies S, Fineberg NA, Grant JE, et al. Cognitive deficits in problematic internet use: meta-analysis of 40 studies. *Br J Psychiatry*. 2019; 215(5):639-46.
13. Erickson L, Molina CA, Ladd GT, Pietrzak RH, Petry NM. Problem and pathological gambling are associated with poorer mental and physical health in older adults. *Int J Eat Disord*. 2005; 20(8):754-9.
14. Błachnio A, Przepiórka A, Pantic I. Internet use, Facebook intrusion, and depression: Results of a cross-sectional study. *Eur Psychiatry*. 2015; 30(6):681-4.
15. Boz H, Karatas SE. A review on internet use and quality of life of the elderly. *CJES [Internet]*. 2021 [cited 2022 Nov. 14];10(3):182-91. Available from: <https://www.un-pub.eu/ojs/index.php/cjes/article/view/64>.
16. Íncera D, Gámez M, Ibarguchi L, García A, Zaro I, Alonso A. Aproximación al Chemsex en España 2021. Madrid: Apoyo Positivo e Imagina Más; 2022.
17. Pedrero-Pérez EJ, Ruiz-Sánchez-de-León JM, Rojo-Mota G, Llanero-Luque M, Pedrero-Aguilar J, Morales-Alonso S, et al. Tecnologías de la Información y la Comunicación (TIC): uso problemático de internet, videojuegos, teléfonos móviles, mensajería instantánea y redes sociales mediante el MULTICAGE-TIC. *Adicciones*, 2018; 30(1): 19-32.
18. Ewing JA. Detecting alcoholism. The CAGE questionnaire. *JAMA*. 1984; 252(14):1905-7.
19. Dhalla S, Kopec JA. The CAGE questionnaire for alcohol misuse: a review of reliability and validity studies. *Clin Invest Med*. 2007; 30(1):33-41.
20. Rodríguez-Monje MT, Pedrero-Pérez EJ, Rodríguez-Añonso E, Fernández-Girón M, Mateo-Madurga A, Arana-Cañedo-Argüelles C, et al. MULTICAGE CAD-4 para la detección de adicciones conductuales: validez estructural después de la inclusión de una escala en el abuso de teléfonos inteligentes. *An. psicol*. 2018;35(1):41-6.
21. Han I, Won SS. The use of a mobile learning management system and academic achievement of online students. *Computers & Education*. 2016; 102: 79-89.
22. Hussain I, Suleman Q, Naseer-ud-din M, Shafique F. Effects of Information and Communication Technology (ICT) on students' academic achievement and retention in Chemistry at secondary level. *J. educ. educ. dev*. 2017; 4(1):73-93.
23. Beard E, Brown J, West R, Kaner E, Meier P, Michie S. Associations between socio-economic factors and alcohol consumption: a population survey of adults in England. *PLoS One*. 2019; 14(2).
24. Gerra G, Benedetti E, Resce G, Potente R, Cutilli A, Molinaro S. Socioeconomic status, parental education, school connectedness and individual socio-cultural resources in vulnerability for drug use among students. *Int. J. Environ. Res. Public Health*. 2020; 17(4): 1306.
25. Dávila RM, García MC. Adicción a los videojuegos en adolescentes: Una revisión sistemática [Tesis doctoral]. Chiclayo: Universidad Señor de Sipán; 2021.
26. Leonhardt M, Overå S. Are There Differences in Video Gaming and Use of Social Media among Boys and Girls? A Mixed Methods Approach. *Int J Environ Res Public Health*. 2021; 18(11): 6085.

27. Andreassen CS, Billieux J, Griffiths MD, Kuss DJ, Demetrovics Z, Mazzoni E, et al. The relationship between addictive use of social media and video games and symptoms of psychiatric disorders; A large-scale cross-sectional study. *Psychol Addict Behav.* 2016; 30(2): 252-62.
28. Griffiths MD. Videogame Addiction: Further Thoughts and Observations. *Int. J. Ment. Health Addict.* 2008; 6(2): 182-5.
29. Fuster H, Oberst U, Griffiths M, Carbonell X, Chamarro A, Talarn A. Psychological motivation in online role-playing games: A study of Spanish World of Warcraft players. *An. de Psicol.* 2012; 28: 274-80.
30. Curran E, Rosato M, Ferry F, Leavey G, Prevalence and factors associated with anxiety and depression in older adults: Gender differences in psychosocial indicators. *J Affect Disord.* 2020; 267:114-22.
31. Santini ZI, Jose PE, York-Cornwell E, Koyanagi A, Nielsen L, Hinrichsen C, et al. Social disconnectedness, perceived isolation, and symptoms of depression and anxiety among older Americans (NSHAP): a longitudinal mediation analysis. *The Lancet Public Health,* 2020; 5(1): 62-70.

2.2.5 CONSUMO DE ALCOHOL

Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), el consumo de alcohol aumenta el riesgo de morbilidad. Se le responsabiliza de más de 3 millones de muertes al año en el mundo y es el causante del 5,1% de las discapacidades, sobre todo en edades tempranas. Además de problemas de salud, trastornos mentales y comportamentales, también afecta a las actividades sociales y económicas, tanto del individuo como de la sociedad^{1,2}. En la Unión Europea (UE-27), según datos del año 2019, el 8,4% de la población consumía alcohol a diario, situándose España en el segundo puesto con un 13%, solo por detrás de Portugal con un 20,7%³.

Según los resultados del Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones (OEDA), en informe del año 2022, el alcohol era la droga más consumida en España entre los/as jóvenes menores de 18 años, siendo 14 años la edad media en la que se consume alcohol por primera vez; las chicas son las que presentan mayor prevalencia de consumo a esas edades⁴. Entre las personas adultas la mayor prevalencia de consumo en el último año se observaba en los hombres de entre 25-34 años⁵.

Atendiendo a los resultados aportados por la Encuesta sobre alcohol y drogas en España (EDADES) 2019/2020⁴, el consumo de riesgo de alcohol en la población española de 15-64 años se situó en el 5,2%. Además, el 12,3% de los/as jóvenes de 15 a 24 años mostraba un consumo de riesgo frente al 4,6% de las personas de 55-64 años. En la juventud, la prevalencia de consumo de riesgo es similar entre hombres y mujeres (12,4% hombres, 12,2% mujeres) y a medida que aumenta la edad se marcan más las diferencias entre sexos, siendo menor este tipo de consumo entre las mujeres.

Dentro del consumo de esta sustancia, hay un patrón más problemático llamado consumo en atracón o binge drinking, referido a “consumir 5 o más bebidas (hombres), o 4 o más bebidas (mujeres), en aproximadamente 2 horas”⁶. Esta práctica supone un riesgo elevado para la salud y se continúan estudiando sus efectos neuroestructurales, neurofuncionales y cognitivos, con especial trascendencia en la adolescencia⁷. Según la Encuesta sobre uso de drogas en enseñanzas secundarias en España (ESTUDES) 2022⁴, son las mujeres las que realizan en mayor proporción este patrón de consumo.

El consumo de alcohol está asociado también al mayor consumo de otras sustancias como el cannabis o el tabaco, lo que aumenta el riesgo para la salud⁸⁻¹⁰.

El objetivo del informe es conocer la frecuencia, la prevalencia y las características de las personas que consumen alcohol en la ciudad de Madrid, así como los factores que influyen en el consumo de riesgo.

Método

Instrumentos

La Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid (ESCM'21), que nutre este informe como parte del Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022, empleó el cuestionario AUDIT-C (*Alcohol Use Disorders Identification Test*), versión abreviada del AUDIT. El AUDIT es un cuestionario autoadministrado de 10 ítems que evalúa el consumo de alcohol en el último año, siendo recomendado por la OMS como test de cribado¹¹ y es uno de los más utilizados mundialmente, tanto en contextos sanitarios como no sanitarios. El AUDIT-C incluye las tres primeras preguntas del AUDIT, cuya sensibilidad y especificidad confirman su validez para identificar consumo de riesgo y/o problemático¹¹. A continuación, se incluyen las tres preguntas y su correspondiente valoración:

1. *¿Con qué frecuencia toma alguna bebida alcohólica?*
 - a. *Nunca (0 puntos).*
 - b. *Una o menos de una vez al mes (1 punto).*
 - c. *2 a 4 veces al mes (2 puntos).*
 - d. *2 o 3 veces a la semana (3 puntos).*
 - e. *4 o más veces a la semana (4 puntos).*
2. *¿Cuántas bebidas alcohólicas consume normalmente cuando bebe?*
 - a. *1 o 2 (0 puntos).*
 - b. *3 o 4 (1 punto).*
 - c. *5 o 6 (2 puntos).*
 - d. *7 a 9 (3 puntos).*
 - e. *10 o más (4 puntos).*
3. *¿Con qué frecuencia toma 6 o más bebidas alcohólicas en un solo día?*
 - a. *Nunca (0 puntos).*
 - b. *Menos de una vez al mes (1 punto).*
 - c. *Mensualmente (2 puntos).*
 - d. *Semanalmente (3 puntos).*
 - e. *A diario o casi a diario (4 puntos).*

A partir de las puntuaciones obtenidas y en función de las respuestas a las preguntas, se puede clasificar a las personas en diferentes grados de consumo: abstinencia/a (0 puntos); consumo moderado (1 a 4 puntos en hombres y 1 a 3 puntos en mujeres) y consumo de riesgo (5 o más puntos en hombres y 4 o más en mujeres)¹².

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados para cada una de las preguntas del AUDIT-C y para el consumo de riesgo determinado por las puntuaciones en dicho test (abstinencia/a, consumo moderado y consumo de riesgo). Asimismo, se recodificaron y se crearon categorías a partir de las opciones de respuesta para las preguntas del AUDIT-C:

- A partir de la pregunta *¿Con qué frecuencia toma alguna bebida alcohólica?*, se creó una variable de frecuencia de consumo con tres categorías: Nunca o casi nunca (nunca + una o menos de una vez al mes); Ocasional (2 a 4 veces al mes); Habitual (2 o 3 veces a la semana + 4 o más veces a la semana).
- A partir de la pregunta *¿Cuántas bebidas alcohólicas consume normalmente cuando bebe?*, se calculó la variable "consumo en atracón". Se consideró el consumo de 5 bebidas o más para los hombres y 4 bebidas o más para las mujeres en una misma sesión.

Para todos los casos, se realizó un análisis de prevalencias según el sexo y la edad, la clase social, el grupo de distrito de residencia por nivel de desarrollo humano y el estatus migratorio, con sus respectivos IC95%.

Posteriormente, se procedió a un análisis bivariante del consumo de riesgo de alcohol con las siguientes variables dicotomizadas:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: sexo; inmigración económica, situación laboral, teletrabajo, dificultad para llegar a fin de mes y vivir solo.
- Psicosociales y de salud, como autopercepción del estado de salud, haber padecido en los últimos 12 meses: presión arterial elevada, infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria, dolor de espalda crónico (lumbar), diabetes, colesterol alto, migraña o dolor de cabeza frecuente, síndrome post COVID, infección por coronavirus, depresión, ansiedad crónica. También variables como tener limitaciones crónicas a la actividad, salud bucodental, apoyo social en caso de necesidad, satisfacción con las relaciones sociales, perspectiva de futuro, sentimiento de soledad, malestar asociado al sentimiento de soledad, participación en alguna asociación de voluntariado, participación en juegos de apuestas, riesgo de problemas con las apuestas deportivas, consumo de tabaco, consumo de cannabis y vapear.

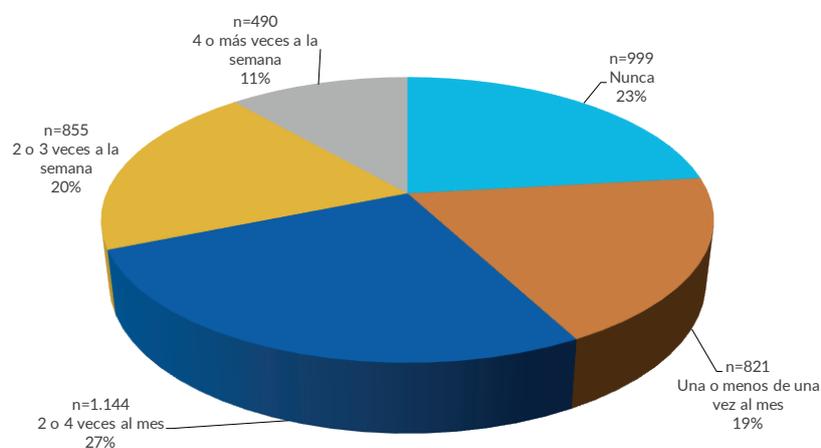
Tras el análisis bivariante, se sometió a un análisis multivariante a todas aquellas variables que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$), a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo explicativo del consumo de riesgo más simplificado e interpretable. También se añadió otra variable de especial interés que no había sido previamente incluida en los análisis bivariantes, debido a que si se dicotomizaba perdería información relevante, como era el consumo de comida rápida. Se estableció como referencia para cada variable la condición a priori más favorable para la salud. Los criterios para aceptar el modelo fueron que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcanzase la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus fuese estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global correctamente clasificado fuera superior al 50%. En base a estos criterios y a la literatura previa se eliminaron o introdujeron distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta. El sexo y la edad permanecieron en el modelo final de regresión independientemente de su significación estadística, con el fin de controlar su efecto sobre el resto de las variables incluidas en el modelo.

Todos los análisis se realizaron con el programa estadístico SPSS.

Resultados

En relación con la pregunta *¿Con qué frecuencia toma alguna bebida alcohólica?*, en la **gráfica 1** se muestra la distribución de las respuestas, encontrándose que el 31% de las personas encuestadas informaron que consumían alcohol habitualmente ($n=1.345$).

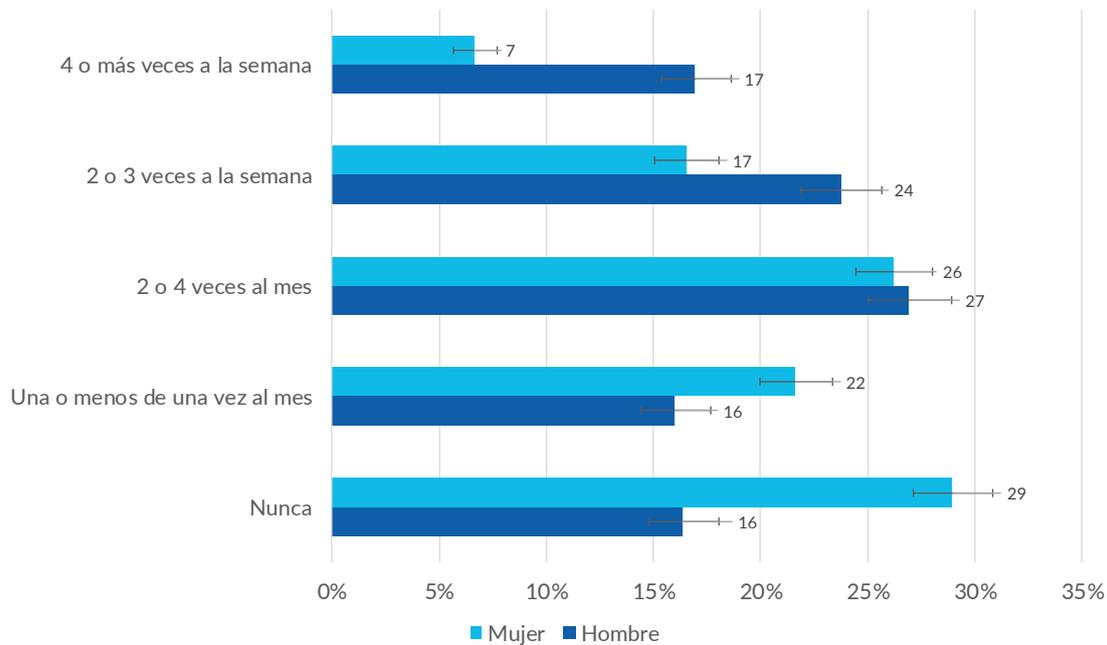
Gráfica 1. Frecuencia de consumo de alcohol (N=4.309)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

La **gráfica 2** describe las prevalencias de consumo, observándose que los hombres consumían alcohol con mayor frecuencia que las mujeres. Además, la prevalencia de personas abstemias era mayor en mujeres que en hombres (mujeres: 29,0%, [IC95%=27,1-30,8]; hombres: 16,4%, [IC95%=14,8-18,0]) con diferencias estadísticamente significativas.

Gráfica 2. Prevalencia de la periodicidad de consumo de alcohol según sexo (N=4.309)

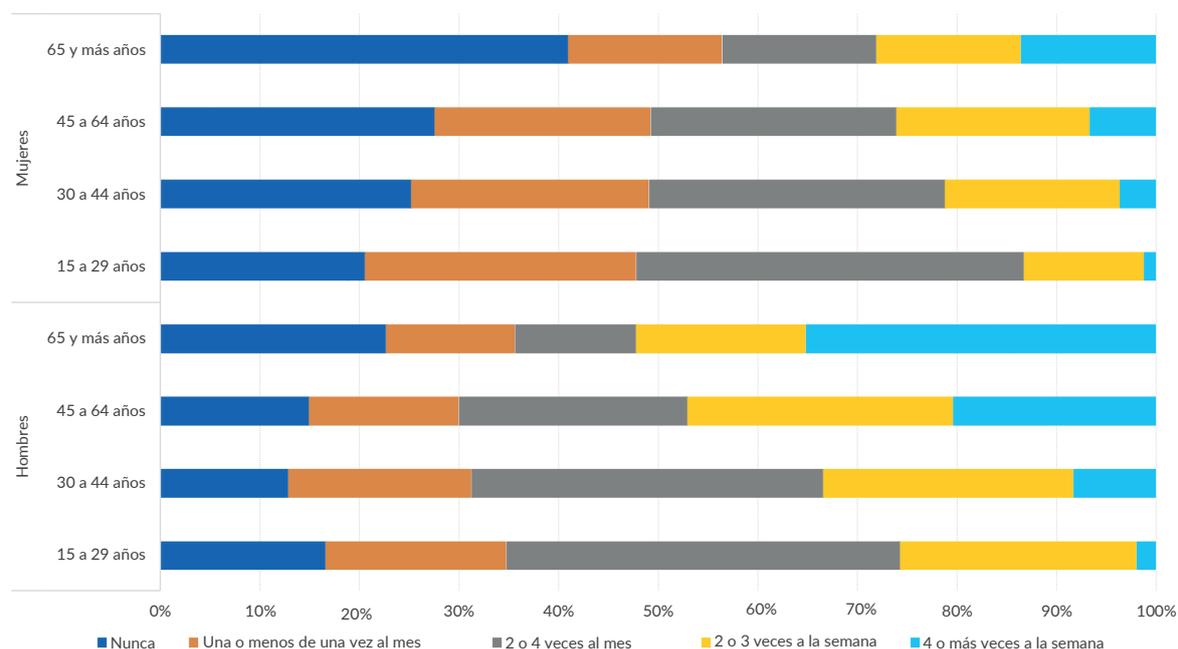


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si se agrupan las opciones de respuesta en tres categorías: no consume nunca o casi nunca (ninguna y una o menos veces al mes); consumo ocasional (2 o 4 veces al mes); y consumo habitual (2 o 3 veces a la semana y 4 o más veces a la semana); se puede observar que la prevalencia de consumo habitual de alcohol en hombres ha sido superior en 17 puntos porcentuales a la prevalencia de consumo habitual en mujeres (hombres: 40,7%, [IC95%=37,3-44,3]; mujeres: 23,2%, [IC95%=20,8-25,8]), siendo esta diferencia estadísticamente significativa. La mitad de las mujeres no consumía alcohol nunca o casi nunca (mujeres: 50,6%, [IC95%=47,2-54,2]), frente a casi un tercio de los hombres (32,4%; [IC95%=29,2-35,7]), alcanzando esta diferencia también significación estadística.

En la **gráfica 3** y en la **tabla 1** se muestran los resultados obtenidos al analizar las respuestas sobre la frecuencia del consumo por grupos de edad y sexo. Se puede observar que, a medida que aumentaba la edad, los valores de los extremos de la frecuencia del consumo se incrementaban, tanto en mujeres como en hombres. Es decir, la prevalencia de personas que no consumían y de personas que consumían más de cuatro veces a la semana, alcanza los valores más altos en el grupo de 65 y más años. En todos los grupos de edad, los hombres consumieron con mayor frecuencia que las mujeres.

Gráfica 3. Prevalencia de la periodicidad de consumo de alcohol según sexo y grupo de edad (N=4.309)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

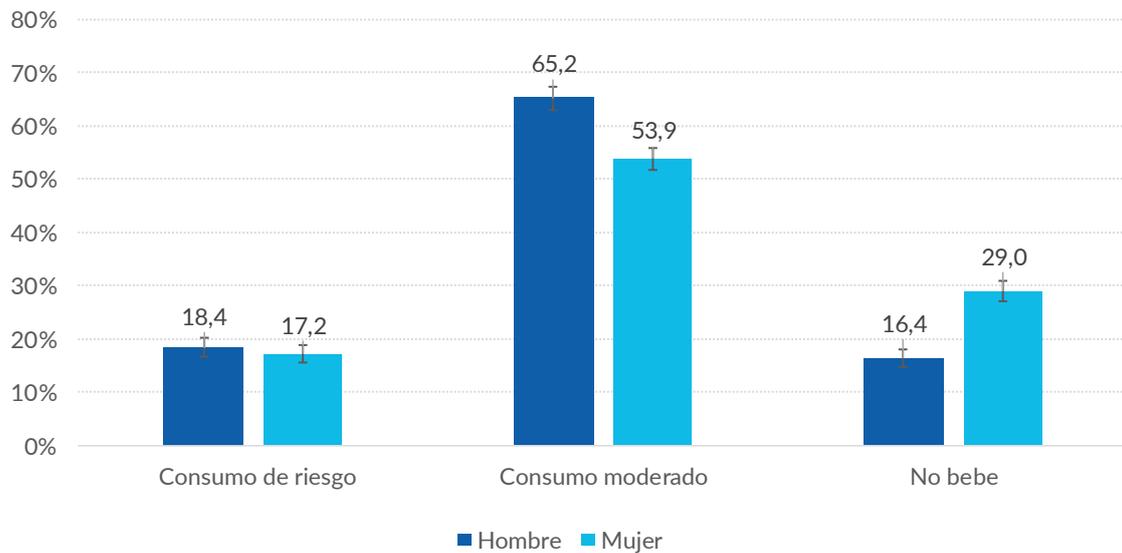
Tabla 1. Prevalencia de la periodicidad de consumo de alcohol por sexo y grupo de edad (N=4.309)

Sexo	Grupo de edad	Nunca o casi nunca	Ocasional	Habitual
Hombre	15 a 29 años	34,7%	39,5%	25,7%
	30 a 44 años	31,3%	35,3%	33,4%
	45 a 64 años	30,0%	22,9%	47,0%
	65 y más años	35,6%	12,2%	52,2%
Mujer	15 a 29 años	47,7%	38,9%	13,3%
	30 a 44 años	49,0%	29,7%	21,2%
	45 a 64 años	49,2%	24,7%	26,1%
	65 y más años	56,3%	15,6%	28,1%

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de los resultados del AUDIT-C, se observa que no existen diferencias estadísticamente significativas por sexo respecto al consumo de riesgo, mientras que sí se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en lo que concierne al consumo moderado y a ser abstemio/a, destacando los primeros por un mayor consumo moderado y las mujeres por ser más frecuentemente abstemias (gráfico 4).

Gráfica 4. Prevalencia de consumo de alcohol según categorías del AUDIT-C, por sexo (N=4.309)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tanto en hombres como en mujeres que consumían alcohol se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre aquellas personas que presentaban un consumo moderado y las que tenían un consumo de riesgo. Entre consumidores/as de riesgo, aunque la prevalencia es mayor en ellas, no existían diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos. En lo que se refiere al consumo moderado, el mismo fue más elevado en hombres, pero sin diferencias significativas con respecto a las mujeres (tabla 2).

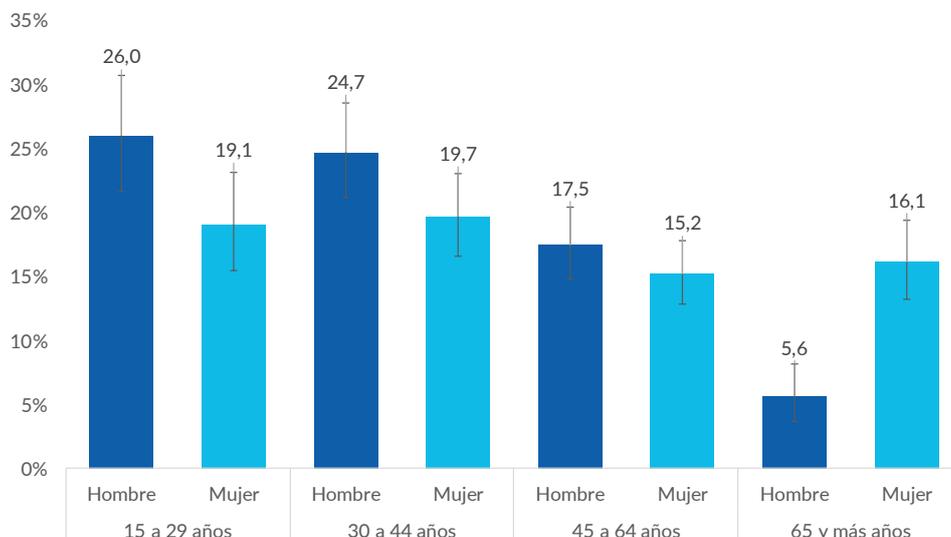
Tabla 2. Prevalencia de consumo de alcohol según categorías del AUDIT-C en consumidores/as según sexo (n=3.310)

	Mujer			Hombre		
	Prevalencia	IC95% inferior	IC95% superior	Prevalencia	IC95% inferior	IC95% superior
Consumo de riesgo	24,1%	22,0%	26,2%	22,1%	20,1%	24,2%
Consumo moderado	75,9%	73,7%	77,9%	77,9%	75,8%	79,9%

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Al desagregar las prevalencias de consumo de riesgo por sexo y edad, únicamente se apreciaron diferencias estadísticamente significativas entre los hombres y las mujeres de mayor edad, siendo las mujeres de 65 años y más las que presentan un mayor consumo de riesgo (gráfica 5). De hecho, las mujeres de este rango etario superaban en más de 10 puntos porcentuales a los hombres (mujeres: 16,1%, [IC95%=13,2-19,4]; hombres: 5,6%; [IC95%=3,7-8,2]).

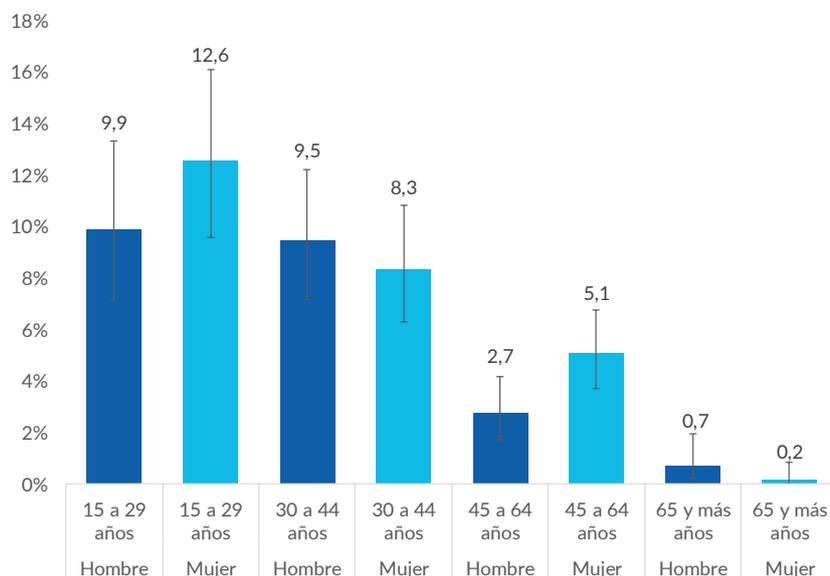
Gráfica 5. Prevalencia de consumo de riesgo de alcohol por sexo y edad (n=765)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con relación a la práctica del consumo en atracón (**gráfica 6**), los grupos que presentan prevalencias más altas son los de 15-29 años y 30-44 años, frente a los grupos de mayor edad. Por sexo, la prevalencia de consumo en atracón es más frecuente en hombres en los grupos etarios de 30-44 años y de 65 y más, mientras que en las mujeres lo es de 15-29 y de 45-64 años, no alcanzándose diferencias significativas entre ambos sexos en ningún grupo de edad.

Gráfica 6. Prevalencia de consumo en atracón por sexo y grupo de edad (N=4.309)



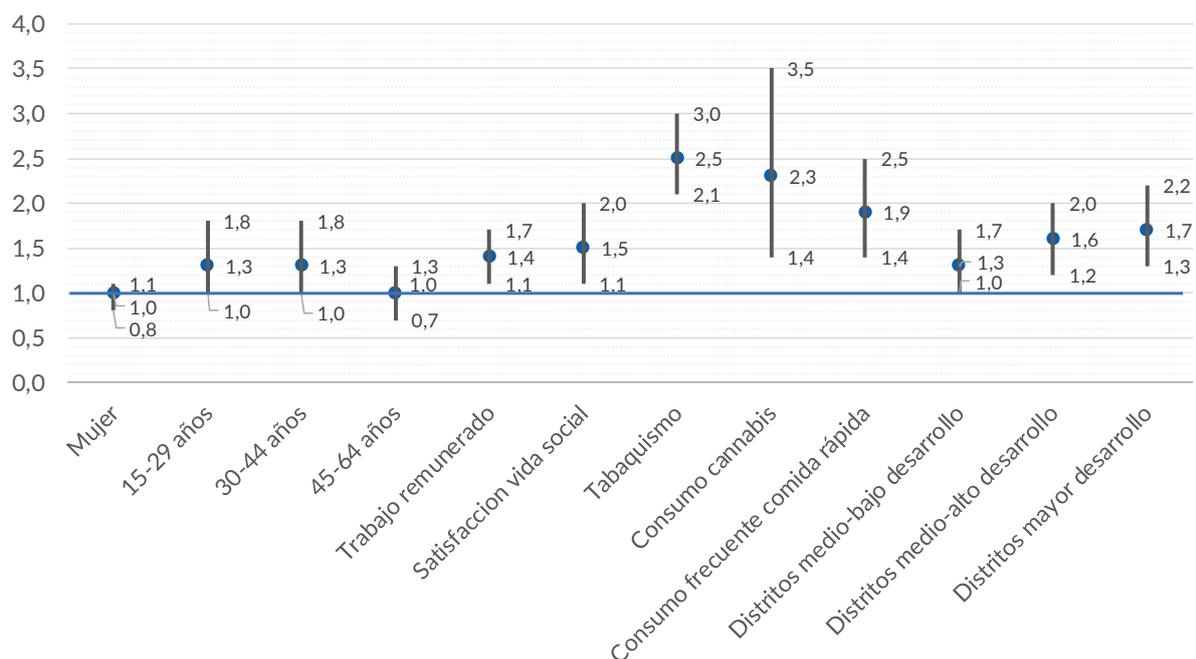
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Los análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$) entre el consumo de riesgo de alcohol y las siguientes variables: situación laboral, teletrabajo, autopercepción del estado de salud, haber padecido en los últimos 12 meses: tensión alta, infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria, diabetes, colesterol alto; migraña o dolor de cabeza frecuente; y también con las siguientes variables: satisfacción con las relaciones sociales, consumo de tabaco, vapear y consumo de cannabis. Por tanto se halló

mayor riesgo en el consumo de riesgo de alcohol en aquellas personas que informaron tener un trabajo remunerado, teletrabajar, tener una buena percepción de su estado de salud, no haber padecido en los últimos 12 meses: tensión alta, infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria, diabetes, colesterol alto, migraña o dolor de cabeza frecuente, mayor satisfacción con sus relaciones sociales, más consumo de tabaco; mayor uso de vaper y más consumo de cannabis.

En un análisis multivariante con esas variables independientes mediante regresión logística binaria, el modelo obtenido mostraba que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que más aumentaron el consumo de riesgo de alcohol fueron aquellas relacionadas con el consumo de otras sustancias, como tabaco o cannabis (**gráfica 7**). Tales condiciones aumentan a más del doble el riesgo de un posible consumo problemático. Cabe destacar que el consumo de comida rápida de manera habitual (todos los días o varios días a la semana) se relaciona con un aumento del 90% del riesgo de consumo problemático de alcohol. Este consumo de comida rápida a su vez se relaciona con la edad, por lo que cuando se introduce esta variable y se controla su efecto por las demás, los años vividos dejan de tener significación estadística a la hora de explicar el consumo de riesgo de alcohol. También resulta relevante que la satisfacción con las relaciones sociales se vincula con un mayor riesgo de consumo problemático. Por último, y al contrario de lo hallado en la bibliografía tradicional, al controlar el efecto del resto de variables, los determinantes sociales, como vivir en un distrito de mayor desarrollo o tener un trabajo remunerado, se presentan como explicativos o predictivos de riesgo.

Gráfica 7. Modelo de regresión logística multivariante binaria para consumo de riesgo de alcohol vs. variables independientes de determinantes sociales, distrito de residencia según desarrollo humano y estilos de vida. OR e IC95%



Nota. El análisis incluyó 3.238 casos. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad en intervalos (referencia: 65 o más años); Grupo de distrito (referencia: menor desarrollo); Situación laboral (referencia: no trabajo remunerado); Satisfacción con vida social (referencia: insatisfecho/a); Consumo de tabaco (referencia: no fuma actualmente); Consumo de cannabis (referencia: no consume actualmente); Consumo de comida rápida (referencia: nunca o casi nunca). En la gráfica sólo se representan las categorías de riesgo de las variables independientes que forman parte del modelo final, salvo el sexo y la edad, que se introdujeron en el modelo para controlar el efecto de estas sobre el resto de las variables

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

La frecuencia de consumo de alcohol en la población de la ciudad de Madrid ha aumentado en comparación con la ESCM'17¹³. El porcentaje de personas que consumen alcohol en la ciudad de Madrid ha pasado de un 72,9% en 2017 a un 76,8% en 2021. Las mujeres han sido las que han experimentado un mayor aumento en el consumo, pues en la encuesta de 2017 un 64,3% consumía alcohol mientras que en la actual se ha incrementado el porcentaje al 72%¹⁴. También está por encima de las personas que consumen a nivel nacional, donde el porcentaje era del 66,7%³.

El consumo de riesgo de alcohol es equiparable entre hombres (18,4%) y mujeres (17,2%). Es sorprendente que, mientras la prevalencia de personas abstemias entre las mujeres es casi el doble que entre los hombres, el consumo de riesgo de alcohol sea equiparable, habiéndose encontrado sistemáticamente dentro de la literatura científica la variable mujer como factor de protección frente al consumo de riesgo¹⁵. Según los resultados de esta encuesta (ESCM'21), entre las mujeres que han referido beber, el 24,1% realiza un consumo de riesgo.

El test AUDIT-C tiene puntos de corte diferentes para el consumo de riesgo en función del sexo y aunque el consumo sea mayor en hombres el riesgo es equiparable o mayor en las mujeres. De hecho, es destacable que el alcohol tiene efectos aún más negativos en ellas¹⁶, por lo que es importante considerar la diferencia de criterio por sexo establecida para el consumo de riesgo. Entre el 20-26% de las personas que consumen alcohol presentan un consumo de riesgo. Esto constituye un importante problema de salud pública, máxime cuando debido a la socialización y legalización de esta sustancia ese tipo de consumo puede resultar aparentemente inofensivo, o ser esas personas consideradas como casos aislados o excepcionales, aunque en ellos/as el alcohol pueda provocar serios perjuicios.

Por sexo únicamente se observan diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en el grupo de 65 o más años, siendo las mujeres de mayor edad las que presentan un mayor consumo de riesgo. Estos resultados son semejantes a los hallados en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018¹³. Podemos encontrar una explicación en que, entre las mujeres, las que consumen alcohol con mayor frecuencia son las más mayores, aunque consuman menores cantidades, al igual que reflejan en su estudio Stelander et al.¹⁷ llevado a cabo con personas adultas mayores en Noruega.

En cuanto a la práctica de consumo en atracón, el grupo de jóvenes es el que más realiza este tipo de consumo (mujeres: 12,6%; hombres: 9,9%). En este grupo etario no se encuentran diferencias en consumo en atracón respecto a lo reflejado en el Estudio de Salud de 2018 (mujeres: 14,3%, hombres: 9,6%)¹³; sin embargo, entre los grupos de mayor edad parece haber aumentado esta práctica. Las mujeres jóvenes, cuando el patrón de consumo es consumo en atracón, consumen más que los hombres^{4,5}, aunque en nuestro estudio la diferencia no es estadísticamente significativa para este grupo de edad. Analizar el consumo en atracón en la juventud es de suma importancia por sus negativos efectos neuroestructurales, neurofuncionales y cognitivos para estas personas en desarrollo, también teniendo en cuenta que son el grupo de edad en el que más se presenta este patrón de consumo⁷.

Al contrario que en nuestro estudio, a nivel nacional⁴ las personas con más edad tienen un consumo de alcohol de menor riesgo, aunque coincide con los datos europeos, donde las personas de 65 o más años son las que, con mayor frecuencia, tienen consumo diario³.

El consumo de alcohol junto con otras sustancias, como el tabaco o el cannabis, que en nuestro estudio está significativamente relacionado, es una práctica habitual, identificándose como prevalente en muchos trabajos, tanto nacionales como a nivel europeo y mundial^{5,8}, lo que aumenta el riesgo para la salud con la aparición de enfermedades de forma precoz, especialmente cáncer^{1,5,10}. Este riesgo aumenta de forma exponencial cuanto más joven se comienza a consumir, por lo que se debe prestar especial atención a la prevención del consumo entre las y los jóvenes y los y las adolescentes⁴.

La pandemia de COVID-19 supuso un reto asistencial y una modificación de hábitos, también en los relacionados con el consumo de alcohol, encontrándose advertencias de organismos mundiales para evitar consumir¹⁸. Con relación a ello, los datos que mostramos en los resultados del presente estudio indican que el teletrabajo favoreció el aumento del consumo, lo que coincide con publicaciones encontradas tanto en España como en otros países¹⁹⁻²¹.

El consumo habitual de comida rápida también se ha relacionado con el consumo de riesgo de alcohol. Esto se puede enmarcar en los estilos de vida no saludables, los cuales suelen acumularse y tener efectos sinérgicos nocivos sobre la salud^{22,23}. Asimismo, el consumo de alcohol, de tabaco y de comida rápida presentan factores de riesgo comunes. Concretamente, el consumo de comida rápida también se encuentra asociado a una elevación de la grasa hepática, pudiendo llevar a la enfermedad del hígado graso no alcohólico²⁴, siendo actualmente considerado como la causa principal de cirrosis, superando al alcohol²⁵.

En la ESCM'21 se ha descrito como otro factor de riesgo la satisfacción con la vida social. Esto pone en relieve la relación entre la socialización y el consumo, pues la sociabilidad es un potente reforzador que, asociado al consumo de alcohol, da como resultado aumentos significativos en la demanda del mismo²⁶, al igual que sucede con las nuevas formas de trabajo en casa¹⁹⁻²¹.

Conclusiones

- El 76,8% de las personas encuestadas en la ciudad de Madrid consumían alcohol. El consumo de riesgo parece disminuir con la edad en los hombres, mientras que en las mujeres se mantiene constante a lo largo del ciclo vital.
- Casi una cuarta parte de las mujeres que refirieron consumir alcohol presentaba consumo de riesgo (24,1%).
- El consumo en atracón es más frecuente en la juventud. Su aumento en otros grupos etarios respecto a la ESCM'17 ha sido sobre todo a expensas de las mujeres entre 30-64 años y los hombres de 30-44 y de 65 o más años. Conocer las causas de este incremento resultaría beneficioso para poder actuar y reducir los consumos.
- Hábitos poco saludables, tales como el consumo de alcohol, tabaco, cannabis y comida rápida, parecen estar relacionados y afectar al mismo grupo de población, conllevando un mayor riesgo para su salud.
- En la ESCM'21 el teletrabajo se ha relacionado con un incremento del hábito de consumo de alcohol, al igual que se refleja en otros estudios.

Referencias bibliográficas

1. OMS. Alcohol [Internet]. 2022. [citado 15 mar 2023]. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/alcohol>
2. WHO. Global status report on alcohol and health 2018. Geneva: WHO; 2018.
3. Eurostat. Alcohol consumption statistics [Internet]. Eurostat statistics explained. 2022. [citado 15 mar 2023]. Disponible en: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
4. Observatorio español de las drogas y las adicciones. Informe 2022. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas; 2022.
5. Observatorio español de las drogas y las adicciones. Informe 2021. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas; 2021.
6. National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism (NIAAA). Drinking Levels Defined [Internet]. 2020. [citado 15 mar 2023]. Disponible en: <https://www.niaaa.nih.gov/alcohol-health/overview-alcohol-consumption/moderate-binge-drinking>
7. López-Caneda E, Mota N, Crego A, Velasquez T, Corral M, Rodríguez Holguín S, et al. Anomalías neurocognitivas asociadas al consumo intensivo de alcohol (binge drinking) en jóvenes y adolescentes: Una revisión. [Internet] Adicciones. 2014; 26(4):334-59. Disponible en: <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/39/38>

8. Yurasek AM, Aston ER, Metrik J. Co-use of Alcohol and Cannabis: A Review. *Curr Addict Rep*. 2017;4(2):184–93.
9. Cheah S, Bassett JK, Bruinsma FJ, Cozen W, Hopper JL, Jayasekara H, et al. Alcohol and tobacco use and risk of multiple myeloma: A case-control study. *EJHaem*. 2022;3(1):109–20.
10. Hartman RL, Brown TL, Milavetz G, Spurgin A, Pierce RS, Gorelick DA, et al. Cannabis effects on driving lateral control with and without alcohol. *Drug Alcohol Depend*. 2015;154:25–37.
11. Babor TF, Higgins-Biddle JC, Saunders JB, Monteiro MG. Cuestionario de Identificación de los Trastornos debidos al Consumo de Alcohol. Ginebra: OMS. 2001.
12. García-Carretero MÁ, Novalbos-Ruiz JP, Martínez-Delgado JM, O’Ferral-González C. Validación del test para la identificación de trastornos por uso de alcohol en población universitaria: AUDIT y AUDIT-C. *Adicciones*. 2016;28(4):194–204.
13. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica), Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: <https://madridsalud.es/publicacioness/estudio-de-salud-de-la-ciudad-de-madrid-2018/>
14. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 [Internet]. 2017. Disponible en : <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f9be4b2e4b284f1a5a0/?vgnnextoid=77e-22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM-100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
15. Nolen-Hoeksema S. Gender differences in risk factors and consequences for alcohol use and problems. *Clin Psychol Rev* [Internet]. 2004;24(8):981–1010. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0272735804001047>
16. Bradley KA, Badrinath S, Bush K, Boyd-Wickizer J, Anawalt B. Medical risks for women who drink alcohol. *J Gen Intern Med*. 1998;13(9):627–39.
17. Stelander LT, Høye A, Bramness JG, Wynn R, Grønli OK. Sex differences in at-risk drinking and associated factors—a cross-sectional study of 8,616 community-dwelling adults 60 years and older: the Tromsø study, 2015–16. *BMC Geriatr*. 2022;22(1):170–81.
18. Organización Mundial de la Salud, Organización Panamericana de la Salud. El alcohol y la COVID-19: lo que debe saber [Internet]. 2020. Disponible en: <https://www.paho.org/es/documentos/infografia-alcohol-covid-19-lo-que-debe-saber>
19. Estévez-Danta A, Bijlsma L, Capela R, Cela R, Celma A, Hernández F, et al. Use of illicit drugs, alcohol and tobacco in Spain and Portugal during the COVID-19 crisis in 2020 as measured by wastewater-based epidemiology. *Sci Total Environ*. 2022;836:155697.
20. Finkelievich S, Odena MB. Los impactos de la pandemia en los trabajadores informáticos: teletrabajo en el capitalismo de vigilancia [Internet]. Buenos Aires: VIII Simposio Argentino sobre Tecnología y Sociedad (STS 2021)-JAIIO 50 (Modalidad virtual), 2021. Disponible en: <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/141909>
21. Torres-Ruiz P. Covid-19: Teletrabajo en tiempos de pandemia. Ediciones Complutense. 2021; 26(1): 11–8. Disponible en: <https://revistas.ucm.es/index.php/HICS/article/view/74237/4564456555847>. 2021;
22. Conry MC, Morgan K, Curry P, McGee H, Harrington J, Ward M, et al. The clustering of health behaviours in Ireland and their relationship with mental health, self-rated health and quality of life. *BMC Public Health*. 2011; 11(692):1–10.
23. Oftedal S, Kolt GS, Holliday EG, Stamatakis E, Vandelanotte C, Brown WJ, et al. Associations of health-behavior patterns, mental health and self-rated health. *Prev Med*. 2019; 118: 295–303.
24. Kardashian A, Dodge JL, Terrault NA. Quantifying the Negative Impact of Fast-food Consumption on

- Liver Steatosis Among United States Adults with Diabetes and Obesity. Clin Gastroenterol Hepatol. [Internet]. 2023;21(12):3176-8. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.cgh.2022.11.040>
25. Cordellat A. El abuso de comida rápida ya causa más cirrosis que el alcohol. Salud y Bienestar, El País [Internet]. 2023 [citado 15 mar 2023]; Disponible en: https://elpais.com/salud-y-bienestar/2023-03-09/el-abuso-de-comida-rapida-ya-cause-mas-cirrosis-que-el-alcohol.html#?prm=copy_link
26. Acuff SF, Soltis KE, Murphy JG. Using Demand Curves to Quantify the Reinforcing Value of Social and Solitary Drinking. Alcohol Clin Exp Res. 2020 ; 44(7):1497–507.

2.2.6 CONSUMO DE TABACO, CANNABIS Y USO DE DISPOSITIVOS DE LIBERACIÓN DE NICOTINA

Introducción

El consumo de tabaco es responsable cada año en España de la muerte de más de 50.000 personas¹. Se trata de la primera causa de muerte prevenible en nuestro país, y el principal problema de salud pública, tanto por la morbilidad que genera como por la disminución que ocasiona en las expectativas de calidad y esperanza de vida². Se estima que una de cada tres personas fumadoras morirá prematuramente a causa del consumo de tabaco³.

Los avances normativos de las últimas décadas han contribuido a la reducción del consumo, a una progresiva desnormalización del mismo, al aumento de la percepción del riesgo, y, por lo tanto, a una mejora notable en la salud de la población española. Este fenómeno es atribuible tanto a que muchas personas fumadoras han aumentado sus intentos de cesación como a que un menor porcentaje de adolescentes se inician en el consumo de tabaco⁴.

A pesar de estos progresos, determinados datos sugieren que resta mucho por avanzar, en cuanto a la exposición al humo ambiental del tabaco, a la prevalencia del consumo, a la concentración del consumo en las personas pertenecientes a los niveles sociales más desfavorecidos y a la oferta terapéutica del sistema sanitario⁴.

El consumo de tabaco no es un fenómeno aislado, sino fuertemente asociado a determinadas variables, tanto personales como contextuales, que contribuyen a su mantenimiento o a su abandono, y que el análisis epidemiológico contribuye a esclarecer. Se comprende, por lo tanto, que la vigilancia epidemiológica del consumo de tabaco tiene una importancia de primer orden para conocer el estado de su situación y evolución, así como la efectividad de las medidas (legislativas, educativas, terapéuticas) puestas en marcha.

Los objetivos de este capítulo son, conocer la prevalencia del consumo de tabaco y cannabis (incluyendo hachís y marihuana), el uso de dispositivos electrónicos de liberación de nicotina entre la población estudiada, la distribución de ese consumo en función de las principales variables sociodemográficas de interés, la evolución temporal del consumo a partir de la comparación con estudios anteriores y la posible asociación de dicho consumo con aquellas variables de interés por sus posibles implicaciones preventivas o asistenciales.

Método

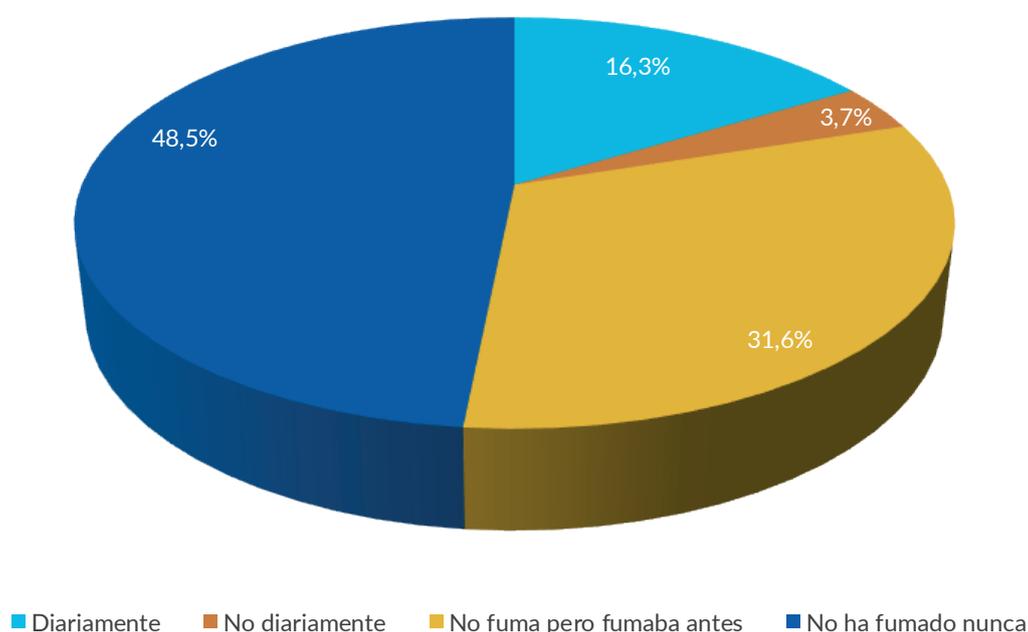
Se extrajeron los resultados de consumo de tabaco de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM '21) y se compararon con los de la serie histórica de las encuestas de la ciudad de Madrid y del SIVFRENT (Comunidad de Madrid). Los datos se presentaron, además, desagregados por sexo, grupo de edad, nivel educativo, clase social, distrito de residencia y estatus migratorio. En el caso del grupo de edad más joven, y dada la infrarrepresentación de este grupo en esta encuesta (ESCM '21), se consideran los datos del SIVFRENT-J (fracción de la ciudad de Madrid) y los del estudio ESTUDES, del Observatorio español de las drogas y las adicciones⁵. Los datos se compararon, además, con los de la Comunidad de Madrid y con los de España en su conjunto.

Posteriormente se exploró, mediante análisis bivariantes, la posible relación estadística del consumo con determinadas variables de interés para la comprensión del fenómeno y para el planteamiento de determinadas estrategias preventivas y se elaboró un análisis multivariante (regresión logística) en el que se incluyeron aquellas variables que en los análisis bivariantes establecieron diferencias significativas ($p < 0,05$) o cercanas a ella, con el fin de determinar sus *odds ratio* ajustadas (OR).

Resultados

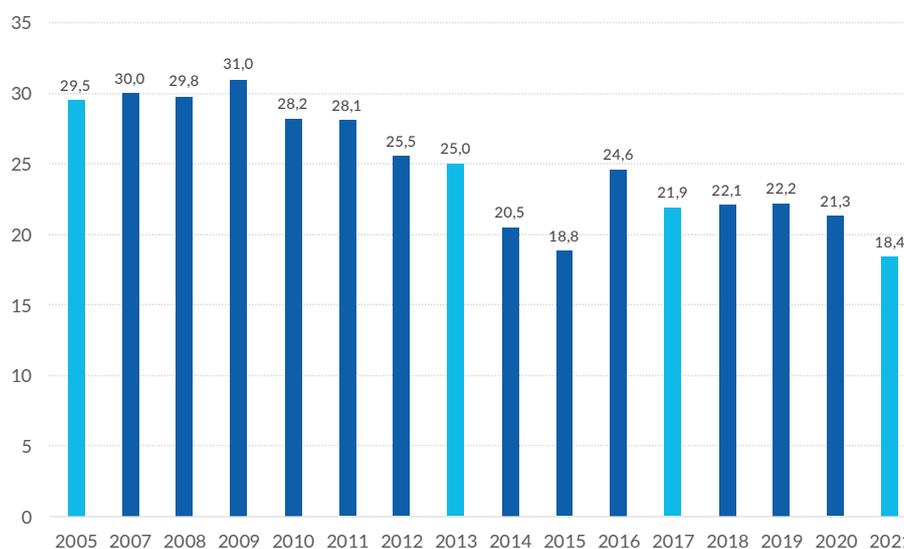
En la ESCM'21 se obtuvo una distribución de patrones de consumo de tabaco entre la población de 15 o más años que se representa en la **gráfica 1**. Las diferencias entre uno y otro patrón (fumar o no fumar) fueron elevadas, lo que las convierte en estadísticamente significativas según los intervalos de confianza considerados (IC95%).

Gráfica 1. Distribución de frecuencias del consumo de tabaco



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

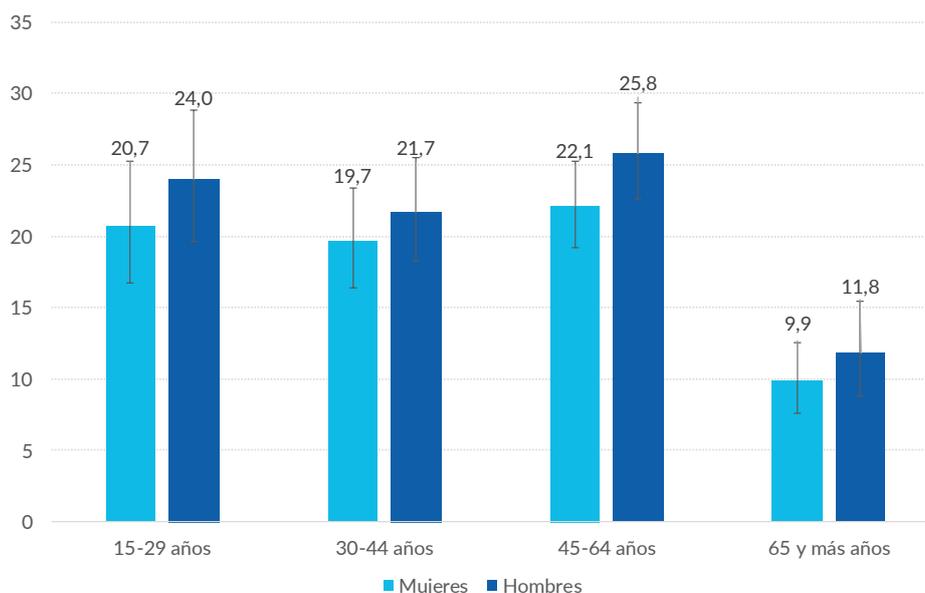
Si se toma únicamente la porción de la muestra entre 18 y 64 años, a fin de comparar con la serie histórica conjunta de las encuestas de salud de la ciudad de Madrid y del SIVFRENT (fracción de la ciudad de Madrid), la distribución resultante fue de un 18,4% de fumadores/as diarios, 4,5% de no diarios, 28,1% de exfumadores/as y 48,9% de nunca fumadores/as. Este dato confirma la tendencia descendente del hábito tabáquico observada en encuestas anteriores, tanto de la ciudad de Madrid como del conjunto de la Comunidad según el SIVFRENT, lo que se representa en la **gráfica 2**.

**Gráfica 2. Evolución anual de la prevalencia de personas que fuman a diario en la ciudad de Madrid, 18-64 años, 2005-2021. (%)**

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013, 2017 y 2021 (en azul claro) y SIVFRENT-A (fracción de la ciudad de Madrid) 2007 a 2020, en azul oscuro

Por sexo, y considerando a los/as fumadores/as diarios y no diarios, fumaban en mayor proporción los hombres (21,6%) [IC95%=19,8-23,5] que las mujeres (18,6%) [IC95%=17,0-20,2]. Por grupos de edad, fumaban más los del grupo entre 45 y 64 años (23,9%) [IC95%=21,8-26,1], seguidos del grupo entre 15 y 29 años (22,6%) [IC95%=19,7-25,8] y en tercer lugar el grupo intermedio, entre 30 y 44 años (20,7%) [IC95%=18,3-23,2]. El grupo de los mayores de 64 años presentó una prevalencia claramente más baja, con un 10,9% [IC95%=9,0-13,1].

Combinando las variables de sexo y edad, se apreciaron las prevalencias que aparecen en la **gráfica 3**, con sus respectivos intervalos de confianza (IC95%).

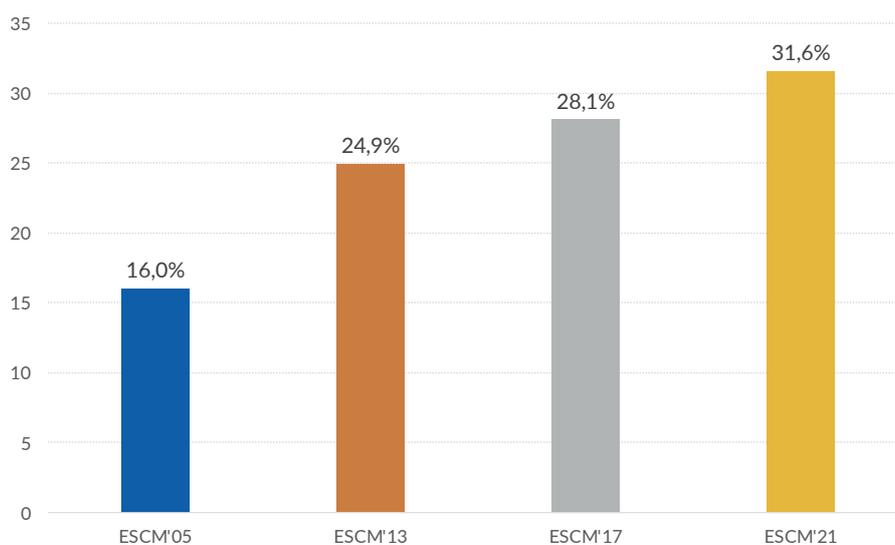
Gráfica 3. Prevalencia del consumo de tabaco por grupos de edad y sexo (%) e intervalos de confianza (IC95%)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Resulta de particular interés el dato sobre los más jóvenes, de 15 y 16 años, tomado en este caso de la encuesta SIVFRENT-J. En este grupo de edad, el porcentaje de quienes fumaban al menos una vez a la semana (hay que tener en cuenta que en este grupo el consumo no diario es un patrón inestable y a menudo de transición hacia el consumo diario) fue del 6,9% [IC95%=4,6-10,0] para los chicos y del 10,8% [IC95%=7,9-14,3] para las chicas. Los intervalos de confianza son amplios y se solapan, al ser el tamaño de la muestra pequeño.

En las sucesivas Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid se observa un progresivo y apreciable incremento del porcentaje de personas exfumadoras, representado en la **gráfica 4**.

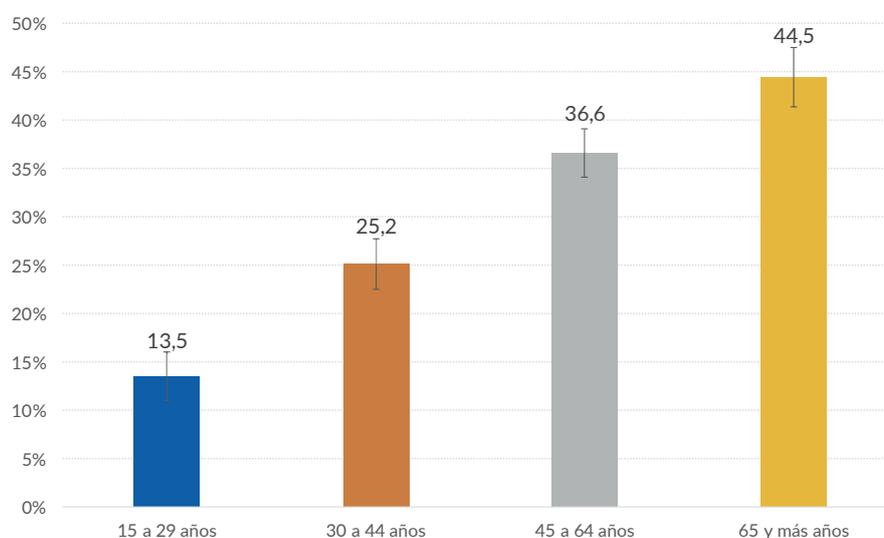
Gráfica 4. Evolución de la prevalencia de personas exfumadoras en el conjunto de Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013, 2017 y 2021

En relación con la edad, es interesante el incremento en la proporción de fumadores/as que abandonan el consumo de tabaco (exfumadores/as) a medida que aumenta la edad considerada (**gráfica 5**).

Gráfica 5. Prevalencia de personas exfumadoras por grupos de edad e intervalos de confianza (IC95%)

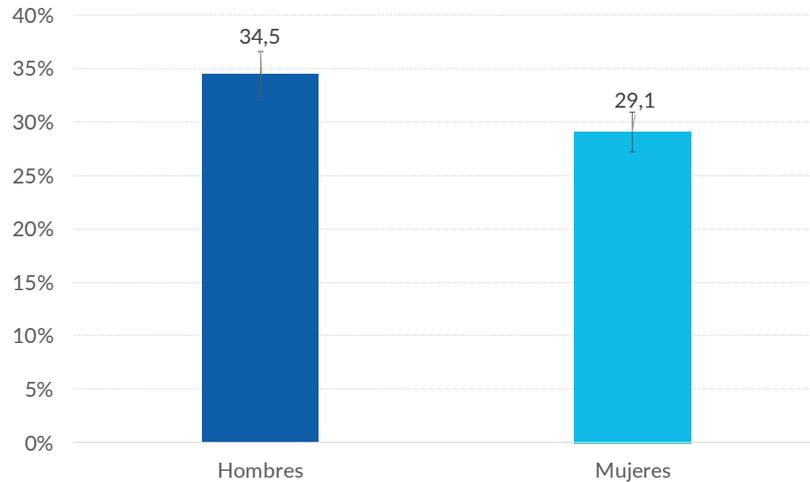


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Por sexo, es superior la proporción de personas exfumadoras entre los hombres que entre las mujeres (gráfica 6).

Gráfica 6. Prevalencia de personas exfumadoras por sexo e intervalos de confianza (IC95%)



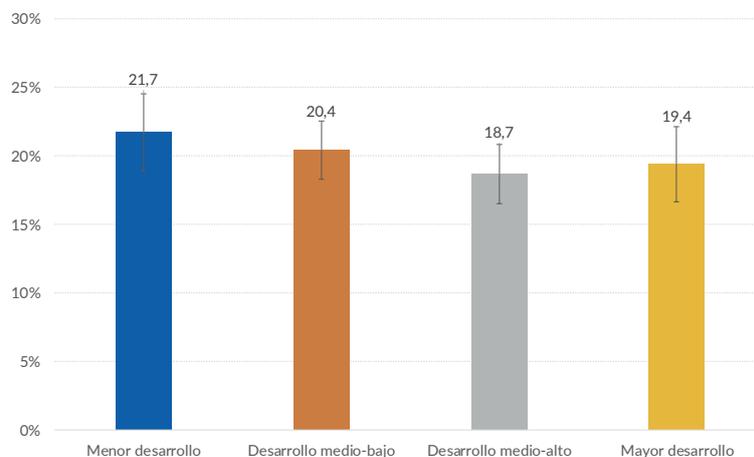
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto al nivel educativo, el grupo con mayor prevalencia de consumo fue el de quienes tenían estudios secundarios (23,7%) [IC95%=21,5-25,9], seguido del grupo con estudios primarios o menos (18,9%) [IC95%=16,3-21,8] y, finalmente, del grupo que contaba con estudios universitarios (17,9%) [IC95%=16,3-19,6]. Las diferencias entre el primer grupo (estudios secundarios) y el tercero (estudios universitarios), fueron estadísticamente significativas.

Por clase social, fumaban en mayor proporción las personas de clase desfavorecida (22,0%) [IC95%=19,8-24,3], seguidas de las personas de clase media (21,3%) [IC95%=18,8-23,9] y, en tercer lugar, de las personas de clase social favorecida (18,1%) [IC95%=16,4-19,9], si bien las diferencias no alcanzaron significación estadística.

En cuanto a los grupos de distritos según su nivel de desarrollo humano, se observó una prevalencia de consumo superior en los de desarrollo bajo y medio-bajo, situándose la menor proporción en este caso en los distritos de desarrollo medio-alto (gráfica 7). Las diferencias, en todo caso, no eran estadísticamente significativas.

Gráfica 7. Prevalencia de personas fumadoras por grupos de distritos de residencia según su nivel de desarrollo humano e intervalos de confianza (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

Por estatus migratorio, fue inferior la prevalencia de personas fumadoras activas entre las/los inmigrantes económicos (16,2%) [IC95%=13,7-18,8] que entre las/los no inmigrantes por este motivo (20,5%) [IC95%=19,2-21,9].

Es de interés el análisis de la relación entre el estatus de fumador/a y el haber sido diagnosticado/a de determinados problemas de salud asociados al consumo de tabaco o agravados por él. El resultado se presenta en la **tabla 1**. Obviamente, la probabilidad de padecer problemas de salud, relacionados o no con el consumo de tabaco, está fuertemente asociada a la edad.

Tabla 1. Distribución del patrón de consumo de tabaco según el diagnóstico médico recibido (% e IC95%)

Diagnóstico médico de problemas crónicos de salud	Fuma diariamente	Fuma pero no diariamente	No fuma actualmente pero ha fumado antes	Nunca ha sido fumador/a habitual
Tensión alta	13,8% (11,4-16,4)	1,5% (0,8-2,6)	41,4% (38,0-44,9)	43,3% (39,8-46,8)
Enfermedad coronaria	12,0% (6,9-19,0)	0,8% (0,1-4,4)	48,0% (39,0-57,1)	39,2% (30,6-48,3)
Artrosis (excluyendo artritis)	12,7% (10,2-15,6)	1,9% (1,0-3,3)	39,2% (35,4-43,2)	46,1% (42,2-50,1)
Dolor de espalda crónico (cervical)	19,2% (16,3-22,4)	3,3% (2,1-5,0)	32,5% (29,0-36,1)	45,0% (41,2-48,8)
Dolor de espalda crónico (lumbar)	18,4% (15,8-21,3)	2,5% (1,6-3,9)	33,3% (30,0-36,7)	45,7% (42,2-49,3)
Alergia crónica	14,8% (12,5-17,4)	3,4% (2,2-4,8)	31,2% (28,1-34,5)	50,6% (47,1-54,0)
Asma (incluida asma alérgica)	14,4% (10,6-18,8)	2,9% (1,3-5,5)	29,7% (24,7-35,2)	52,9% (47,2-58,6)
Diabetes	18,1% (13,7-23,3)	1,8% (0,6-4,3)	41,5% (35,5-47,6)	38,5% (32,7-44,6)
Colesterol alto	15,2% (12,9-17,9)	1,8% (1,0-2,9)	40,9% (37,6-44,3)	42,1% (38,7-45,5)
Depresión	22,9% (18,9-27,3)	3,9% (2,2-6,3)	31,2% (26,8-35,9)	41,9% (37,1-46,9)
Ansiedad crónica	27,8% (23,3-32,6)	4,0% (2,3-6,5)	26,7% (22,3-31,5)	41,4% (36,4-46,6)
Migraña o dolor de cabeza frecuente	17,7% (14,6-21,0)	2,5% (1,3-4,0)	27,0% (23,4-30,9)	52,9% (48,7-57,0)
Varices en las piernas	17,2% (14,0-20,7)	1,7% (0,8-3,3)	33,6% (29,5-37,8)	47,3% (42,9-51,7)
Síndrome post COVID / COVID persistente	12,9% (8,3-18,9)	2,9% (1,0-6,7)	36,5% (29,2-44,2)	47,6% (39,9-55,4)

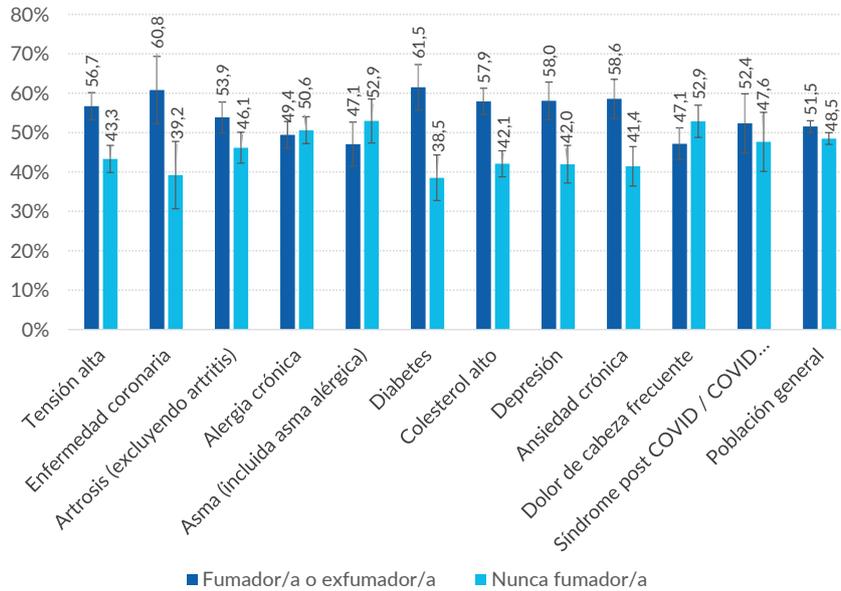
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A partir de la tabla anterior, cabe dicotomizar el estatus de fumador/a en dos únicas categorías: fumadores/as actuales o exfumadores/as, por un lado, y personas que nunca han sido fumadoras, por otro, y presentar esta distribución en función de haber sido diagnosticados/as de determinadas patologías. En la **gráfica 8** se representó esta distribución, incluyendo la distribución correspondiente a la muestra general (48,5% de personas nunca fumadoras frente a 51,5% de fumadores/as o exfumadores/as). Obsérvese que, como cabe esperar por el efecto nocivo del tabaco, la proporción de personas que nunca fueron fumadoras fue significativamente más baja entre



quienes tuvieron diagnósticos de problemas de salud provocados o agravados por el tabaco (p. ej. hipertensión, problemas coronarios, diabetes o colesterol alto), en contraposición a los porcentajes en dichas patologías obtenidos por las personas fumadoras o exfumadoras.

Gráfica 8. Distribución de frecuencias de fumadores/as actuales o exfumadores/as vs. nunca fumadores/as en función de las enfermedades y problemas crónicos de salud encuestados (IC95%)

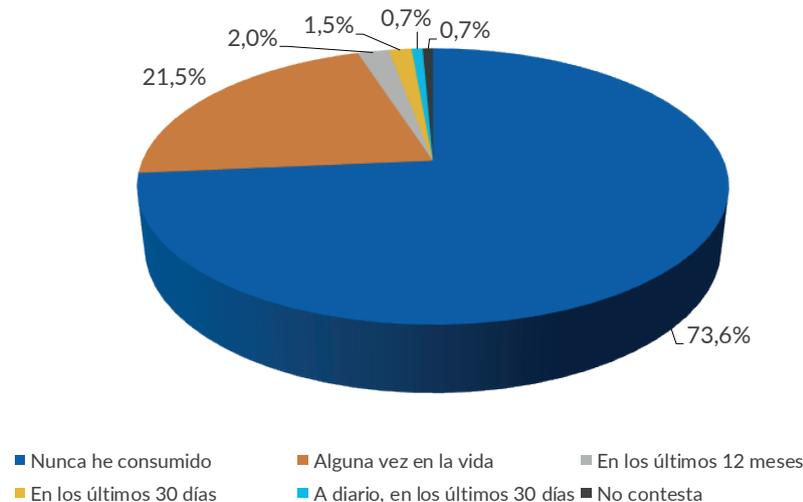


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Consumo de cannabis

En la ESCM'21 se incluyó, por vez primera en la serie, una pregunta sobre el consumo de cannabis. Un 25,8% de la muestra [IC95%=24,6-27,3] lo había consumido alguna vez en la vida, el 4,3% [IC95%=3,7-5,0] al menos una vez en los últimos 12 meses, y un 2,2% [IC95%=1,8-2,7] al menos una vez en los últimos 30 días (gráfica 9).

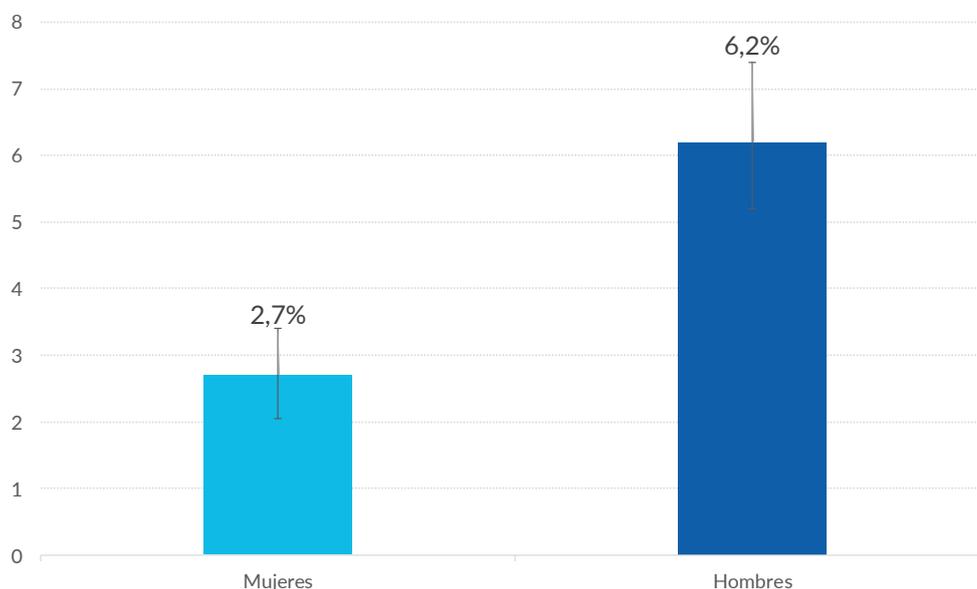
Gráfica 9. Distribución de frecuencias del consumo de cannabis



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

No obstante, esta prevalencia se distribuyó de modo muy desigual, y de modo estadísticamente significativo, en función del sexo y de la edad. Así, la proporción de mujeres que consumieron cannabis al menos una vez en el último año fue del 2,7% [IC95%=2,1-3,4], y la de hombres, del 6,2% [IC95%=5,2-7,4] (gráfica 10).

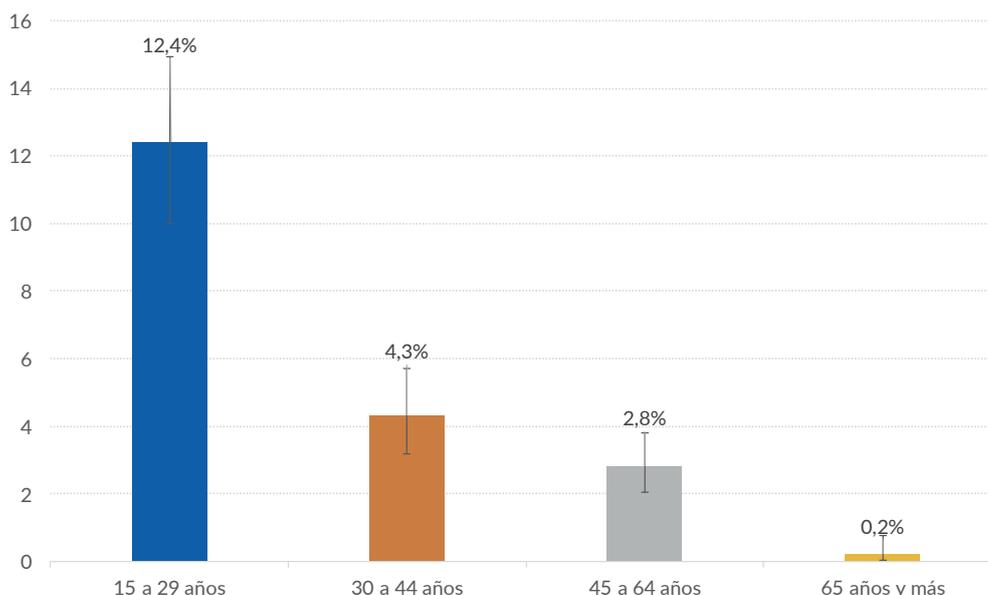
Gráfica 10. Prevalencia e IC95% del consumo de cannabis, al menos una vez en el último año, por sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por edades, en el grupo de 15 a 29 años lo habían consumido al menos una vez en el último año un 12,4% [IC95%=10,0-14,9], en el grupo de 30 a 44 años el 4,3% [IC95%=3,2-5,7], en el grupo de 45 a 64 años un 2,8% [IC95%=2,0-3,8] y en el grupo de 65 y más años el 0,2% [IC95%=0,2-0,8] (gráfica 11).

Gráfica 11. Prevalencia e IC95% del consumo de cannabis, al menos una vez en el último año, por grupos de edad

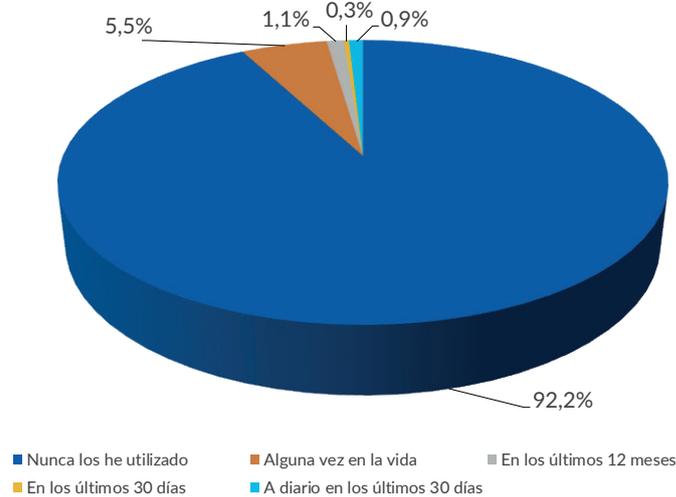


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Igualmente, también se incorporó por vez primera en la ESCM'21 una cuestión sobre el uso de dispositivos electrónicos de liberación de nicotina (cigarrillos electrónicos y dispositivos por calentamiento). Un 2,3% de los sujetos que componían la muestra [IC95%=1,9-2,8], los había utilizado al menos una vez en el último año, y un 1,2% [IC95%=0,9-1,6], alguna vez en los últimos 30 días (gráfica 12).

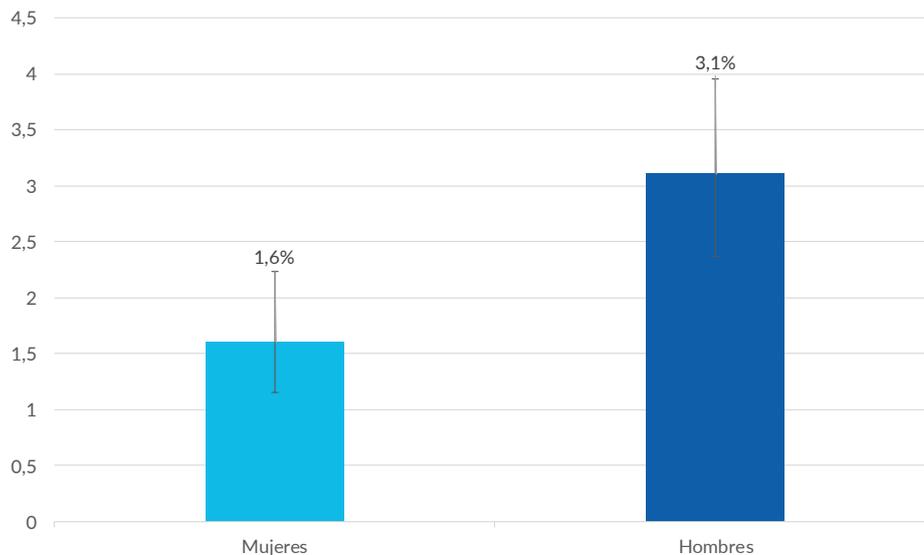
Gráfica 12. Distribución de frecuencias del uso de dispositivos electrónicos de liberación de nicotina



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

La distribución de la prevalencia de uso en función del sexo y de la edad mostraba, también en este caso, diferencias estadísticamente significativas. Por sexo, la prevalencia de uso al menos una vez en el último año fue del 3,1% [IC95%=2,4-3,9] para los hombres, y del 1,6% [IC95%=1,1-2,2] para las mujeres (gráfica 13).

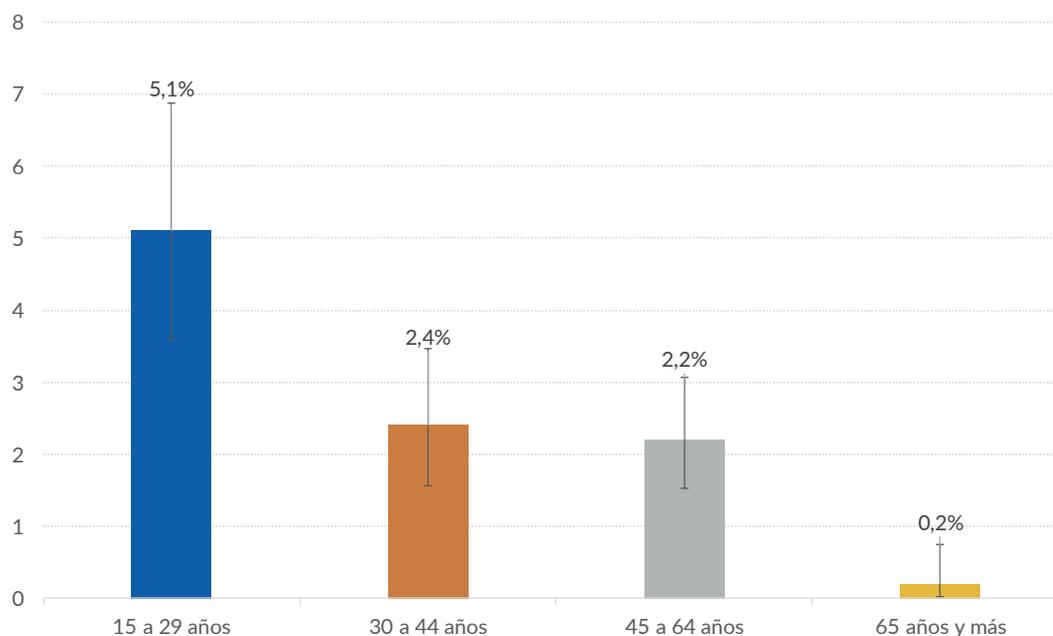
Gráfica 13. Prevalencia e IC95% del uso de dispositivos electrónicos de liberación de nicotina, al menos una vez en el último año, por sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por edades, en el grupo de 15 a 29 años los utilizaron al menos una vez en el último año un 5,1% [IC95%=3,6-6,9], en el grupo de 30 a 44 años el 2,4% [IC95%=1,6-3,5], en el grupo de 45 a 64 años un 2,2% [IC95%=1,5-3,1] y en el grupo de 65 y más años el 0,2% [IC95%=0,2-0,8] (gráfica 14).

Gráfica 14. Prevalencia e IC95% del uso de dispositivos electrónicos de liberación de nicotina, al menos una vez en el último año, por grupos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A partir de los datos obtenidos, se realizó un análisis multivariante (regresión logística) en el que se incluyeron las variables que, en los análisis bivariantes, establecían diferencias significativas ($p < 0,05$) o cercanas a ella, sobre el consumo diario u ocasional de tabaco. La relación de variables consideradas, la distribución de la prevalencia de consumo en función de cada una de ellas y su grado de asociación estadística (OR ajustada) se representan en la **tabla 2**.

Tabla 2. Distribución de frecuencias de personas fumadoras diarias u ocasionales, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante

Consumo de tabaco		N	n	%	OR (*)	IC95%
Sexo	Mujeres	2.333	433	18,6	1	
	Hombres	1.974	427	21,6	1,1	1,0-1,3
Edad	15-29 años	751	170	22,6	1,8*	1,3-2,4
	30-44 años	1.092	226	20,7	2,3*	1,8-3,1
	45-64 años	1.502	359	23,9	2,6*	2,0-3,3
	65 y más años	962	105	10,9	1	
Nivel de estudios	Primarios o menos	792	150	18,9	1,3	1,0-1,7
	Secundarios	1.433	339	23,7	1,3*	1,1-1,6
	Universitarios	2.069	371	17,9	1	



Clase social familiar	Desfavorecida	1.340	295	22,0	1,4*	1,1-1,7
	Media	997	212	21,3	1,2	0,9-1,5
	Favorecida	1.898	343	18,1	1	
Grupos de distritos	Menor desarrollo	838	182	21,7	1,1	0,8-1,4
	Desarrollo medio-bajo	1.426	291	20,4	0,9	0,7-1,2
	Desarrollo medio-alto	1.233	230	18,7	1,0	0,8-1,3
	Mayor desarrollo	810	157	19,4	1	
Estatus migratorio	Inmigrante económico	819	132	16,2	1	
	No inmigrante económico	3.368	691	20,5	1,8*	1,4-2,3
Sentimiento de soledad	Sí	593	163	27,5	1,3	1,0-1,6
	No	3.653	687	18,8	1	
Diagnóstico de COVID-19	Sí	908	155	17,1	1	
	No	3.374	700	20,8	1,4*	1,1-1,7
Consumo de cannabis	Sí	184	111	60,3	6,6*	4,7-9,2
	No	4.094	742	18,1	1	
Uso de cigarrillos electrónicos	Sí	99	63	63,6	7,0*	4,5-11,0
	No	4.208	797	18,9	1	
Diagnóstico de depresión	Sí	410	110	26,8	1,1	0,8-1,4
	No	3.889	747	19,2	1	
Diagnóstico de ansiedad crónica	Sí	374	117	31,8	1,8*	1,4-2,5
	No	3.917	736	18,8	1	
Diagnóstico de COVID persistente	Sí	170	27	15,9	1	
	No	4.112	829	20,2	1,2	0,7-1,9

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

En términos generales, continúa la tendencia claramente descendente del hábito tabáquico observada en encuestas anteriores de salud en la población de la ciudad de Madrid. La proporción de fumadores/as diarios encontrada (16,3%) es inferior a la obtenida en la ESCM'18 (18,9%), diferencia que resulta estadísticamente significativa, y que se produce en ambos sexos y en todos los tramos de edad.

La comparación de estos datos con los de la Comunidad de Madrid (SIVFRENT, 2020)⁶ refleja que en la capital la proporción de fumadores/as es más baja que en la Comunidad en conjunto. Considerando únicamente el grupo de edad entre 18 y 64 años, que es el grupo etario encuestado en el SIVFRENT, la proporción de fumadores/as en la ciudad de Madrid, considerando diarios y ocasionales, es del 22,9%, frente a una proporción en la Comunidad del 23,7%. Este porcentaje es también menor, en el caso de las personas fumadoras a diario, que en el conjunto de España. Según la Encuesta Europea de Salud 2020⁷, la proporción de fumadores/as diarios en España mayores de 15 años fue del 19,8%, frente a la cifra de la ciudad de Madrid hallada en el presente estudio (16,3%).

[Volver al Índice](#)

El consumo de tabaco sigue siendo superior en hombres que en mujeres, en todos los grupos de edad considerados, con excepción del grupo más joven, entre los 15 y los 18 años, donde la proporción de personas fumadoras es mayor entre las mujeres. Esta diferencia es coherente con encuestas como ESTUDES⁵, que encuentran una frecuencia de consumo claramente superior entre las chicas que entre los chicos, diferencia que se va reduciendo a medida que avanzamos en el grupo de edad; así, según dicha encuesta, a los 18 años la prevalencia de personas fumadoras diariamente (en toda España) es del 9,2 % entre las chicas y del 8,8 % entre los chicos, cifras que, por otra parte, siguen una tendencia descendente después del repunte hallado en la encuesta anterior.

En relación con la edad, existe un incremento en la proporción de fumadores/as que abandonan el consumo de tabaco a medida que aumenta la edad considerada (13,5% de exfumadores/as en el grupo entre 15 y 29 años, frente al 44,5% en el grupo de 65 y más años).

En cuanto al nivel educativo, es en el grupo de personas con estudios secundarios donde se localiza una prevalencia mayor de consumo, siendo la diferencia estadísticamente significativa con relación a quienes contaban con estudios universitarios. En el caso del grupo con estudios primarios o menos, la prevalencia de consumo fue también mayor que entre los universitarios/as, pero la diferencia no era significativa. Las diferencias tampoco alcanzaron significación estadística en el caso de la clase social o el nivel de desarrollo humano del distrito donde se vive.

Es muy elevada la proporción de fumadores/as que en alguna ocasión han permanecido al menos seis meses sin fumar (47,2%) [IC95%=40,6-53,8]. El dato es de sumo interés, y puede interpretarse como una elevada predisposición al abandono del tabaco entre la población fumadora, y, al mismo tiempo, como una notable dificultad para su consecución. Cuestiones que pueden tener gran relevancia de cara a la asistencia a la persona fumadora.

También es importante, por sus implicaciones para la prevención, el dato relativo a la proporción de quienes nunca han sido fumadores/as entre aquellas personas que fueron diagnosticadas de problemas de salud provocados o agravados por el tabaco, caso de la hipertensión, problemas coronarios, diabetes o colesterol alto, siendo una proporción significativamente más baja que entre la población general. En el caso de otros problemas crónicos, como el asma o la alergia, ocurre el fenómeno contrario, tal vez por el papel preventivo del diagnóstico sobre el inicio en el consumo. Por el mismo motivo, la proporción de exfumadores/as entre quienes han sido diagnosticados/as de alguna de estas enfermedades es mayor que en la población general. El diagnóstico es, pues, un considerable elemento movilizador de la decisión de dejar de fumar.

Entre las personas que fueron diagnosticadas de ansiedad crónica, la proporción de fumadores/as actuales era significativamente superior a la de la población general, y, consecuentemente, inferior la proporción de los nunca fumadores/as y de quienes habían dejado de fumar. Se confirma, así, tanto la función de alivio que cumple el tabaco en el afrontamiento de estos problemas emocionales, como la dificultad para el abandono del consumo en estas personas. En el grupo de personas diagnosticadas de depresión, sin embargo, las diferencias no alcanzaron significación estadística.

Según los datos de la ESCM'21, las personas que se sienten solas tienen un 25% más de riesgo (OR = 1,25) de ser fumadoras que las que no se sienten así, diferencia que roza la significación estadística [IC95%=1,0-1,6], en un modelo de RLM ajustado por otras variables. La prevalencia de fumadores/as (diarios y no diarios) entre quienes declaran sentirse solos/as "siempre o casi siempre" o "bastantes veces" es del 27,5% [IC95%=23,9-31,3], y del 18,8% [IC95%=17,5-20,1] entre quienes declararon sentirse solos/as "pocas veces" o "nunca o casi nunca".

En sentido inverso, la proporción de personas que se sentían solas entre los y las fumadores/as era del 19,2% [IC95%=16,6-22,0], y del 12,7% [IC95%=11,6-13,8] entre los/as no fumadores/as. Las diferencias por sexo fueron estadísticamente significativas: declararon sentirse solas el 23,8% de las mujeres fumadoras [IC95%=19,9-28,2] frente al 14,5% de los hombres fumadores [IC95%=11,2-18,2]. En la ESCM'18 se mostraba igualmente una diferencia significativa, en el mismo sentido, en el sentimiento de soledad entre personas fumadoras y no fumadoras (12,8% vs. 9,1% respectivamente), existiendo también diferencias significativas por sexo, en el mismo sentido del mostrado en la ESCM'21. La diferencia entre la ESCM'18 y la ESCM'21 está en el incremento significativo del sentimiento de soledad en ambos grupos, fumadores/as y no fumadores/as. En todo caso, son datos de sumo interés porque, al igual que se señalaba al inicio a propósito de la proporción de fumadores/as hallada entre personas diagnosticadas de ansiedad crónica, este hecho apunta a la función de afrontamiento emocional que cumpliría el consumo de tabaco -más acusado entre las mujeres- teniendo relevantes implicaciones preventivas y asistenciales.



Entre las personas que consumían cannabis, el 60,3% [IC95%=52,9-67,4] fumaban también tabaco. Existe una correlación estadísticamente significativa entre el consumo de cannabis y el consumo de tabaco, con una OR de 6,6 [IC95%=4,7-9,2]. Hay, por lo tanto, un riesgo casi 7 veces superior de fumar tabaco entre quienes consumen cannabis que entre quienes no lo hacen. Cabe advertir, además, que la proporción de personas fumadoras de tabaco entre los/as consumidores/as de cannabis puede estar infraestimada porque en España, según datos de la encuesta EDADES⁵, el 86,9% de quienes consumían cannabis lo hacían mezclado con tabaco, en forma de porro, y a menudo declaraban, impropriadamente, que no fumaban tabaco y que únicamente fumaban porros. Esta fortísima asociación entre ambos consumos es de gran interés para el diseño de políticas y actuaciones en el campo preventivo y asistencial.

En cuanto al uso concurrente de dispositivos electrónicos de administración de nicotina, el 63,6% [IC95%=53,4-73,1] de quienes los usaron, fumaban también tabaco, con una OR ajustada de 7,0 [IC95%=4,5-11,0]. Esta asociación pudiera explicarse porque, como señala la encuesta SIVFRENT⁶, se utilizan los dispositivos electrónicos para dejar de fumar tabaco (19,3%) o para reducir el consumo (23,9%). La proporción de usuarios/as de cigarrillos electrónicos o “vapeadores”, con o sin nicotina, fue del 3,2%, y la de personas que emplearon dispositivos por calentamiento, del 1,1%.

Respecto a la distribución de fumadores/as en función de la situación de haber recibido o no diagnóstico de COVID-19, es inferior entre quienes fueron diagnosticados/as (17,1%) [IC95%=14,7-19,7], que entre aquellos individuos que no lo fueron (20,7%) [IC95%=19,4-22,5]. Esta diferencia se debe a que la proporción de personas que nunca habían sido fumadoras es más elevada entre los y las diagnosticados/as (50,7%) [IC95%=5,4-54,0], que entre los y las no diagnosticados/as (47,7%) [IC95%=46,1-49,4] y no a que exista una proporción mayor de exfumadores/as. En la RLM la diferencia entre personas diagnosticadas y no diagnosticadas fue estadísticamente significativa (OR 1,4) [IC95%=1,1-1,7]. En el caso de quienes recibieron diagnóstico de síndrome post COVID / COVID persistente, la proporción de aquellas personas que nunca habían sido fumadoras fue similar a la de la población general, pero significativamente superior la proporción de exfumadores/as.

Conclusiones

- En Madrid el consumo de tabaco sigue siendo superior en hombres que en mujeres, en todos los grupos de edad considerados, exceptuando entre los 15 y los 18 años.
- Las cifras de personas fumadoras a diario son menores en Madrid capital que en la Comunidad de Madrid y en el conjunto de España. Continúa la tendencia claramente descendente del hábito tabáquico observada en encuestas anteriores de salud en la población madrileña.
- Es muy elevada la proporción de personas que, en alguna ocasión, han permanecido al menos seis meses sin fumar (47,2%), lo que refleja una elevada predisposición al abandono del tabaco entre la población fumadora, y, al mismo tiempo, denota una dificultad notable para su consecución.
- Las personas que se sienten solas tienen un 25% más riesgo de ser fumadoras que las que no lo sienten (OR = 1,25), diferencia que roza la significación estadística.
- El 60,3% de quienes consumían cannabis fumaban también tabaco. Existe un riesgo casi 7 veces superior de fumar tabaco entre aquellas personas que consumen cannabis que entre quienes no lo hacen.
- La proporción de usuarios/as de cigarrillos electrónicos o “vapeadores”, con o sin nicotina, fue del 3,2% y de dispositivos por calentamiento, del 1,1%. El 63,6% de quienes utilizaron dispositivos electrónicos de administración de nicotina fumaban también tabaco.
- Respecto a la distribución de fumadores/as en función de la situación de haber pasado o no la COVID-19, la proporción fue inferior entre las personas que sí lo hicieron que entre quienes no pasaron la infección. No haber pasado la COVID-19 en los primeros 20 meses de pandemia fue un factor explicativo del hábito de fumar, diario u ocasional, según un modelo de regresión multivariante binaria, ajustado por variables de determinantes sociales, de hábitos y otras de comorbilidad.
- Además, el hábito de fumar tiene, en este estudio, otros factores predictivos, como la edad (jóvenes), el nivel de estudios (secundarios), la posición social (clase desfavorecida), el estatus migratorio (no ser migrante económico), el consumo de cannabis o cigarrillos electrónicos, y sufrir ansiedad crónica.

Referencias bibliográficas

1. Rey J, Pérez-Ríos M, Santiago-Pérez MI, Galán I, Schiaffino A, Varela-Lema L et al. Mortalidad atribuida al consumo de tabaco en las comunidades autónomas de España 2017. *Rev Esp Cardiol.* 2022; vol. 17: 150-8.
2. Plan Nacional sobre Drogas. Ministerio de Sanidad. Información sobre drogas y otras conductas adictivas. Tabaco. Recuperado de <https://pnsd.sanidad.gob.es/ciudadanos/informacion/tabaco/home.htm>
3. Departamento de Salud y Servicios Humanos de los EE. UU. Las Consecuencias del Tabaquismo en la Salud: 50 años de Progreso; Informe de la Dirección General de Servicios de Salud de los EE. UU. Atlanta, GA: Departamento de Salud y Servicios Humanos de los Estados Unidos, Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades, Centro Nacional para la Prevención de Enfermedades Crónicas y Promoción de la Salud, Oficina de Tabaquismo y Salud, 2014.
4. Comité Nacional para la Prevención del Tabaquismo. 2018. Declaración de Madrid 2018 por la salud y para el avance de la regulación del tabaco en España. <https://cnpt.es/assets/docs/declaracion-madrid.pdf>.
5. Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. Informe 2022. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas; 2022.
6. Dirección General de Salud Pública. Hábitos de salud en la población adulta de la Comunidad de Madrid, 2020. Resultados del Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo Asociados a Enfermedades No Transmisibles en población adulta (SIVFRENT-A). Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid; N°4. Volumen 27. Julio-Agosto 2022. https://www.comunidad.madrid/sites/default/files/doc/sanidad/epid/sivfrent_adultos_2020.pdf.
7. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Europea de Salud en España (ESEE). 2020. https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/ESEE2020_inf_evol_princip_result.pdf

2.2.7 JUEGOS DE APUESTAS

Introducción

En 1980, el manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales de la Asociación Americana de Psiquiatría (DSM-III)¹ incluyó por primera vez el juego patológico, catalogándolo como un trastorno del control de los impulsos. En la última actualización, DSM-5², ha quedado encuadrado dentro de los trastornos adictivos como una adicción comportamental. La Organización Mundial de la Salud, en su última clasificación de enfermedades, CIE-11³, incorporó el trastorno por juego de apuestas, *online* y presencial, dentro de los trastornos debidos a comportamientos adictivos.

En España, en el año 2022, se gastaron 26.678 millones de euros en juego, de ellos el 8,7% se dedicó a juego *online*⁴. En este periodo, la inversión en publicidad en juego fue de 332 millones de euros⁴. Según la Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, en 2020, un 64,2% de la población de 15 a 64 años jugó con dinero (el 66,8% de los hombres y el 61,5% de mujeres)⁵.

En relación con el tipo de juego, existen diferencias entre el juego presencial y el juego *online*. El 63,6% de la población entre 15 y 64 años ha jugado de forma presencial mientras que el 6,7% lo ha hecho de manera *online*. Las personas que juegan de forma presencial prefieren las loterías, mientras que para las personas que juegan *online* sus favoritas son las apuestas deportivas. En ese sentido, aunque la mayoría de las apuestas deportivas se siguen haciendo básicamente de manera presencial (77,6%), un 17,6% lo hizo *online* o combinando ambas formas de juego (4,8%)⁶.

Respecto a las prevalencias por grupos de edad, se observó que las personas de 15 a 34 años juegan más dinero *online* (un 8,3% de los/as jóvenes de 15 a 24 años y un 9,3% en aquellos/as de 25 a 34 años), mientras que el grupo de 55 a 64 años presenta la prevalencia más baja en gasto de juego *online*, siendo inferior al 5%⁵. Respecto al sexo, y en relación también con el juego *online*, los hombres presentan mayor prevalencia que las mujeres (9,1% vs. 4,2%)⁵. Según la encuesta EDADES⁷, se estima que el 2,2% de la población, entre 15 y 64 años, presentaría un posible juego problemático o trastorno de juego.

Las personas que acuden a tratamiento por juego suelen ser hombres de mediana edad, que habitualmente inician su conducta de juego antes de los 25 años y que pasados 5 años del comienzo suelen tener problemas relacionados con el mismo⁸. En relación con el sexo, hay mayor prevalencia de trastorno de juego en hombres que en mujeres, con una relación de 3 a 1. Las mujeres presentan más dificultades a la hora de solicitar tratamiento, por cada 10 hombres que lo solicitan, tan solo 1 mujer lo hace⁹. En los últimos años, a partir de la legalización del juego *online*, se ha observado un cambio de tendencia en las personas que solicitan tratamiento. Si antes acudían mayoritariamente por actividad con máquinas tragaperras (*slots*), en la actualidad solicitan tratamiento por apuestas deportivas en casi la mitad de los casos⁸.

Uno de los factores que parece determinante a la hora de desarrollar un trastorno de juego es la edad de comienzo. El inicio habitual del trastorno se situaría en la adolescencia media y tardía, aunque cuando se trata de juego *online* este comienzo suele adelantarse^{8,9}. Los antecedentes familiares de trastorno de juego aparecen en un tercio de las personas en tratamiento, dicha solicitud de tratamiento se realiza en su mayoría cuando las personas tienen deudas de juego¹⁰.

El juego patológico es un trastorno que presenta elevadas tasas de comorbilidad, especialmente con los trastornos por abuso o dependencia de sustancias, aunque también con los trastornos del estado de ánimo, de ansiedad, otros trastornos del control de los impulsos, así como con trastornos de personalidad¹¹. Dentro de las variables psicológicas relacionadas con el trastorno de juego, la impulsividad parece determinante a la hora de desarrollar un trastorno y a la hora de abandonar el tratamiento^{12,13}. Existen estudios que reflejan que el hecho de estar casado o de tener una relación estable podría favorecer el no desarrollar un trastorno por juego¹⁴.

El objetivo de este informe fue conocer la prevalencia de personas en Madrid que realizaban juegos de apuestas (con sus IC95%) y las que participaban con dinero en apuestas deportivas, así como, la prevalencia de la conducta de riesgo para juegos de apuestas deportivas, además de su asociación con diversas variables demográficas y socioeconómicas de interés.

Método

Fuentes de datos

Los datos sobre juegos de apuestas (deportivas y no deportivas) se extrajeron de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21). Las preguntas se incluían en la parte común del cuestionario.

Instrumentos

Se realizaron dos tipos de preguntas:

E11. ¿Participa en juegos de apuestas? (Ej.: apuestas deportivas, póker, ruleta, bingo, slots/tragaperras...): 1) Nunca; 2) Muy rara vez; 3) Con cierta frecuencia; 4) Muy frecuentemente.

Las personas que contestaron que no participaban nunca en este tipo de juegos eran dirigidos/as directamente a la pregunta siguiente, pero a quienes eligieron cualquiera de las otras tres opciones (muy rara vez/con cierta frecuencia/muy frecuentemente), se les realizó otra batería de preguntas al respecto (adaptada de la escala de screening MULTICAGE CAD-4¹⁵); en este caso, la escala estaba compuesta de 4 preguntas relacionadas con las apuestas deportivas (*E12_2 a E12_5 del cuestionario*), junto con una previa (*E12_1*) dirigida a saber si gastaba dinero en apuestas deportivas. Este conjunto de preguntas se centró en detectar posibles trastornos adictivos sin sustancia relacionados, concretamente, con las apuestas deportivas:

E12. Ahora le voy a hacer unas preguntas relacionadas con las apuestas deportivas (se excluye Quiniela, Quinigol, Lototurf y Quintuple Plus):

E12_1. ¿Gasta usted dinero en apuestas deportivas?: Sí / No / No contesta.

E12_2. ¿Gasta más de lo que debiera?: Sí / No / No contesta.

E12_3. ¿Le han comentado en alguna ocasión, sus familiares o amistades, que gasta mucho en apuestas deportivas?: Sí / No / No contesta.

E12_4. Si alguna vez no puede apostar, por cualquier razón ¿se siente incómodo o pierde el interés por otras cosas?: Sí / No / No contesta.

E12_5. ¿Ha intentado reducir el gasto en apuestas deportivas y no lo ha conseguido de forma satisfactoria?: Sí / No / No contesta.

Análisis de datos

Los distintos análisis se realizaron por medio del programa estadístico SPSS.

En primer lugar, se llevó a cabo un análisis de prevalencias para saber cómo se distribuyó la muestra respecto a la asiduidad de participación en juegos de apuestas (E11), una vez recodificada la variable para excluir la opción “no contesta”. Posteriormente se dicotomizó esta variable en “No apuesta con frecuencia (Nunca/Muy rara vez)” y “Apuesta con cierta frecuencia o muy frecuentemente”.

Por otro lado, también se analizó la distribución de la muestra para cada uno de los ítems correspondientes a la pregunta E12, adaptación de la escala MULTICAGE CAD-4¹⁵ (E12_2 a E12_5), sobre las conductas relacionadas con las apuestas deportivas -sin recodificar primero, incluyendo la opción “No contesta”, y recodificándola posteriormente para excluirla-. A su vez, se recodificó esta batería de preguntas siguiendo los criterios del cuestionario MULTICAGE CAD-4¹⁵, tomando la puntuación directa obtenida de la suma de las respuestas a las cuatro preguntas de dicha batería, de tal manera que las puntuaciones de 0-1 (correspondientes a contestar una o ninguna respuesta afirmativa de las cuatro) indicarían una conducta “no problemática”; dos respuestas afirmativas indicarían un “posible trastorno de juego” y una puntuación de 3 ó 4 señalaría un “muy probable o seguro trastorno de juego”; estas categorías también se dicotomizaron, obteniéndose por un lado un grupo de sujetos que “no presentan una conducta de riesgo” (puntuaciones de 0-1) y otro que “presentan una conducta de riesgo” (puntuaciones de 2-4).

Seguidamente se analizaron las prevalencias tanto de la participación en juegos de apuestas como del uso de riesgo de las mismas. En ambos casos según variables demográficas y socioeconómicas tales como el sexo, la edad, el nivel de estudios, la clase social familiar (clase social ocupacional), el estatus migratorio, el clúster de distritos según nivel de desarrollo humano en el que reside el/la encuestado/a, la dificultad para llegar a fin de mes y la situación laboral de esa persona, con sus respectivos intervalos de confianza (IC95%), mediante modelos de regresión de Poisson con varianza robusta.

Por último, también se realizaron distintos análisis bivariantes (Ji^2) para investigar la relación entre dos variables y determinar su relación (conducta de riesgo en apuestas deportivas vs. diversas variables de salud).

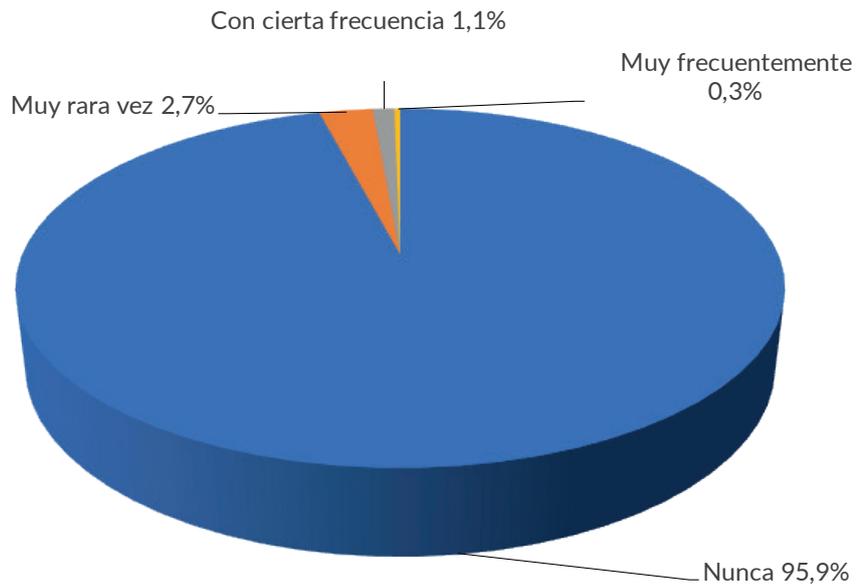
En todos los casos, los análisis se efectuaron con la muestra ponderada para poder elevar los resultados al universo muestral.

Resultados

Juegos de apuestas

El 95,9% de la muestra (N=8.275) declaró no haber participado nunca en juegos de apuestas (**gráfica 1**).

Gráfica 1. Distribución de la frecuencia de participación en juegos de apuestas (N=8.275)

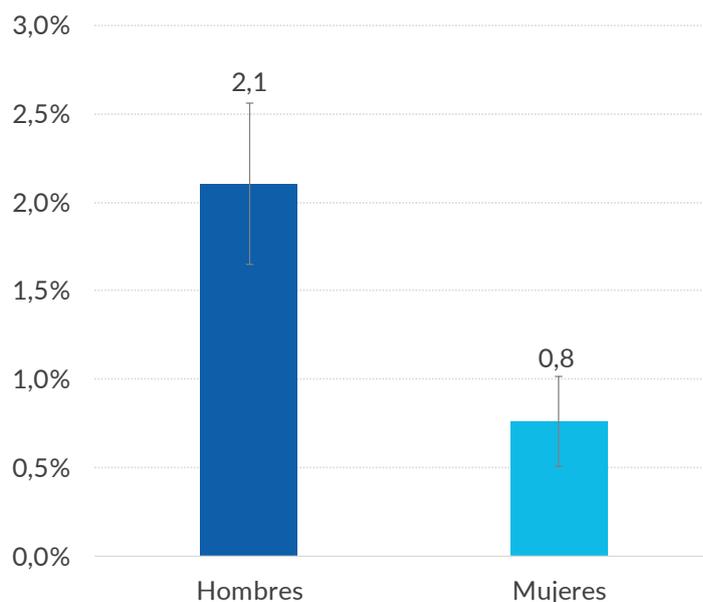


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

De los individuos que participaron en ellos (n=337), el 72,9% eran hombres. El mayor porcentaje de personas apostantes tenía entre 15 y 29 años (30,9%), existiendo un gradiente inverso según ascendemos en el grupo etario, bajando hasta el 17,6% en las personas con 65 y más años.

En cuanto a las prevalencias de la asiduidad en la participación en juegos de apuestas (**gráfica 2**) según sexo, se observaron diferencias estadísticamente significativas, siendo también los hombres los que presentaban una prevalencia más alta de participación con *cierta frecuencia o muy frecuentemente*, con un 2,1% [IC95%=1,7-2,6] frente a un 0,8% en mujeres [IC95%=0,5-1,1].

Gráfica 2. Prevalencia de participación con cierta frecuencia o muy frecuentemente en juegos de apuestas, según sexo (N=8.276)

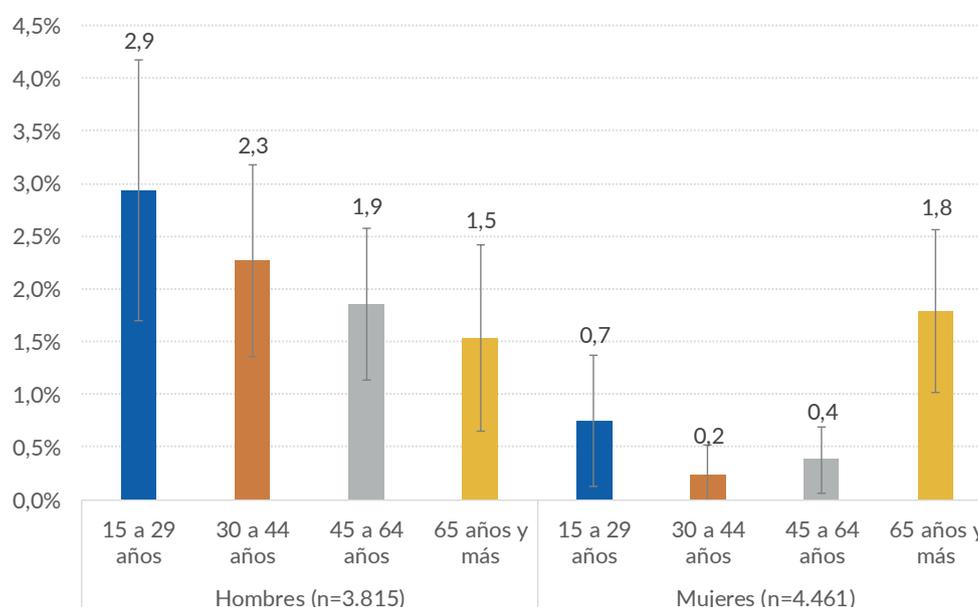


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupos de edad, grupos de distrito por desarrollo humano, clase social ocupacional familiar, nivel de estudios, situación laboral y dificultad para llegar a fin de mes, las diferencias no alcanzaron la significación estadística. Sin embargo, según los grupos etarios por sexo (**gráfica 3**) sí se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre mujeres de 65 y más años y aquellas de 30 a 44 años y de 45 a 64 años, siendo las primeras el grupo de edad que tuvo mayor prevalencia en la asiduidad de participación en juegos de apuestas (*con cierta frecuencia o muy frecuentemente*).

En los hombres se apreció un gradiente inverso en la frecuencia de participación (a mayor edad, menor prevalencia de participación asidua en juegos de apuestas), si bien no se alcanzaron diferencias significativas entre ninguno de los grupos por edad. Algo que sí se percibe entre cada uno de los grupos etarios de hombres con respecto al grupo de edad correspondiente en las mujeres (siendo las prevalencias mayores en los hombres), excepto en el caso del grupo de 65 y más años, en el que no se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos.

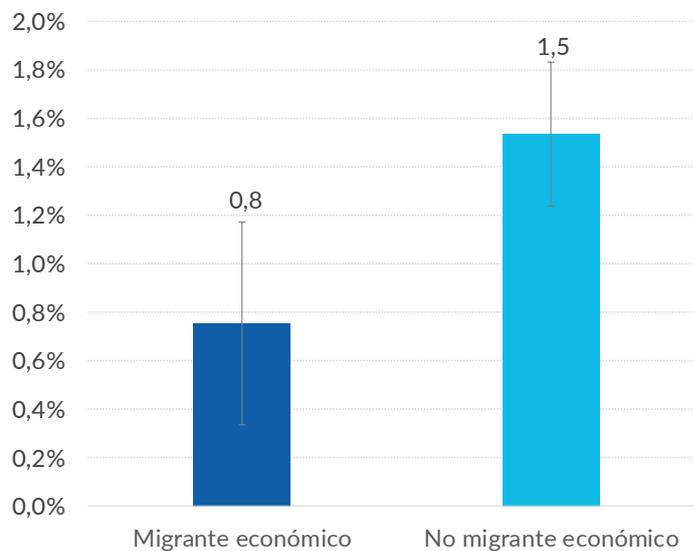
Gráfica 3. Prevalencia de participación con cierta frecuencia o muy frecuentemente en juegos de apuestas por grupos de edad, según sexo (N=8.276)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el estatus migratorio, y como se puede observar en la **gráfica 4**, existe una menor prevalencia de participación con cierta frecuencia o muy frecuentemente en juegos de apuestas en población migrante económica, con un 0,8% [IC95%=0,4-1,2] que, en el resto de la muestra encuestada, con 1,5% [IC95%=1,3-1,9], diferencia que alcanza la significación estadística.

Gráfica 4. Prevalencia de participación con cierta frecuencia o muy frecuentemente en juegos de apuestas, según estatus migratorio (N=8.276)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Juegos de apuestas deportivas

El 42,5% de las 337 personas que comunicaron haber participado en alguna ocasión en juegos de apuestas, lo hicieron concretamente en apuestas deportivas. Este porcentaje equivale únicamente al 1,7% de la muestra total encuestada.

De las personas que participaron en juegos de apuestas deportivas, un 7,9% gastó más dinero del que creía que debiera en ellas; a un 6,3% su entorno cercano le había comentado que gastaba mucho; y un 8,5% intentó reducir su gasto y no pudo. Tan solo 6 personas de la muestra se sentían incómodas o perdían el interés por otras cosas si no podían apostar (1,9%) (tabla 1).

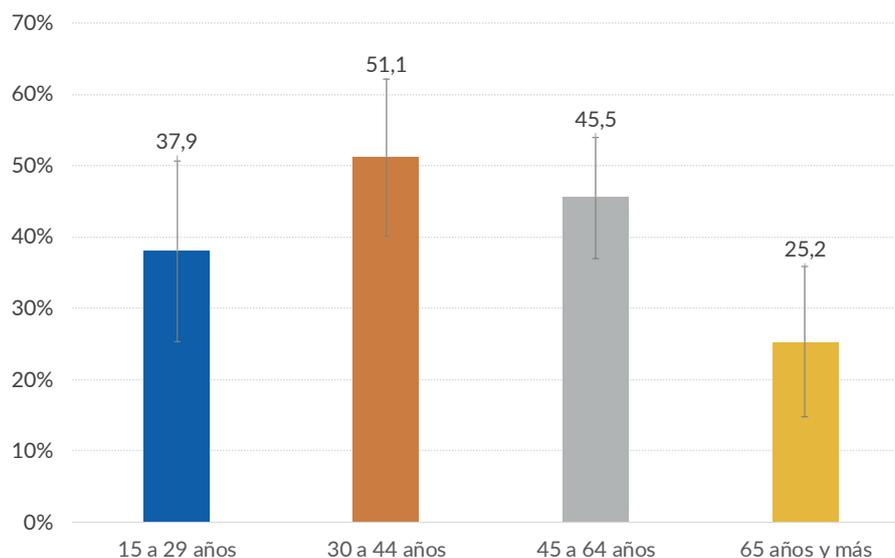
Tabla 1. Distribución de las respuestas a las cuestiones planteadas sobre apuestas deportivas (n=337)

	Sí (%)	No (%)	Prefiero no contestar (%)
Gasta dinero en apuestas deportivas	42,5	57,2	0,3
Gasta más de lo que debiera	7,9	91,0	1,1
Le han comentado que gasta mucho en apuestas deportivas	6,3	93,4	0,3
Si no puede apostar se siente incómodo o pierde el interés por otras cosas	1,9	97,9	0,3
Ha intentado reducir el gasto en apuestas deportivas y no lo ha conseguido	8,5	90,6	0,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre las personas que apostaban, se aprecia que en la pregunta previa a la batería MULTICAGE-CAD-4¹⁵ "¿Gasta dinero en apuestas deportivas?" no se obtienen diferencias estadísticamente significativas según sexo, aunque parece existir, a tenor de los resultados de la ESCM'21, un porcentaje mayor de mujeres que invierten dinero en este tipo de juegos de apuestas (45,9%) [IC95%=38,8-53,4], que de hombres (36,7%) [IC95%=29,3-44,3]. Por grupos etarios, tal y como se observa en la gráfica 5, se encontraron diferencias significativas entre las personas de 65 y más años, que fueron quienes menos afirmaron gastar en este tipo de apuestas, y los tramos de edades centrales (30 a 64 años).

Gráfica 5. Prevalencia de realizar gasto en apuestas deportivas, según grupos de edad (N=331)

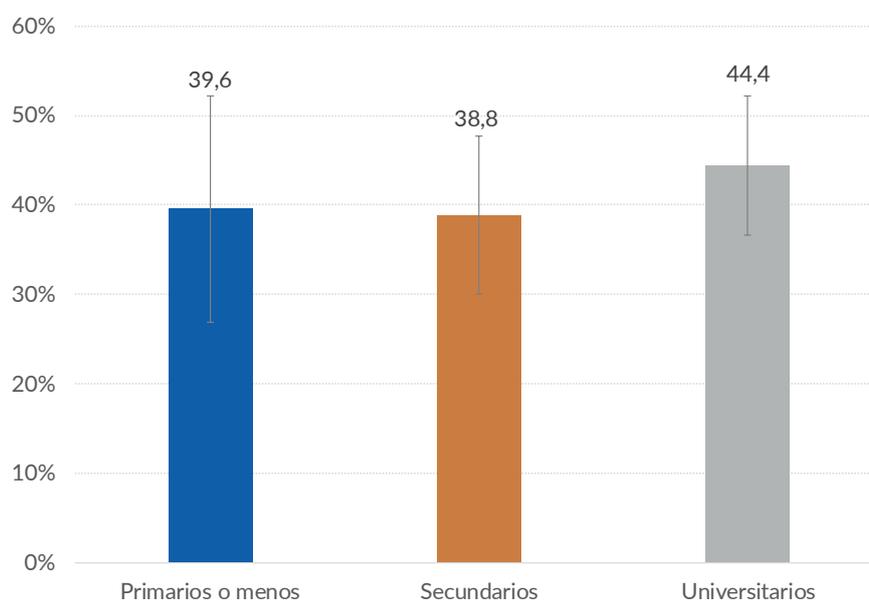


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En el resto de las variables que se exponen a continuación, no se encontraron diferencias significativas (cabe recordar que la muestra es muy pequeña y, por tanto, los intervalos de confianza muy amplios).

Se observan prevalencias algo superiores de gasto en juegos de apuestas deportivas en aquellas personas con estudios universitarios [44,4%; IC95%=37,0-52,4], frente un 39,6% [IC95%=28,4-53,3] y un 38,8% [IC95%=30,8-48,3] en aquellas con estudios primarios o menos y secundarios, respectivamente (**gráfica 6**).

Gráfica 6. Prevalencia de realizar gasto en apuestas deportivas, según nivel de estudios (N=331)

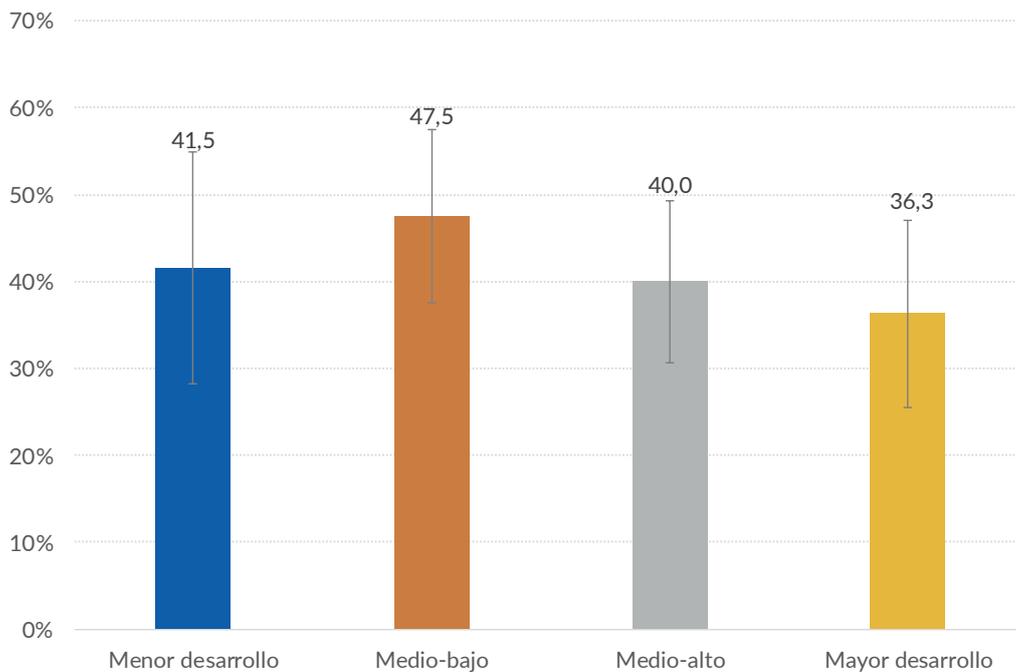


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

También se hallaron prevalencias superiores en aquellas personas de clase social favorecida [44,1%; IC95%=36,2-52,3] y desfavorecida [42,0%; IC95%=32,8-51,5] respecto a las de clase media, que fueron quienes menos notificaron gastar en ellas [35,8%; IC95%=26,0-46,6].

Por grupos de distritos (**gráfica 7**), las mayores prevalencias se encontraron en los grupos de desarrollo medio-bajo [47,5%; IC95%=37,3-56,8], seguido por aquellos de menor desarrollo [41,5%; IC95%=29,6-55,8] y desarrollo medio-alto [40,0%; IC95%=31,3-50,0], siendo los de mayor desarrollo quienes presentaron la prevalencia menor de gasto en apuestas deportivas [36,3%; IC95%=26,3-47,5].

Gráfica 7. Prevalencia de realizar gasto en apuestas deportivas, según grupo de distritos por desarrollo humano (N=332)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo relativo al estatus migratorio se apreció que las personas migrantes por motivos económicos afirmaban gastar dinero con más asiduidad en apuestas deportivas que aquellas que no lo eran [45,4%; IC95%=33,9-57,4 vs. 40,6%; IC95%=34,8-46,6], respectivamente.

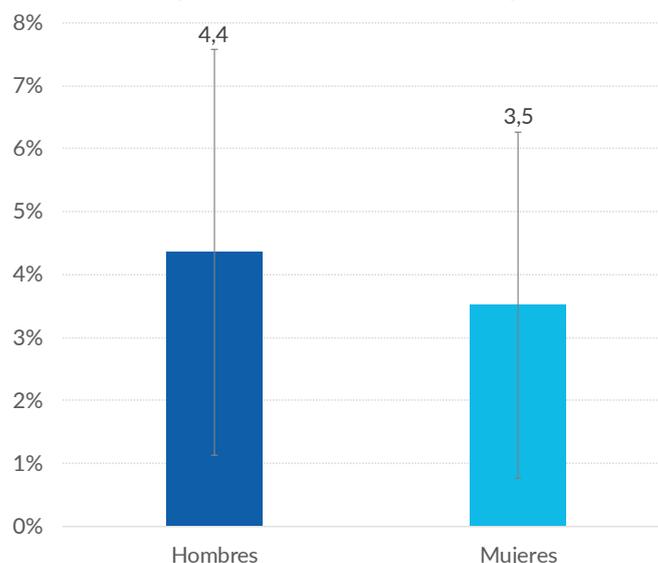
Por último, se observaron diferencias de unos tres puntos porcentuales entre aquellas personas que llegaban a fin de mes con dificultad [41,8%; IC95%=33,8-49,4] con respecto a aquellas que lo lograban sin dificultad [45,1% IC95%=36,4-53,6], siendo estas diferencias mayores (alrededor de 12 puntos porcentuales) entre aquellas personas que no trabajaban [33,8%; IC95%=26,4-42,6] frente a quienes sí lo hacían [46,5%; IC95%=39,5-53,2] en el momento de ser encuestados/as.

Conducta de riesgo para apuestas deportivas

Sobre la prevalencia del problema con las apuestas deportivas y utilizando los criterios del MULTICAGE CAD-4¹⁵, un 3,9% de la muestra de apostantes deportivos presentaba una conducta de riesgo [IC95%=2,2-6,3] (n=13). Al cruzarlo con las variables socioeconómicas y demográficas, y al tratarse de un tamaño muestral ínfimo, se hallaron unos intervalos de confianza demasiado amplios como para poder demostrar diferencias estadísticamente significativas, en el caso de que las hubiera.

Como se puede apreciar en la **gráfica 8**, los hombres presentaron prevalencias algo superiores que las mujeres en cuanto a conducta de riesgo para este tipo de apuestas [4,4%; IC95%=2,0-8,7 vs. 3,5%; IC95%=1,5-7,0].

Gráfica 8. Prevalencia de conducta de riesgo para apuestas deportivas, según sexo (N=327)

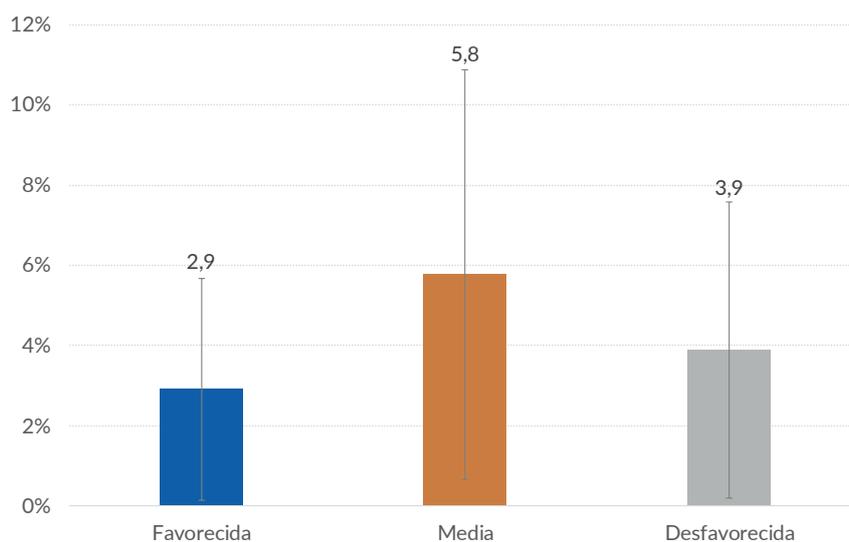


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupos de edad, no hubo personas menores de 29 años en nuestra muestra que tuvieran conductas de riesgo para apuestas deportivas, mientras que en el resto de los grupos etarios se distribuyeron de manera homogénea entre ellos: 4,8% de 30 a 44 años [IC95%=1,8-11,7]; 4,6% de 45 a 64 [IC95%=1,9-9,2] y 4,8% en personas de 65 o más años [IC95%=1,3-12,0].

Según la clase social familiar, tal y como se puede observar en la **gráfica 9**, la prevalencia mayor se localiza en la clase media [5,8%; IC95%= 2,4-13,2] frente a un 3,9% en la clase desfavorecida [IC95%= 1,0-6,6] y un 2,9% [IC95%= 1,3-8,8] en la favorecida.

Gráfica 9. Prevalencia de conducta de riesgo para apuestas deportivas, según clase social familiar (N=326)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por nivel de estudios, aquellas personas con estudios secundarios fueron quienes tuvieron una prevalencia mayor [5,0%; IC95%=2,2-10,3], frente a las personas con estudios primarios o menos y estudios universitarios, que presentaron una prevalencia de conducta de riesgo del 3,8% [IC95%=0,7-10,8] y 3,1% [IC95%=1,3-7,0] respectivamente.

En cuanto a los grupos de distritos según su nivel de desarrollo humano, se observó que las mayores prevalencias de conducta de riesgo para apuestas deportivas se concentraban principalmente en aquellos grupos de distritos de menor y mayor nivel de desarrollo, con un 7,3% [IC95%=2,7-17,3] y un 6,5% [IC95%=2,6-13,8] respectivamente. La menor prevalencia la tuvo el clúster de distritos con nivel de desarrollo medio-alto [0,9%; IC95%=0,1-4,5].

Respecto al estatus migratorio, los y las no migrantes económicos presentaron una prevalencia mayor de juego de riesgo [4,2%; IC95%=2,3-7,2] frente a aquellos y aquellas que sí lo eran [2,9%; IC95%=0,6-9,4].

La prevalencia de conducta de riesgo se focalizó en aquellas personas que afirmaron estar trabajando en el momento de la entrevista [4,5%; IC95%=2,2-8,1] vs. [3,1%; IC95%=1,1-7,3] entre quienes no lo hacían; respecto a la dificultad para llegar a fin de mes, la conducta de riesgo para apuestas deportivas se concentró en aquellos individuos que presentaban mayores dificultades en ese sentido [3,9%; IC95%=1,7-8,0] vs. [2,2%; IC95%=0,7-6,2] entre quienes no percibían dicha dificultad.

Finalmente, las tablas de contingencia entre la conducta de riesgo para apuestas deportivas y algunas variables de salud arrojaron los siguientes resultados reseñables:

- Con el exceso de peso (sobrepeso + obesidad), se hallaron diferencias significativas: prevalencia en conducta de riesgo 92,4% vs. 51,2% en no conducta de riesgo (Ji^2 con $p < 0,05$) (N=329).
- Con el consumo de analgésicos fuertes frente al dolor en las últimas dos semanas hubo también diferencias significativas: 12,5% en conducta de riesgo vs. 1,5% en no conducta de riesgo para apuestas deportivas (N=210), Ji^2 con $p < 0,05$. No manteniéndose dicha significación si el consumo de este tipo de medicamentos fue en el último año.
- Con negativa autopercepción del estado de salud (AES) no se encontraron diferencias significativas. Las prevalencias de negativa AES en conducta de riesgo y no conducta de riesgo en apuestas deportivas fueron prácticamente iguales: 30,8% vs. 29,1% (N=333) (Ji^2 con $p > 0,05$).
- Tampoco con la mala salud mental (MSM) existieron diferencias estadísticamente significativas: prevalencia de MSM del 37,5% en conducta de riesgo vs. 26,3% en no conducta de riesgo (N=179) (Ji^2 con $p > 0,05$).

Con el sentimiento de soledad no se encuentran diferencias significativas, siendo de hecho la prevalencia de sentir soledad de manera frecuente algo más elevada entre quienes no tienen conducta de riesgo para apuestas deportivas que entre quienes sí lo presentan: 13,8% vs. 7,7% respectivamente (N=331) (Ji^2 con $p > 0,05$). Tampoco se encuentran diferencias significativas entre quienes califican esta sensación (soledad) como desagradable, encontrando -en el mismo sentido que anteriormente- que las personas que no presentan conducta de riesgo tienen una mayor prevalencia de soledad percibida como desagradable que quienes sí muestran un uso problemático o de riesgo: 27,9% vs. 14,3% (N=276) (Ji^2 con $p > 0,05$). Probablemente un mayor tamaño muestral hubiera demostrado significación estadística en ambas diferencias.

En consumos de otros medicamentos, presencia de enfermedades crónicas, incluido estar diagnosticado/a de ansiedad o depresión, limitación crónica de la actividad (LCA), consumo de cannabis o presencia de dolor no se encontraron tampoco relaciones significativas (Ji^2 $p > 0,05$).

Discusión

En la ESCM '21 tan solo el 4,1% de la muestra (N=8.275) declaró haber participado al menos una vez en su vida en juegos de apuestas, siendo el 72,9% hombres. El 42,5% de las 377 personas que respondieron haber participado en alguna ocasión en juegos de apuestas, lo hicieron concretamente en apuestas deportivas. Este porcentaje equivale al 1,7% de la muestra total encuestada. Sobre la prevalencia del problema con las apuestas deportivas y utilizando los criterios del MULTICAGE CAD-4¹⁵, un 3,9% de las personas que efectuaban apuestas deportivas presentaba una conducta de riesgo [IC95%=2,2-6,3].

En relación con la edad, estudios previos⁵ mostraron que son los grupos de edad intermedia los que presentan una mayor prevalencia de trastorno de juego. Este patrón cambia cuando se refieren al juego *online*, donde son las personas jóvenes quienes desarrollan más esta conducta¹⁶. En nuestra muestra y del mismo modo, son las

personas entre 30-44 años las que más participan en juego económico de apuestas deportivas. Habría que valorar el tipo de juego y su accesibilidad para poder describir el efecto de estas variables.

En cuanto a las prevalencias de la asiduidad en la participación en juegos de apuestas según sexo, se apreciaron diferencias estadísticamente significativas, siendo los hombres los que presentaban una prevalencia más alta de participación *con cierta frecuencia o muy frecuentemente*: 2,1% [IC95%=1,7-2,6] vs. 0,8% en mujeres [IC95%=0,5-1,1]. En ellas, las de 65 y más años son las que notificaron que más jugaban, lo que concuerda con otros trabajos cuando se refieren al juego presencial. La diferencia la tenemos en los grupos de inferior edad, donde no se mantiene la progresión ascendente. Sin embargo, aunque con muy poca diferencia, es similar a los datos de estudios referidos al juego *online* en mujeres¹⁶. En los hombres se apreció un gradiente inverso (a mayor edad, menor prevalencia de participación *con cierta frecuencia o muy frecuentemente* en juegos de apuestas), pero sin alcanzar significación estadística entre los diversos grupos etarios, algo que sí sucede con el citado grupo de 65 y más años en mujeres, respecto a edades medias del mismo sexo (30-64 años).

En estudios sobre trastornos adictivos en mujeres suele ser habitual que los grupos de edades intermedias sean los de menor prevalencia. La explicación a este fenómeno puede venir de las actividades que desarrollan las mujeres en esa etapa vital, más relacionadas con la crianza y los cuidados, o del doble estigma que presentan las mujeres con una adicción y la dificultad que tienen en reconocer el problema o ponerse en tratamiento¹⁷. En estudios venideros sería interesante analizar por qué razón a las mujeres les limita menos en su vida diaria el trastorno adictivo del juego y por qué les cuesta más expresarlo o solicitar ayuda profesional.

En lo que respecta a las apuestas deportivas, no se demuestran diferencias significativas entre sexos, aunque cuanto menos resulta curioso que este porcentaje en nuestra muestra fuera mayor en mujeres que en hombres (45,9% vs. 36,7%), algo que a priori no era esperable, siendo “históricamente” masculino el deporte al que más se apuesta, el fútbol. Si bien es conocido que este tipo de apuestas se suele efectuar de manera *online* y es en esta conducta *online* donde los sexos se equiparan más¹⁶, algo que no se ha podido corroborar en este estudio, pues no se preguntaba acerca de si el tipo de juego era presencial o no.

También otros estudios ya mencionados⁵, encontraron que las personas más mayores son las que realizan menos apuestas deportivas y éstas se desarrollan de modo *online* preferentemente en los grupos más jóvenes, donde cada vez hay mayor paridad en los hábitos de conducta entre sexos. En nuestro trabajo tampoco hubo diferencias significativas en cuanto a la conducta de riesgo para apuestas deportivas entre sexos, lo que se contrapone con lo que sucede en los trastornos adictivos con sustancias, donde el número de hombres que lo padecen es mayor que el de mujeres¹⁸.

En la muestra de este estudio, las personas pertenecientes a la clase media son las que menos apuestas deportivas realizaban en comparación a las clases favorecidas y desfavorecidas, aunque sin alcanzar significación estadística, lo que va en paralelo a que las mayores prevalencias también se dieron en las personas con estudios universitarios y primarios o menos. Esto podría explicarse por ser las apuestas deportivas un “hobby” que requiere cierto esfuerzo económico que sí podrían permitirse las clases con mayor poder adquisitivo. En el otro extremo podría entenderse por las diferentes vulnerabilidades de la clase social baja y por la necesidad económica que se intenta paliar apostando. En contraposición, es precisamente la clase media la que alcanzó un mayor porcentaje de prevalencia de conducta de riesgo para apuestas deportivas.

En el caso de los distritos, son los menos desarrollados los de más riesgo y precisamente en ellos también se localizan la mayoría de las personas a las que les cuesta llegar a fin de mes y que en esta encuesta tienen mayor prevalencia tanto de apuestas deportivas como de conducta de riesgo para ellas. Quizás habría que analizar otras variables relacionadas con la accesibilidad, para validarlas como explicativas de dicho fenómeno.

En el informe también se halla una menor prevalencia de participación *con cierta frecuencia o muy frecuentemente* en juegos de apuestas en población migrante económica, con un 0,8% [IC95%=0,4-1,2] respecto al resto de la muestra: 1,5% [IC95%=1,3-1,9], lo que podría explicarse, al menos en parte, por el menor poder adquisitivo de los primeros respecto a los segundos.

Por último y en cuanto a los análisis bivariantes (J_i^2) efectuados, los hallazgos más destacables establecen la relación entre la conducta de riesgo para apuestas deportivas y el exceso de peso (sobrepeso u obesidad), así como dicha conducta de riesgo y el consumo de analgésicos opiáceos en las dos últimas semanas.

Como limitación de este informe cabría destacar que la escasez de tamaño muestral resultante sin duda ha influido en los hallazgos obtenidos y la falta de significación estadística de algunos de ellos (amplios intervalos de confianza). Las personas que afirmaron jugar fueron pocas en la muestra general y las que presentaban un hábito de consumo de juego de riesgo, una minoría, por lo que los resultados de este trabajo debieran ser interpretados con la debida cautela.

Conclusiones

- El 4,1% de las personas encuestadas habían participado alguna vez en juegos de apuestas, siendo hombres el 72,9% de apostantes.
- Dentro de las personas que realizaron apuestas, el mayor porcentaje tenía entre 15 y 29 años (30,9%), existiendo un gradiente inverso según la edad, hasta bajar al 17,6% en las personas con 65 y más años.
- En las mujeres, el grupo de edad que más apuesta “*con cierta frecuencia o muy frecuentemente*” es el de 65 y más años, siendo la diferencia estadísticamente significativa respecto a los grupos de mediana edad de su mismo sexo (30 a 64 años).
- El 42,5% de las personas que apostaban participaba en apuestas deportivas. De ellas, el 3,9% presentaba conducta de riesgo para las mismas [IC95%=2,2-6,3].
- Por grupos etarios se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre las personas de 65 y más años, que fueron quienes menos afirmaron gastar en apuestas deportivas y los tramos de edades centrales (30 a 64 años).
- Las clases sociales familiares favorecida y desfavorecida son las que alcanzaron mayores prevalencias de gasto en apuestas deportivas (44,1% y 42,0%) respectivamente, aunque fue la clase media la que mayor prevalencia de conducta de riesgo tuvo (5,8%).
- Los análisis bivariantes demostraron significación estadística en la relación de la conducta de riesgo para apuestas deportivas con el exceso de peso (sobrepeso u obesidad) y con el consumo de analgésicos fuertes para el dolor durante las dos últimas semanas.

Referencias bibliográficas

1. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders third edition. Washington: American Psychiatric Association, 1980.
2. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. DSM-5. Fifth edition. Arlington, VA: American Psychiatric Publishing, 2013.
3. World Health Organization. International statistical classification of diseases and related health problems 11th. edition. 2019.
4. Consejo Empresarial del Juego (CEJUEGO). Anuario del juego en España 2022. El juego en España y su aportación social. [Internet] 2022. Disponible en: <https://cejuego.com/wp-content/uploads/2022/11/Anuario-del-Juego-2022.pdf>
5. Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. Informe sobre Adicciones Comportamentales 2021: Juego con dinero, uso de videojuegos y uso compulsivo de internet en las encuestas de drogas y otras adicciones en España EDADES y ESTUDES. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, 2022.
6. Labrador FJ, Vallejo-Achón M. Prevalence and Characteristics of Sports Betting in a Population of Young Students in Madrid. J Gambli Stud. 2020; 36(1): 297-318.
7. Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. Informe 2021. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas; 2021.



8. López-Torres I, León-Quismondo L, Ibáñez A. Actualización del perfil del jugador patológico. *Revista de Investigación y Educación en Ciencias de la Salud (RIECS)* 5.1. 2020; 42-9.
9. Granero R, Fernández-Aranda F, Mestre-Bach G, Steward T, García-Caro B, Prever F, et al. Clustering of treatment-seeking women with gambling disorder. *J Behav Addict.* 2018; 7(3):770-80.
10. Zhang M, Yang Y, Guo S, Cheok C, Wong KE, Kandasami G. Online Gambling among Treatment-Seeking Patients in Singapore: A Cross-Sectional Study. *Int J Environ Res Public Health.* 2018; 15(4):832.
11. Jiménez-Murcia S, Granero-Pérez R, Fernández-Aranda F, Álvarez Moya E, Aymamí MN, Gómez-Peña M, et al. Comorbilidad del juego patológico: variables clínicas, personalidad y respuesta al tratamiento. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc.)* 2009;2(4):178-89.
12. García-Caballero A, Torrens-Lluch M, Ramírez-Gendrau I, Garrido G, Vallès V, Aragay N. Eficacia de la intervención Motivacional y la Terapia Cognitivo-conductual para el tratamiento del Juego Patológico. *Adicciones [Internet]* 2018; 30(3):219. Disponible en: <http://adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/965>
13. Jara-Rizzo MF, Navas JF, Steward T, López-Gómez M, Jiménez-Murcia S, Fernández-Aranda F, et al. Impulsividad y conciencia del problema predicen la adherencia terapéutica y el abandono del tratamiento en el trastorno por juego de azar. *Adicciones [Internet]* 2018;31(2):147. Disponible en: <http://adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1041>
14. Botterill E, Gill PR, McLaren S, Gomez R. Marital Status and Problem Gambling Among Australian Older Adults: The Mediating Role of Loneliness. *J Gambli Stud.* 2016; 32(3):1027-38.
15. Pedrero E, Rodríguez-Monje MT, Gallardo-Alonso F, Fernández-Girón M, Pérez-López M, Chicharro-Romero J. Validación de un instrumento para la detección de trastornos de control de impulsos y adicciones: el MULTICAGE CAD-4. *Trastornos adictivos*, 2007;9(4):269-78.
16. Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. Informe sobre Adicciones Comportamentales 2020: Juego con dinero, uso de videojuegos y uso compulsivo de internet en las encuestas de drogas y otras adicciones en España EDADES y ESTUDES. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, 2021.
17. Romo, N. Género y uso de drogas: la invisibilidad de las mujeres. *Humanitas*, 5: 69-83.
18. Plan de Adicciones Ciudad de Madrid 2022-2026. Madrid: Madrid-Salud. Ayuntamiento de Madrid, 2022. <https://madridsalud.es/pdf/PLAN%20DE%20ADICCIONES%2022-26.pdf>





2.3 DETERMINANTES DEL SISTEMA DE CUIDADOS Y SU UTILIZACIÓN

2.3.1 SISTEMA DE CUIDADOS, ESTRUCTURA Y PROCESOS

La ciudad de Madrid precisa de una amplia red de servicios que cubran los distintos aspectos que se contemplan en el sistema de cuidados a la población. La administración autonómica y la administración municipal son las encargadas del despliegue de estos servicios según sus niveles de competencia y responsabilidad. La población de la Comunidad de Madrid es de 6.751.251 habitantes a fecha 1 de enero de 2021 correspondiendo al municipio de Madrid 3.312.310.

Intentar delimitar las “fronteras” entre la ciudad de Madrid y la Comunidad autónoma en la que se encuentra es complicado. Las interacciones entre ambas son constantes y el deambular de la población continuo. Localidades próximas a la capital son “ciudades dormitorio” donde las personas que trabajan en la ciudad descansan y también otras son centros industriales y económicos donde desarrollan la actividad laboral muchos madrileños y madrileñas capitalinos. Este flujo tiene una gran relación con el uso de los servicios públicos y también dificulta en ocasiones la delimitación del número de usuarios/as que tienen acceso a los mismos.

La OMS define la salud como el completo estado de bienestar físico, mental y social. En el presente capítulo recogeremos los datos de las últimas memorias de actividad publicadas de los servicios que vigilan, protegen y atienden las necesidades sociosanitarias de la ciudadanía. La atención sanitaria, primaria y hospitalaria, se gestiona desde la Comunidad de Madrid, el Ayuntamiento de Madrid complementa los servicios a los ciudadanos y ciudadanas con los recursos que se ofertan desde el Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social a fin de aminorar las dificultades sociales, el SAMUR PC que atiende urgencias en vía y espacios públicos y Madrid Salud que es el organismo autónomo responsable de la gestión de las políticas municipales en materia de salud pública y adicciones.

Servicio Madrileño de Salud

La Comunidad de Madrid tiene entre sus competencias la atención sanitaria de la población de Madrid. A continuación, veremos los datos que se presentan en su última memoria (año 2021)¹.

La población que tiene acceso a la asistencia sanitaria pública en esta comunidad autónoma es de 6.702.088 personas.

El presupuesto inicial fue de 8.018 millones de € aunque finalmente ascendió a 10.543,5 millones de euros.

El gasto en medicamentos ha sido de 2.715.276.358 €, que suponen el 33,5 % del presupuesto de la Consejería de Sanidad.

Tabla 1. Recursos de la Comunidad de Madrid

Humanos (% por nivel asistencial)			
Atención primaria	Atención hospitalaria	SUMMA 112	
17,7%	79,9%	2,3%	
Total: 83.479 personas			
Centros de Atención primaria (N.º por modalidad)			
Centros de salud	Consultorios	Centros adscritos	Centros en la ciudad de Madrid
266	163	1	125

[Volver al Índice](#) ↻

Atención hospitalaria (Nº. centros por modalidad)				
Centros hospitalarios	Generales	Monográficos	Apoyo	Media estancia
35	26	4 (*)	2	3

(*) El 1 de diciembre se inauguró el Hospital “Enfermera Isabel Zendal” para hacer frente a la pandemia de COVID-19
Fuente:¹ Memoria Servicio Madrileño de Salud 2021

En los cuadros que exponemos a continuación se incluyen los datos comparativos de la actividad asistencial entre el año 2020 y 2021 tanto en atención primaria como hospitalaria. Es importante ser cautos en la interpretación tanto de los datos en sí mismos como en los datos comparados. La presentación de la pandemia en 2020 supuso por una parte un bloqueo del sistema y por otra una limitación en el acceso y la prestación de alguno de los servicios, orientándose a la normalización a finales del año 2021.

Tabla 2 . Actividad asistencial en atención primaria

Consultas	Año 2018	Año 2019	Año 2020	Año 2021	% VAR Años 21-20
Medicina familiar	26.577.245	25.835.932	26.469.961	27.688.815	4,6%
Pediatría	4.446.239	4.331.945	4.054.627	4.471.749	10,3%
Enfermería	15.048.086	15.270.891	16.343.724	19.861.573	21,5%
COVID-19			1.101.333	655.142	-40,5%
Frecuentación					
Medicina familiar	4,7	4,5	4,7	4,8	3,2%
Pediatría	4,9	4,1	4	4,6	15,3%
Enfermería	2,2	2,2	2,4	3	20,8%
COVID-19			0,2	0,1	41,2%

Nota. Frecuentación: promedio del número de veces que una misma persona visita a un profesional en un año
Fuente: Memoria 2021. Servicio Madrileño de Salud 2021

Como podemos comprobar la actividad asistencial en medicina familiar se reduce en el año 2019 con respecto al 2018 pero se eleva de forma considerable en el año 2020 y 2021. La actividad desarrollada en enfermería se incrementa de forma importante en el año 2020 y 2021, posiblemente por efecto de la pandemia COVID-19.



Tabla 3. Actividad asistencial en atención hospitalaria

Actividad global en centros hospitalarios	Año 2018	Año 2019	Año 2020	Año 2021	% VAR Años 21-20
Hospitalización	525.421	525.430	473.935	488.944	3,2%
N.º Ingresos Urgentes	354.205	349.779	346.071	333.138	-3,7%
N.º Ingresos Programados	171.216	175.651	127.864	155.806	21,8%
Estancia media (días)	7,2	7,1	7,8	7,3	-6,5%
Urgencias					
N.º Urgencias totales	3.378.220	3.513.602	2.661.525	3.421.076	28,5%
% Urgencias ingresadas	9,8%	9,4%	12,2%	9,2%	24,7%
% Presión de urgencias	67,4%	66,6%	73%	68,1%	-24,7%
Actividad quirúrgica global					
Número de intervenciones programadas					
Total de intervenciones programadas	407.507	402.281	268.468	342.781	27,7%
Con hospitalización	146.345	144.679	101.193	121.597	20,2%
Ambulatorias	261.162	257.602	167.275	221.184	32,2%
Intervenciones urgentes (número)					
Total de intervenciones urgentes	56.009	56.384	47.648	52.732	10,7%
Con hospitalización	50.683	51.625	43.520	47.545	9,2%
Ambulatorias	5.326	4.759	4.128	5.187	25,6%
Total	463.516	458.665	316.116	395.513	25,1%
ACTIVIDAD GLOBAL EN CONSULTAS EXTERNAS					
N.º de primeras consultas	2.999.143		3.690.055		23%
N.º de consultas sucesivas	7.631.462		8.134.284		6,6%

Nota. Presión de urgencias es el % de ingresos cuyo origen fue la urgencia hospitalaria

Fuente: Memoria 2021 Servicio Madrileño de Salud 2021

En la **tabla 3** podemos observar cómo la hospitalización global disminuye de forma importante en el año 2020 con respecto al 2019 y comienza a recuperarse en el año 2021.

Durante el año 2020 la actividad quirúrgica global se ve seriamente afectada sobre todo en las intervenciones programadas que se reducen en un 43% aproximadamente con respecto al año 2019 por el efecto de la pandemia de COVID-19. En el año 2021, ya comenzando a salir de los efectos de la pandemia COVID-19 se incrementa el número de estas, pero situándose todavía por debajo de la cifra de intervenciones que se efectuaron en el año 2018.

Las intervenciones urgentes, también se reducen de forma importante decreciendo en un 13% del año 2019 al 2020, incrementándose en un 25 % el año posterior pero tampoco llegando a cifras pre-pandemia.

Tabla 4. Recursos por tipo de centro hospitalario (año 2021)

	N.º de camas instaladas	N.º de quirófanos instalados	N.º de locales de consulta	N.º de puestos hospital de día	N.º de puestos de hemodiálisis
General	12.716	456	4.593	2.194	474
Monográficos	679	6	127	241	0
De apoyo	312	20	81	127	0
Media estancia	536	0	0	127	0
H.E. I. Zental	652				
TOTAL	14.895	478	4.801	2.562	474

Fuente: Memoria Servicio Madrileño de Salud 2021

Tabla 5. Actividad del SUMMA 112, años 2020, 2021 y variación interanual

Actividad telefónica	2020	2021	%var 20/21
N.º total de llamadas	1.456.526	1.365.913	-6,2%
N.º llamadas asistenciales	1.150.525	950.033	-9,6%
N.º movilizaciones	530.714	524.972	-1,1%
N.º pacientes atendidos	451.117	452.795	0,4%

Fuente: Memoria Servicio Madrileño de Salud 2021

A nivel sanitario la situación de la Comunidad Autónoma de Madrid, con respecto al territorio nacional sería la siguiente:

- El gasto sanitario público consolidado en la Comunidad de Madrid en el año 2021 supone el 4,4% del PIB, correspondiendo 1.536 euros por habitante. En el territorio nacional el porcentaje sería de un 5,7 % y 1.716 euros de gasto por habitante².
- El número de camas de prestación sanitaria pública por cada 100.000 habitantes en la Comunidad de Madrid es de 1,8 siendo la media nacional de 2,4³.
- El número de puestos de hospital de día por cada 100.000 habitantes en la Comunidad de Madrid es de 37,9 puestos y la media española de 40,9⁴.
- En cuanto a la lista de espera quirúrgica, Madrid tendría 72.626 personas que suponen una tasa de 10,68 por 1.000 habitantes, el porcentaje de pacientes de más de 6 meses en lista de espera es de 4,3% y el tiempo medio de espera de 60 días. Las cifras del territorio nacional serían de 793.521 personas en lista de espera que suponen un 17,10 por cada 1.000 habitantes, un porcentaje de 20,8 pacientes con una espera superior a 6 meses y una media de espera de 120 días⁵.
- La Comunidad de Madrid cuenta con 4.607 médicos y pediatras en atención primaria. Correspondiendo a 0,7 por cada 1.000 habitantes. En España el total de médicos y médicas y pediatras en atención primaria es de 36.239 y una tasa de 0,8 por cada 1.000 habitantes⁶.
- La tasa de profesionales de enfermería en atención primaria por cada 1.000 habitantes es de 0,5 y un número de profesionales de 3.360 y en España la tasa por 1.000 habitantes es de 0,7 y un número de profesionales de la enfermería de 30.537⁶.

Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social

El Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid es el organismo que diseña y gestiona las políticas sociales municipales y de igualdad de Madrid. Tiene encomendada la gestión de las competencias en materias relacionadas con familias e infancia; servicios sociales; atención a personas mayores; inmigración, educación y juventud; promoción de la igualdad; violencia de género; diversidad; atención social de emergencia, SAMUR social y voluntariado; atención a personas sin hogar o en situación de sinhogarismo.

A continuación, se presenta un resumen de la actividad llevada a cabo en esta área según lo contenido en la memoria de 2021⁷. Se dispuso de un presupuesto de 270.540.817 € de los que se ejecutaron el 88,7%. Como recursos cuenta con 1.004 puestos de trabajo y 19 edificios y locales adscritos con una superficie total de 56.509,9 m².

Familias

La Dirección General de Familias, Infancia, Educación y Juventud tiene como competencias la promoción, el impulso y coordinación de las políticas de apoyo a las familias en el municipio de Madrid.

La población destinataria son 223.705 hogares integrados por niños y niñas, de los que 31.236 son monoparentales (26.000 a cargo de una mujer y 5.236 a cargo de un hombre), aunque forman también parte de esta línea de trabajo hogares formados por parejas con proyecto de construcción de nuevas familias, parejas sin descendientes o incluso parejas con hijos o hijas mayores de edad.

Se articulan 3 líneas de trabajo:

- Línea 1. Apoyar a las familias en la crianza y educación de los hijos e hijas y en la prevención y resolución de los conflictos familiares.
- Línea 2: Apoyo a aquellas familias con escasos recursos en el cuidado de sus menores, facilitando la conciliación de la vida laboral y familia.
- Línea 3: Intervención con las familias con menores en riesgo de desprotección, preservando la convivencia del menor o la menor en su núcleo familiar.

Tabla 6. Servicios y programas del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social destinados a las familias, beneficiarios/as y presupuesto

Año 2021	Servicios y programas	Beneficiarios/as	Presupuesto
Línea 1	• Centros de apoyo a las familias	27.038 familias atendidas	4.480.836,1 €
	• Puntos de encuentro familiar		
	• Centro de Intervención parental		
	• Casa grande		
	• Programa de apoyo, prevención y seguimiento para hijos e hijas de personas con problemas de salud mental. Casa Verde	36.250 personas atendidas	
	• Proyecto casas lectoras	3.540 menores atendidos	
	• Casas para familiares de niños y niñas hospitalizados/as.		

Línea 2	<ul style="list-style-type: none"> • Servicio de Apoyo a las Familias con Menores SAF • Centros de Día Infantiles 	<p>1.513 personas atendidas</p> <p>1.281 menores atendidos</p>	7.328.710,9 €
Línea 3	<ul style="list-style-type: none"> • Viviendas de integración social. Alojamientos de emergencia habitacional • Espacio alojamiento EMMA para mujeres en situación de vulnerabilidad • Plan de acogida temporal para familias monoparentales • Apoyo a familias con menores en acogimiento familia extensa 	139 familias beneficiarias	2.268.368 €

Nota. Los usuarios/as (familias, padres, madres o menores) pueden utilizar más de un recurso de forma simultánea o episódica
Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Infancia y adolescencia

Tiene como competencia favorecer la calidad de vida de la infancia y adolescencia, de potenciar las condiciones adecuadas para su desarrollo integral y el ejercicio de sus derechos, así como impulsar y desarrollar acciones preventivas dirigidas a mejorar la integración social y la autonomía de las y los adolescentes.

Se establecen varias líneas de trabajo.

- **Línea 1.** Favorecer el desarrollo integral y promover la defensa de sus derechos.
- **Línea 2.** Prevenir el riesgo de exclusión social de los y las niños y niñas y adolescentes e intervenir para minimizar sus consecuencias.
- **Línea 3.** Proteger a los y las niños, niñas y los y las adolescentes en situaciones de desprotección.
- **Línea 4.** Coordinación con otras Administraciones Públicas competentes en la materia.



Tabla 7. Servicios y programas del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social destinados a la infancia y adolescencia. Servicios y programas, beneficiarios/as y presupuesto

Servicios y programas		Beneficiarios/as	Presupuesto
Línea 1	<ul style="list-style-type: none"> Servicio de dinamización infantil Red de espacios de ocio 	9.378 usuarios/as	1.017.206,7 €
Línea 2	<ul style="list-style-type: none"> Servicio de educación social Programa de apoyo socioeducativo y prelaboral La quinta cocina Programa de apoyo residencial para la vida autónoma de jóvenes en situación de grave vulnerabilidad social Programa de prevención y control de absentismo escolar 	28.122 padres y madres 4.138 adolescentes y jóvenes En programa residencial 54 plazas	8.225.677,4 €
Línea 3	<ul style="list-style-type: none"> Centros de atención a la infancia Programa de atención a la infancia en el entorno familiar Proyecto de intermediación intercultural con menores extranjeros/as en riesgo de exclusión Colaboración SAMUR PC 	541 familias 16.273 niños, niñas y adolescentes	7.524.855 €

Nota. Los y las usuarios y usuarias (familias, padres, madres o menores) pueden utilizar más de un recurso de forma simultánea o episódica
Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Discapacidad

La Dirección General de Familias, Infancia y Juventud ha asumido desde 2021 la competencia de promover, impulsar y desarrollar programas y medidas específicas dirigidas a mejorar la integración social y la autonomía de las personas con discapacidad y sus familias. Según los datos ofrecidos por la Comunidad de Madrid en 2020, 207.714 personas tienen un grado de discapacidad reconocido y habitan en la ciudad.

Tabla 8. Servicios y programas del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social destinados a personas con discapacidad, beneficiarios/as y presupuesto

Recursos	Beneficiarios/as	Presupuesto
<ul style="list-style-type: none"> Centro de atención a personas con discapacidad Programas de respiro familiar Programa de información y orientación Programa de interprete de lengua de signos española 	33.223 familias usuarias	1.930.054,4 € inversión total financiada por el municipio 574.151,7 €

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Personas mayores que necesitan cuidados

Es importante mantener a las personas mayores en su propio hogar el máximo tiempo posible integrándolas en su entorno, apoyar a las familias que las cuidan y promover soluciones de ayuda y apoyo para cuando no puedan mantenerse en él.

A fin de favorecer la permanencia de las personas mayores en su domicilio, incluso en situaciones desfavorables por deterioro funcional o mental se desarrollan una serie de programas y servicios para la atención directa tanto a las personas mayores como a sus familiares.

Tabla 9. Servicios y programas del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social destinados a personas mayores que necesitan cuidados, beneficiarios/as y presupuesto

Servicios	Beneficiarios/as	Presupuesto
<ul style="list-style-type: none"> • Ayuda a domicilio • Teleasistencia domiciliaria • Comida a domicilio • Servicio de productos de apoyo • Lavandería • Centros de día • Cuidar a quienes cuidan 	239.954 personas	244.302.905 €
Servicios residenciales	187 personas atendidas (161 Alzheimer; 26 deterioro físico)	

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Atención social primaria

Los Servicios de atención social primaria son el primer nivel de atención del sistema global de Servicios sociales y pretenden garantizar la equidad social (proporcionar atención en función de las carencias individuales o familiares y potenciar los recursos personales) y responder a las necesidades sociales de la ciudadanía sin distinción de sexo, raza, nacionalidad, religión o cualquier circunstancia particular o social. Los centros de Servicios sociales son la puerta de entrada al sistema de servicios sociales y a las prestaciones profesionales, económicas y los servicios que dependen de las distintas administraciones.

En el año 2021 se atendieron a 437.386 personas tramitándose 61.061 procesos.

Además de las gestiones de parte de los programas que hemos visto anteriormente es importante otro ámbito de actuación entre lo que destaca:

Tabla 10. Otras gestiones y prestaciones económicas del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social destinados a personas y desarrolladas por atención social primaria (memoria 2021)

Servicios	Beneficiarios/as	Presupuesto
Intermediación jurídica ante pérdida de vivienda	2.066 personas	17.457.385 €
Programa de alojamientos temporales y alternativos con acompañamiento social	305 personas	
Atención a necesidades alimentarias de emergencias	49.176 personas	
Tarjeta familias	8.825 tarjetas/7.467 personas	
Convenio comedor escolar	11.444 menores	

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

SAMUR social

La emergencia social de carácter individual, familiar, colectivo y/o catástrofe hace referencia a aquellas situaciones que se producen por hechos imprevistos y que generan, en muchos casos, estados de desprotección personal y social de las personas que lo sufren.

En aquellas catástrofes colectivas y grandes emergencias que acontecen en la capital SAMUR social interviene de forma coordinada con el resto de los servicios de emergencia del Ayuntamiento de Madrid.

Tabla 11. SAMUR social: actividad y presupuesto

Actuaciones/recursos	Actividad	Presupuesto
Central SAMUR social	65.979 llamadas	17.015.597 €
Actuaciones presenciales	14.060 actuaciones	
Unidades Móviles	10.482 intervenciones	
Alojamiento emergencia social	4.701 personas	
Ayudas económicas de emergencia	1.847 ayudas	
Campaña contra el frío	2.259 personas	

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Población en riesgo de exclusión social

La Dirección General de Inclusión Social promueve la atención específica e impulsa actuaciones para la inclusión social de personas sin hogar y otros colectivos en situación de riesgo y/o exclusión social.

Tabla 12. Recursos para población en riesgo de exclusión social: actividad y presupuesto

Recursos	Actividad	Presupuesto
<ul style="list-style-type: none"> • Centro de acogida San Isidro • Centro de acogida y centro de día la Rosa • Puerta Abierta • Juan Luis Vives • Centro Abierto “Catalina Labouré” • Intervención en la calle • Centro de día y Centro de acogida “Beatriz Galindo” 	<p>1.468 usuarios 6.015 intervenciones</p>	8.992.324,04 €

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

La red municipal de atención a las personas sin hogar no solo cuenta con centros de atención, sino también con otros programas que intervienen con metodologías más innovadoras para dar respuesta a otras necesidades de atención de estas personas.

Tabla 13. Programas para población en riesgo de exclusión social no institucionalizadores

<ul style="list-style-type: none"> • Programa para mujeres sin hogar • Programa construyendo hogar • Programa “Housing Led” 	418 personas	3.366.8501 €
--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	--------------	--------------

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Convivencia e integración

El área de Gobierno de Familias Igualdad y Bienestar Social persigue facilitar la convivencia intercultural de los vecinos y vecinas de la ciudad de Madrid, garantizando la atención adecuada a todas las personas que residan en nuestra ciudad, independientemente de su nacionalidad o situación administrativa, promoviendo la incorporación plena y libre de la población migrante en la sociedad madrileña.



Tabla 14. Recursos y programas de convivencia e integración social, beneficiarios/as y presupuesto

Convivencia	Beneficiarios/as	Presupuesto
<ul style="list-style-type: none"> • Centro de acogida temporal a familias con menores y/o mujeres solas, migrantes en situación de vulnerabilidad o emergencia social (Mejía Lequerica) • Centro de acogida temporal para personas migrantes solas en situación de emergencia social (C. A. El vivero) • Centro de acogida temporal para Inmigrantes “San Blas” • Acogida temporal para familias inmigrantes • Programa global de acogida para población inmigrante 2021 • Pisos de inserción • Pisos de autonomía • Programa de intervención socio-comunitaria con familias inmigrantes • Programa de acogida temporal y atención a personas de origen subsahariano y otros países de África y Oriente Medio • Programa integral de prevención de situaciones de exclusión social para jóvenes inmigrantes 	1.944 personas	6.292.750 €
Integración social	Beneficiarios/as	Presupuesto
<ul style="list-style-type: none"> • Oficina Municipal de Información, Orientación y Acompañamiento para la integración Social de la población inmigrante • Programa de orientación jurídica en materia de extranjería 	38.102 personas 3.001 consultas	744.985 €

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

Igualdad

La Dirección General de Políticas de Igualdad y contra la Violencia de Género está facultada para dirigir, desarrollar y ejecutar la política municipal en materia de prevención y atención a la violencia de género, promoción de la igualdad y no discriminación por razón de sexo, identidad de género, orientación sexual y por pertenencia a otras etnias. Contó durante el año 2021 con 17 espacios de igualdad en 16 distritos de la capital.

Tabla 15. Servicios ofertados en los centros de igualdad de la Dirección General de Políticas de Igualdad y contra la Violencia de Género: beneficiarios/as y presupuesto

	Beneficiarios/as	Presupuesto
<ul style="list-style-type: none"> • De apoyo individualizado • Actividades de sensibilización y concienciación ciudadana • Prevención, detección y reparación de la violencia machista 	18.738 mujeres 32.148 personas	4.722.713,50 €

Fuente: Memoria 2021 Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid

SAMUR protección civil

Está adscrito al Área de Gobierno de Portavoz, Seguridad y Emergencias en la Dirección General de Emergencias y Protección Civil. Es un servicio municipal esencial de asistencia sanitaria de urgencias y emergencias extrahospitalarias creado en 1991 compuesto por personal funcionario y voluntario, uniformado y jerarquizado.

Asume como **servicio de emergencias** médicas extrahospitalarias la asistencia sanitaria de las urgencias y emergencias médicas en la vía pública o locales públicos de la ciudad de Madrid, asegurando en los casos que sea necesario el traslado asistido a hospitales útiles o de referencia, atención psicológica de emergencias en las situaciones de especial impacto emocional en el lugar de la intervención o donde ésta sea necesaria así como atención sociosanitaria en las situaciones de riesgo para personas vulnerables (maltrato a menores y ancianos/as, violencia de género). Como Servicio de protección civil del Ayuntamiento de Madrid asume el estudio y prevención de las situaciones de grave riesgo colectivo, catástrofe extraordinaria o calamidad pública en las que pueda peligrar de forma masiva la vida e integridad física de las personas y la propia protección de estas y sus bienes, en los casos en que dichas situaciones tengan lugar.

Se contó durante el año 2019 con una plantilla formada por 118 profesionales de la medicina, 113 profesionales de enfermería, personal administrativo 526 personas, 9 profesionales de la psicología, 1 socióloga y 1 farmacéutica, para un presupuesto de 62.905.767 €, 22 bases operativas y 203 recursos móviles asistenciales⁸.

Tabla 16. Actividad de SAMUR (2019)

Activaciones del servicio		149.716 activaciones	
Traslados a hospitales		43% por soporte vital avanzado	
Atención a colectivos vulnerables			
Menores en riesgo o sospecha de maltrato		510 niños/as	
Personas mayores en riesgo o sospecha de maltrato		417 personas	
Mujeres víctimas de violencia de género		16.559 mujeres	
Mujeres víctimas de agresión sexual		1.041 mujeres	
Actividad preventiva. Servicios programados			
Año 2018	1.728 servicios	Año 2019	1.765 servicios

Fuente: Memoria protección Civil del Área de Gobierno de Portavoz, Seguridad y Emergencias en la Dirección General de Emergencias y Protección Civil 2018-2019. Ayuntamiento de Madrid

Tabla 17. Indicadores asistenciales SAMUR (2019)

Supervivencia pacientes críticos a los 7 días	83,9 %
Supervivencia neurológica ad integrum en paradas cardiacas no presenciadas	25,4 %
Supervivencia a los 7 días de pacientes traumatizados graves	89,4 %
Tiempo de respuesta soporte vital básico	7:52 min
Tiempo de respuesta soporte vital avanzado	7:49 min

Fuente: Memoria protección Civil del Área de Gobierno de Portavoz, Seguridad y Emergencias en la Dirección General de Emergencias y Protección Civil 2018-2019. Ayuntamiento de Madrid

Madrid Salud

Madrid Salud tiene por finalidad la gestión de las políticas municipales en las materias de salud pública y drogodependencias y otros trastornos adictivos dentro del término municipal de Madrid, así como la prevención de riesgos laborales del Ayuntamiento de Madrid y sus organismos autónomos⁹.

«Salud pública» engloba las actuaciones municipales referentes a promoción de la salud, prevención de enfermedades, calidad y seguridad alimentaria, salud ambiental, control zosanitario, sanidad mortuoria, inspección sanitaria, evaluación de las actuaciones y la formación e investigación en estos ámbitos. En 2013, por acuerdo de la Junta de Gobierno, se delegan en Madrid Salud competencias relativas al establecimiento de directrices, criterios y supervisión de las actividades de los distritos en materia de seguridad alimentaria, salud ambiental y protección y bienestar animal, incluida la auditoria de sus servicios de inspección sanitaria.

«Drogodependencias y otros trastornos adictivos» integra las actuaciones municipales referentes a la asistencia, prevención, reinserción y evaluación en el campo de las adicciones, formación e investigación en estos ámbitos, y cuantas actuaciones puedan corresponder a Madrid Salud para la consecución de sus fines. En 2012, se amplía la potestad sancionadora al consumo de alcohol en vía pública.

Cuenta con una plantilla formada por 1.156 personas de las que más del 60 por ciento son titulados superiores o medios. Desarrolla su actividad en 16 centros municipales de salud comunitaria, y centros de atención a las adicciones y 15 centros específicos con una superficie total de 52.996 m². Contó en el año 2021 con un presupuesto de 91.592.040,86 €.

Tabla 18. Indicadores de actividad de la Subdirección General de Salud Pública de Madrid Salud por objetivos, 2021

Mejorar la seguridad alimentaria de la ciudad		
Actuaciones inspectoras realizadas		
Garantizar el nivel de protección de los consumidores y consumidoras	Restauración colectiva	6.777 actuaciones realizadas
	Comercio minorista	8.043 actuaciones realizadas
	Comercio mayorista (UA Mercamadrid)	2.898 actuaciones realizadas
Control de las condiciones técnicas e higiénicas de los vehículos de transporte de alimentos	801 inspecciones	
Garantizar que se efectúen controles oficiales	Sistemas de autocontrol	964 auditorias
Garantizar la calidad y seguridad de los productos alimenticios	5.643 muestras	101.390 determinaciones
Realizar el control y vigilancia del agua de consumo en grifo	1.740 muestras tomadas	94,2 % cumplimiento sobre objetivos
Vigilancia y control de riesgos biológicos, químicos de tipo físico y/o vinculados a la composición y etiquetado (PIAP)	10.626 muestras	139.770 determinaciones
Realizar una respuesta rápida y eficaz ante las emergencias alimentarias	232 alertas	Tiempo medio de respuesta desde el aviso a la respuesta 49 min.
Prevenir los efectos en salud de los factores ambientales de riesgo, promover entornos urbanos saludables y controlar las actividades de riesgo en salud pública		
Sistema de alerta por temperaturas extremas	Días en nivel de alerta	107 días operativo olas de calor
Intervención en insalubridad y deficiente habitabilidad en viviendas	323 expedientes insalubridad	932 inspecciones

Control de establecimientos con incidencia en salud pública	866 inspecciones estética y gimnasios 79 aguas recreativas 9 servicios funerario
Control de vectores y plagas	
Actuaciones (inspecciones + tratamientos + gestión avisos todos los programas)	10.508 actuaciones
Registros alcantarillado-revisados/tratados (programa + atención avisos comunicados)	523.780 actuaciones
Actuaciones sobre animales domésticos atendiendo a su sanidad y bienestar para minimizar su impacto en la salud pública Centro de protección animal	
Ingreso de animales	2.976 animales
Salida de animales	2.827 animales
Animales esterilizados	1.740 animales

Fuente: *Memoria de Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Año 2021*

Tabla 19. Indicadores de actividad de la Subdirección General de Prevención y Promoción de la Salud de Madrid Salud por programas y objetivos, 2021

Proyectos/Programas	Objetivos	Actividad
Proyecto estratégico Prevención de la soledad no deseada	Evitar sentimiento de soledad o situaciones de riesgo antes de que aparezcan	185 actividades de sensibilización 6.529 participantes 571 espacios de encuentro 3.540 personas Web soledadnodeseada.es 87.000 visitas
Programa de alimentación, actividad física y salud y proyecto de prevención y abordaje de obesidad infantil	Fomentar hábitos saludables en la población, promocionando alimentación sana y realización de actividad física regular	Actividad individual 1.231 personas atendidas Actividad grupal 142 grupos 1.794 personas
Programa de promoción de la salud en el ámbito educativo	Apoyar a la comunidad educativa en la prevención y promoción de la salud	236 grupos 4.123 participantes



Programa de salud sexual y reproductiva	Contribuir a la vivencia sana y placentera de las diversas sexualidades de las personas en la ciudad de Madrid	Actividad individual 22.992 personas
		Actividad grupal 260 grupos 4.768 participantes
Programa de envejecimiento activo y saludable	Contribuir a ampliar la esperanza de vida activa y saludable, mejorando la calidad de vida y disminuyendo la soledad no deseada	Actividad grupal 96 grupos 690 personas
Programa de salud materno infantil	Programa de atención infantil. Destinado con preferencia a familias con niños/as que se encuentran en vulnerabilidad social	4.331 consultas 616 niños/as
	Programa de atención maternal. Personas con problemas en la maternidad/paternidad con preferencia a las personas con mayor vulnerabilidad	152 personas en atención individual
Programa prevención y promoción del tabaquismo	Abordaje integral del tabaquismo	1.539 consultas individuales 161 actividades grupales
Programa de prevención de la salud mental	Promocionar la salud mental y bienestar emocional	1.198 personas c. individuales
		67 grupos 819 participantes
Programa de desigualdades sociales en Salud	Incluir la perspectiva de la equidad en salud	Programa transversal
Actividades desarrolladas en Centros específicos		
Salud bucodental	Disminuir la incidencia de enfermedad bucodental en población escolar	2.184 personas atendidas
Deterioro cognitivo	Prevención del deterioro cognitivo para mayores de 60 años	892 personas
Salud internacional	Vacunación y asesoramiento a las personas que viajan	10.483 consultas para viajes internacionales
Centro de apoyo a la seguridad	Asistencia sanitaria a personas privadas o no de libertad, custodiadas por los cuerpos de seguridad del estado	4.943 atenciones

Fuente: Memoria de Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Año 2021

Tabla 20. Indicadores de actividad de la Subdirección General de Adicciones de Madrid Salud por programas y objetivos, 2021

Prevenir las conductas adictivas y reducir sus riesgos asociados		
Garantizar la atención integral de las adicciones de adolescentes y jóvenes hasta 24 años		
Prevención	Página web	281.075 sesiones
	Intervención comunitaria	652 entidades
	Centros educativos	402 centros 19.108 alumnos/as 968 familias
	Familiar	1.458 casos atendidos
Atención integral	Riesgo	1.370 personas
	Adicción	731 personas
Garantizar la detección y reducción del daño de las personas con dificultades para dejar las adicciones		
Servicios de atención en proximidad	Centro nocturno de atención sociosanitaria	315 personas atendidas
	Unidad móvil Madroño	453 personas
	Centros de proximidad	San Blas: 287 personas Caño Roto: 302 personas Embajadores: 281 personas Villa de Vallecas: 187 personas
	Centro de Reducción del daño Cañada Real	490 personas
	Intervención con población extranjera	534 personas
	Mediación comunitaria	2.268 personas
	Garantizar el tratamiento integral y la reinserción a las personas que presentan adicciones y atención a sus familias	
Centros de Atención a las adicciones	Personas en tratamiento	9.157 personas
	Familiares	444 familias
Inserciones laborales		622
SAJIAD	Servicio de asesoramiento e intervención en los juzgados de Madrid	4.501 asesoramientos

Fuente: Memoria de Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Año 2021

La pandemia de COVID-19 y el sistema de cuidados de la población madrileña

La pandemia de COVID-19 obligó a las administraciones a dar respuestas rápidas en una situación inicial de indefensión debido al desconocimiento de esta enfermedad y a la carencia de recursos tanto de protección como de enfrentamiento a sus efectos. Las instituciones tienen que adaptarse para poder dar respuesta al nuevo entorno que define esta situación crítica, pero a la vez prestar los servicios básicos a la ciudadanía en un momento de particular sensibilidad social y sanitaria.

En este contexto se firman los “Acuerdos de la Villa Covid-19”, donde tienen cabida representantes de los 5 grupos políticos Municipales con representación en el Ayuntamiento, llegando a acuerdos que se adoptan por unanimidad¹⁰.

Entre las acciones que se proponen se encuentran aquellas circunscritas a un mejor abordaje en la crisis, pero se abre un importante camino que da lugar a otras básicas para una buena gestión de la salud de la población que

se extiende más allá de la propia gestión de la pandemia.

Destacaremos entre ellas:

- La evidencia de la necesidad de colaboración y coordinación en todos los niveles: entre la administración autonómica y local, proponiendo la búsqueda de un acuerdo estable entre ambas administraciones en cuestiones de salud y emergencias y entre las distintas dependencias municipales.
- Revisión del Plan de Emergencia Municipal del Ayuntamiento de Madrid (PEMAN) en el que se incluya también el Plan de Contingencias y de Resiliencia en Epidemias, en el que participarían aquellos departamentos municipales que tengan algo que aportar.
- Se revalorizan servicios municipales que están destinados a la protección social y a prevención y actuación sanitaria.

En este contexto se desarrollan diferentes acciones entre las que destacaremos las que se llevan a cabo entre la Comunidad de Madrid y el Ayuntamiento de la capital, especialmente con Madrid Salud que es el Organismo Autónomo con las competencias en salud en el municipio y que recogemos en la siguiente tabla:

Tabla 21. Colaboración y coordinación de la Comunidad de Madrid y Madrid Salud (Ayuntamiento de Madrid)

Diagnósticos COVID-19	55.000 pruebas diagnósticas	
Vacunación con citación on-line en el sistema de citación del Servicio Regional de Salud o portal Madrid.es (datos 2021/22)	gripe	70.425 dosis administradas
	meningococo	11.239 dosis administradas
	COVID-19	146.000 dosis administradas
Profesionales sanitarios que colaboran voluntariamente	23 en centros SERMAS	10 en residencias de mayores
Trabajo comunitario de sensibilización con policía municipal, SAMUR protección civil y otros servicios municipales con objeto de promover medidas para la protección y prevención del contagio frente al COVID-19		
Elaboración del documento “Medidas de prevención COVID-19: infracciones y calificación de incumplimientos normativos”		
Procedimiento de actuación para comunicación y seguimiento de casos confirmados de COVID-19 a la CAM y gestión de bajas laborales de los trabajadores municipales afectados por el COVID-19		
Apoyo a personas con adicciones en el hotel sociosanitario para atención de personas en situación de exclusión social afectadas por COVID-19 (Consejería de Políticas Sociales, Familias, Igualdad y Natalidad de la CAM)		

Fuente: Memoria COVID-19 de Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Año 2020-21

También a nivel municipal se llevan a cabo actuaciones que merecen especial mención:

- Firma de convenio de colaboración con el Area de Familias, Igualdad y Bienestar Social y Madrid Salud en materia de servicios sociales, adicciones y prevención y promoción de la salud.
- Aprobación del “Plan de contingencias y de resiliencia en epidemias del municipio de Madrid” en Junta de gobierno de la ciudad de Madrid en fecha 11 de marzo de 2021.

Gestión de la pandemia COVID-19 en Madrid Salud¹¹

Madrid Salud en su compromiso con la salud de la población madrileña tomó medidas que pretendían dar respuesta a dos aspectos fundamentales:

- Continuar con la prestación de sus servicios
- Establecer actuaciones específicas relacionadas con la pandemia

Los ejes en los que se organizaron estas medidas fueron:

1. Reorganización de la atención directa a la ciudadanía para poder dar continuidad a los servicios de Madrid Salud.
2. Reorganización de los equipos de gestión para dar soporte a la atención a la ciudadanía.
3. Aprobación de procedimientos y protocolos de actuación.
4. Organización de nuevos servicios, ampliación de los existentes y apoyo a otros dispositivos.
5. Medidas de protección frente al contagio en las instalaciones.
6. Medidas de información y sensibilización a la ciudadanía.
7. Medidas de monitorización del estado de salud de la ciudadanía en relación con la pandemia.
8. Medidas relacionadas con el cuidado de las personas de Madrid Salud y actuaciones transversales de apoyo al resto de servicios.

Es de especial importancia la labor que se lleva a cabo por Madrid Salud para asegurar las prestaciones de los servicios municipales con la mayor garantía tanto para la población como para la ciudadanía. Por ello se realizaron pruebas diagnósticas de COVID-19 a todas las personas que integraban los servicios de emergencias, así como a aquellos y aquellas que se encontraban en puestos esenciales y posteriormente a todo el personal funcionario que paulatinamente se incorporaron a los puestos presenciales.

Tabla 22. N.º y tipo de actividades realizadas por Madrid Salud para atender las necesidades generadas por la pandemia de COVID-19, según modalidad y área organizativa

Procedimientos y protocolos		
Gerencia: Asesoría y consejería técnicas	Elaboración del Plan municipal de contingencias y de resiliencia en epidemias	1 plan
Salud pública	Guías medidas preventivas	7 guías
	Informes y documentos técnicos para personal municipal, ciudadanía y empresas	32 informes y documentos técnicos
	Procedimientos técnicos de inspección	18 procedimientos
	Elaboración de documento normativa COVID-19	1 documento 48 actualizaciones
	Programa de verificación de las medidas preventivas frente al COVID-19	1 programa



Organización de los servicios, ampliación de los existentes y apoyo a otros dispositivos		
Salud pública	Hospital IFEMA: control de agua consumo humano	12 controles 28 muestras
	Inspecciones para verificación de las medidas COVID-19	15.613 en comercio minorista alimentación 4.484 peluquerías, gimnasios... C. Infantiles 941 Funerarias 14 Otras + de 2.000
Prevención y promoción de la salud	Diagnóstico COVID-19	55.000 pruebas
	Atención psicológica a profesionales y población general	1.970 personas 5.082 consultas
	Intervenciones en residencias	179 intervenciones
	Vacunación COVID-19	146.000 dosis
Adicciones	Difusión de mensajes a jóvenes y adultos en el programa de acción botellón de medidas de protección frente al COVID-19	1.147 jóvenes 478 adultos
	Atención a personas sin hogar con adicciones en IFEMA y otros	1.089 actuaciones medicas
	Atención domiciliaria para pacientes afectados por COVID-19	62 pacientes 123 dispensaciones de metadona
Información y sensibilización a la ciudadanía		
Salud pública	Elaboración de vídeos	
	Infografías	41.367 visualizaciones
	Campaña de información a establecimientos	Distribución a más de 25.000 establecimientos
Prevención y promoción de la salud	Información a población general	Mas de 9.000 actuaciones
	Puntos de sensibilización	520 puntos
Adicciones	Acciones de difusión relacionadas con el confinamiento y las adicciones	Mas de 1.500 acciones

Fuente: Memoria COVID-19 de Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Año 2020-21

Conclusiones

- La Comunidad de Madrid se encuentra por debajo de la media del territorio nacional en gasto en euros por habitante protegido, en camas y en puestos de hospital de día por 100.000 habitantes, el número de médicos, pediatras y enfermería de atención primaria por cada 1.000 habitantes.
- La Comunidad de Madrid tiene una lista de espera quirúrgica con menor tasa por cada 1.000 de habitantes, menos porcentaje con más de 6 meses de espera y su tiempo medio de espera también es menor que la media de las Comunidades autónomas.
- El Ayuntamiento de Madrid dispone de una amplia red y servicios tanto a nivel social como sanitario para dar respuesta a las necesidades sociales y de salud pública de la ciudadanía dentro de su ámbito de competencias.

[Volver al Índice](#) ↻





- La actividad propia de Madrid Salud se revalorizó con la pandemia, siendo declarado servicio esencial. Este hecho, permitió un mayor despliegue de medios y con ello una importante aportación en las actuaciones que a nivel municipal se desarrollaron para combatirla.
- La pandemia de COVID-19 ha supuesto un incentivo en las coordinaciones tanto con la Comunidad de Madrid como a nivel interno con otras áreas municipales y también la revisión de procedimientos y protocolos, entre los que destacaríamos el Plan de Emergencias del Ayuntamiento de Madrid.

Referencias bibliográficas

1. Comunidad de Madrid. Memoria 2021: Servicio Madrileño de Salud [Internet]. 2022 [citado 24 de abril de 2023]. 1-454 p. Disponible en: <http://www.madrid.org/bvirtual/BVCM050657.pdf>
2. Ministerio de Sanidad. Unidad responsable de estadística de gasto sanitario público. Estadística de gasto público 2021. Principales resultados [Internet]. 2021 [citado 24 de abril de 2023]. 1-15 p. Disponible en: <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/docs/EGSP2008/egspPrincipalesResultados.pdf>
3. Ministerio de Sanidad. Informe anual del Sistema Nacional de Salud 2020-2021.
4. Ministerio de Sanidad. Hospitales, Camas en funcionamiento y Puestos de Hospital de Día (PHD) del Sistema Nacional de Salud (SNS), número y tasa por 1.000 habitantes y número de Centros, Servicios y Unidades de Referencia (CSUR) según comunidad autónoma. datos recogidos 23-04-2023.
5. Ministerio de Sanidad. Sistema de información sobre listas de espera en el Sistema Nacional de Salud. Situación a 31 de diciembre de 2022 [Internet]. 2022 [citado 25 de abril de 2023]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/gl/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/docs/LISTAS_PUBLICACION_dic_2022.pdf
6. Ministerio de Sanidad. Recursos humanos, ordenación profesional y formación continuada en el Sistema Nacional de Salud, 2020-2021 [Internet]. 2022 [citado 25 de abril de 2023]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/tablasEstadisticas/InfAnualSNS2020_21/Informe_RRHH2020-21.pdf
7. Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social. Memoria de Actividad. [Internet]. 2022 [citado 25 de abril de 2023]. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/ServSociales-YAtencionDependencia/InnovaEstratSocial/Memorias/Memoria2021/Fichero/MEMORIA%202021.pdf#page=>
8. Ayuntamiento de Madrid. SAMUR protección civil 2018-2019. Memoria [Internet]. [citado 25 de abril de 2023]. Disponible en: https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Emergencias/Samur-PCivil/Samur/ApartadosSecciones/01_AcercaSAMURProteccionCivil/Ficheros/memoriaSAMUR_2018-19.pdf
9. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Memoria anual Madrid Salud. 2021 [Internet]. 2021 [citado 25 de abril de 2023]. Disponible en: https://www.madridsalud.es/pdf/memorias/Memoria_Anual_2021_MadridSalud.pdf
10. Ayuntamiento de Madrid. Acuerdo Pleno (10/2020). Ayuntamiento de Madrid. COVID-19. Acuerdos de la Villa [Internet]. [citado 25 de abril de 2023]. Disponible en: https://transparencia.madrid.es/FWProjects/transparencia/Covid19/MedidasRegeneracion/Ficheros/20200707_AcuerdosDeLaVilla_v2.pdf
11. Madrid Salud. Actuaciones ante la COVID-19. MEMORIA 2020-2021 [Internet]. 2021 [citado 26 de abril de 2023]. Disponible en: https://ayre.munimadrid.es/UnidadesDescentralizadas/Salud/Publicaciones%20Propias%20Madrid%20salud/Memorias%20anuales%20de%20Madrid%20Salud/Ficheros/MemoriaCOVID19_2020-2021_MadridSalud.pdf





2.3.2 ASISTENCIA SANITARIA NO RECIBIDA O EXCESIVAMENTE DEMORADA (ASNROED)

Introducción

La irrupción de la pandemia por COVID-19 supuso un gran reto para los sistemas sanitarios, que tuvieron que adaptar a la nueva situación sus servicios, usos y acceso. Tal y como se muestra en un estudio de la Organización Mundial de la Salud¹, la reducción del acceso a los cuidados y la suspensión de los servicios hospitalarios, combinado con el miedo a la exposición al virus, supuso un importante descenso en el acceso a la asistencia sanitaria, con grandes implicaciones en la salud de la población². Con datos de enero a marzo del año 2021, el 90% de los países encuestados aún sufrían, durante esas fechas, interrupciones en sus servicios de salud por la pandemia³.

El concepto de acceso sanitario es dinámico y se ha intentado definir de múltiples maneras. En muchos casos el concepto de accesibilidad se solapa con el de disponibilidad o acceso. Podemos entender el concepto de acceso a la asistencia sanitaria como “la oportunidad de recibir atención y usar los servicios sanitarios de manera apropiada en situaciones de necesidad de atención percibida”⁴. El acceso sería el resultado de la intersección entre características individuales, sociales y del sistema de salud. Si hablamos de disponibilidad, la entendemos como la suficiente capacidad de proveer de los servicios sanitarios⁵.

Para conocer el impacto que ha tenido la pandemia por COVID-19 en el acceso y la disponibilidad de la asistencia sanitaria en la ciudad de Madrid, la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21) incluyó tres preguntas que nos permiten aproximarnos a la realidad de este fenómeno en España y más en concreto en la ciudad de Madrid, lo que denominamos asistencia sanitaria no recibida o excesivamente demorada (ASNROED).

A través de estas cuestiones se pretende conocer el impacto, durante la pandemia, en la falta o en la dificultad para obtener la asistencia sanitaria necesitada de alguna de estas tres causas, dos derivadas del funcionamiento del propio sistema sanitario y otra relacionada con la percepción individual de riesgo por la utilización del mismo: una lista de espera demasiado larga, la percepción de colapso del sistema sanitario, o rehusar recibir la asistencia médica por temor al contagio por coronavirus. El objetivo de nuestro análisis fue cuantificar la importancia de dichas variables en la utilización de los servicios sanitarios madrileños durante la pandemia de COVID-19 y su asociación con otras variables de índole socioeconómica, demográfica y residencial, así como con otras de salud.

Método

Fuente de datos

Los resultados se obtuvieron de los datos aportados por la ESCM'21. Las cuestiones que se han analizado en este capítulo se preguntaron en uno de los cuestionarios variables (N=4.309).

Instrumentos

Para conocer la falta o las dificultades para obtener asistencia médica por lista de espera se incluyó la siguiente pregunta en el cuestionario: “Desde el inicio de la pandemia ¿alguna vez ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando lo necesitaba por una lista de espera demasiado larga?”.

Para cuantificar la falta de asistencia médica por colapso del sistema sanitario por la pandemia se incorporó la siguiente pregunta: “Desde el inicio de la pandemia ¿ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando lo necesitaba por colapso del sistema sanitario debido a la situación COVID?”.

Por último, para saber la magnitud de la falta de asistencia médica por temor a la infección, se añadió la siguiente pregunta: “Desde el inicio de la pandemia ¿ha tardado en solicitar o ha pospuesto la asistencia médica cuando lo necesitaba por temor a infectarse de coronavirus?”.

Análisis de datos

Se efectuó un análisis descriptivo de las variables con el programa estadístico SPSS para conocer las distribuciones, en función de estas variables sociodemográficas: sexo, clase social familiar, variable territorial (VT), nivel de estudios y estatus migratorio, calculando las tasas de uso o de falta de utilización con sus correspondientes intervalos de confianza al 95% con el objeto de situar los márgenes de certidumbre de cada una en la población madrileña (inferencia).

Con el objeto de conocer qué factores intervinieron en el hecho de que desde el inicio de la pandemia la asistencia necesitada no se haya obtenido o se haya retrasado en demasía (la percepción de demora puede ser asimilable a tardía en exceso), se realizaron análisis multivariantes obteniendo modelos de RL binaria, para cada una de las tres alternativas que se analizan como causales (lista de espera larga, colapso del sistema sanitario o miedo al contagio en las instituciones sanitarias), tomando como variables independientes el sexo, la edad (continua en años simples), clase social ocupacional, grupo de distrito de residencia según nivel de desarrollo humano, nivel de estudios alcanzado y estatus migratorio. Para que su análisis fuese más sencillo todas las variables independientes se clasificaron, al igual que la dependiente, en dos categorías tomando de referencia para cada una la que se ha indicado en cada resultado. Se ofrecen las OR ajustadas con sus IC95%.

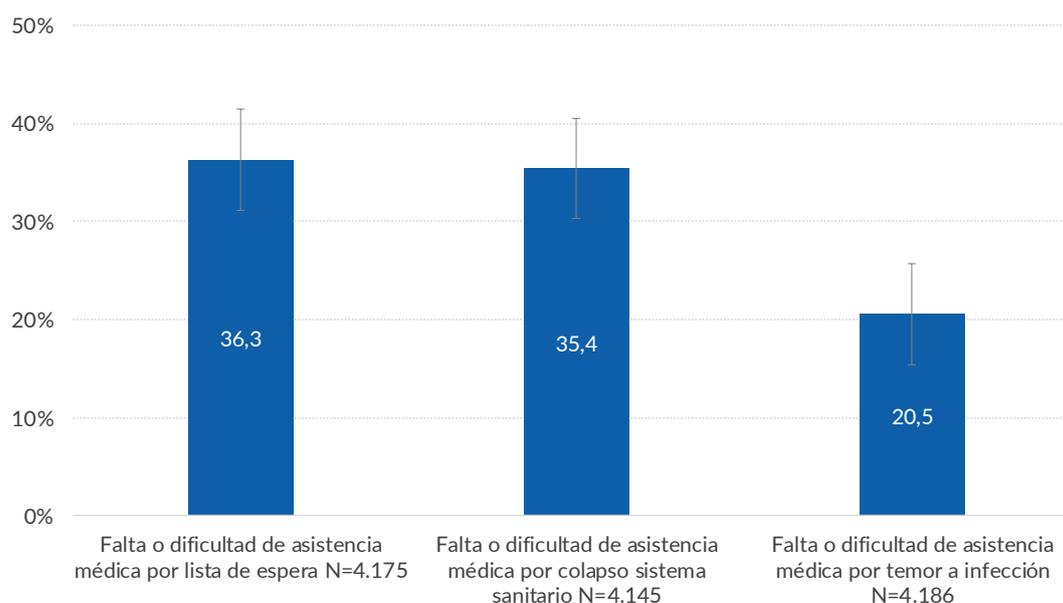
Previamente se estudiaron las tablas de contingencia correspondientes entre cada factor independiente y dependiente (ASNROED), con sus Ji^2 y sus OR bivariantes.

Resultados

Distribución de la falta o dificultad para obtener asistencia médica por lista de espera demasiado larga, por colapso del sistema sanitario y por rechazo de la asistencia por temor a la infección

Atendiendo a la prevalencia de la falta o dificultad para obtener asistencia sanitaria según las diferentes opciones de respuesta (**gráfica 1**) para la población de 15 años y más, se pudo observar un 36,3% [IC95%=34,8-37,8] de falta de asistencia sanitaria por lista de espera demasiado larga; un 35,4% [IC95%=33,9-36,9] por colapso del sistema sanitario a causa de la pandemia; y finalmente, un 20,5% [IC95%=19,3-21,8] rehusó la asistencia médica por temor a la infección.

Gráfica 1. Prevalencia de falta o dificultad para obtener asistencia médica según causa e intervalos de confianza (IC95%)



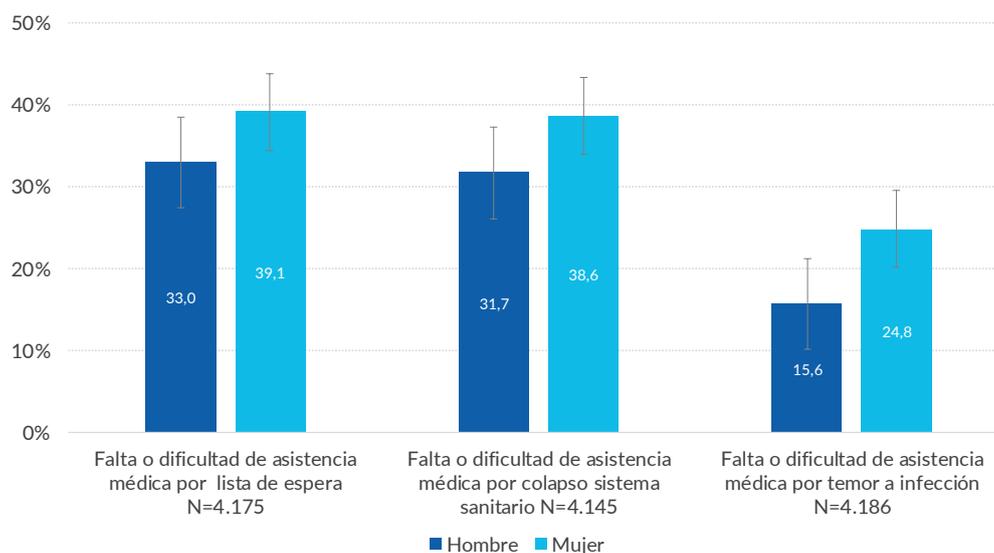
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Distribución de la falta o dificultad para obtener asistencia médica por lista de espera demasiado larga, por colapso del sistema sanitario y por rechazo de la asistencia por temor a la infección, según variables sociodemográficas

Según el sexo (**gráfica 2**) se pudo apreciar una mayor prevalencia de falta de asistencia sanitaria por lista de espera en las mujeres (39,1%) [IC95%=37,1-41,2] frente a los hombres (33,0%) [IC95%=30,9-35,1]. También hubo una mayor prevalencia de falta de asistencia sanitaria por colapso del sistema sanitario en ellas (38,6%) [IC95%=36,6-40,6] frente al sexo masculino (31,7%) [IC95%=29,6-33,8]. Finalmente, y en consonancia con las dos previas, era superior la prevalencia de falta de asistencia por temor a la infección en las mujeres (24,8%) [IC95%=23,0-26,6], que en los hombres (15,6%) [IC95%=14,1-17,3].

Gráfica 2. Prevalencia de falta o dificultad para obtener asistencia médica según causa por sexo e intervalos de confianza (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo a la prevalencia de la falta de asistencia sanitaria según la edad (**gráfica 3**), las personas entre 30-44 años presentaron la mayor prevalencia de falta de asistencia sanitaria por lista de espera, con un 41,7% [IC95%=38,8-44,7], mientras que aquellas de 65 años y más, tuvieron una menor prevalencia respecto a todos los grupos de edad, con un 28,6% [IC95%=25,9-31,5], siendo las diferencias entre los dos grupos de edad estadísticamente significativas.

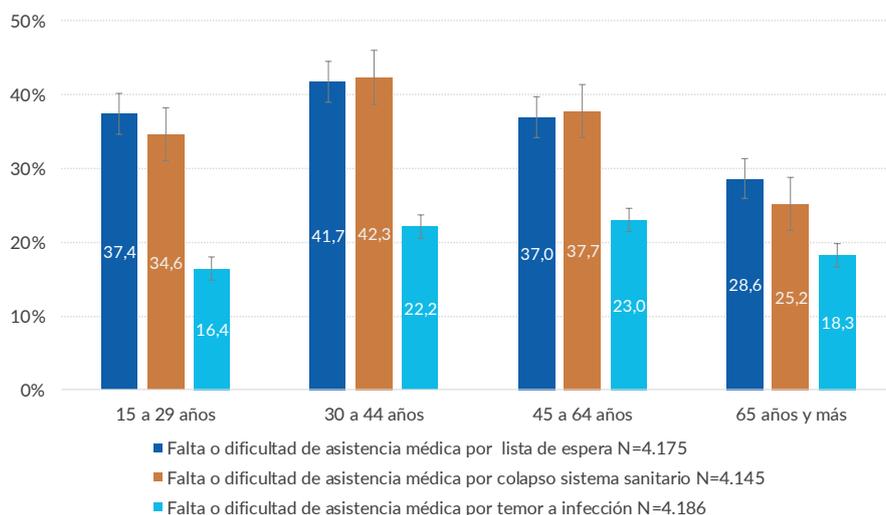
En cuanto a la falta de asistencia sanitaria por colapso del sistema sanitario, las personas entre 30-44 años (42,3%) [IC95%=39,4-45,4] y de 45-64 años (37,7%) [IC95%=35,2-40,3] presentaban una mayor prevalencia, respecto al grupo de 15-29 años (34,6%) [IC95%=31,1-38,1] y a las personas de 65 años y más (25,2%) [IC95%=22,5-27,9].

Finalmente, y en relación con la falta de asistencia por temor a la infección, los sujetos entre 15-29 (16,4%) [IC95%=13,8-19,2] y de 65 y más años (18,3%) [IC95%=16,0-20,8] fueron los que tuvieron una menor prevalencia frente a los otros grupos de edad. Analizando las variables sexo y la edad conjuntamente, se apreció una mayor prevalencia de falta de asistencia médica por lista de espera en las mujeres respecto a los hombres en todos los intervalos de edad, siendo estas diferencias entre sexos estadísticamente significativas en los grupos de edad de 15-29 años (42,6%) [IC95%=37,6-47,6] y de 30-44 años (46,7%) [IC95%=42,4-50,9].

Respecto a la falta de asistencia por colapso del sistema sanitario, se vuelve a observar una cifra mayor en las mujeres respecto a los hombres en todas las edades, alcanzando estas diferencias significación estadística para los intervalos de edad de 15-29 años (39,5%) [IC95%=34,5-44,5]; de 30-44 años (47,7%) [IC95%=43,5-52,1]; y de 45-64 años (41,4%) [IC95%=38,0-45,0].

En cuanto a la prevalencia de falta de asistencia por temor a la infección, existió mayor prevalencia, estadísticamente significativa, en las mujeres respecto a los hombres para todos los tramos de edad, excepto para las personas de 65 años y más, siendo para las mujeres entre 15-29 años del 21,8% [IC95%=17,9-26,3], entre 30-44 años de 27,5% [IC95%=23,8-31,4] y entre 45-65 años de 28,1% [IC95%=25,0-31,4].

Gráfica 3. Prevalencia de falta o dificultad para obtener asistencia médica según causa por intervalos de edad e intervalos de confianza (IC95%)

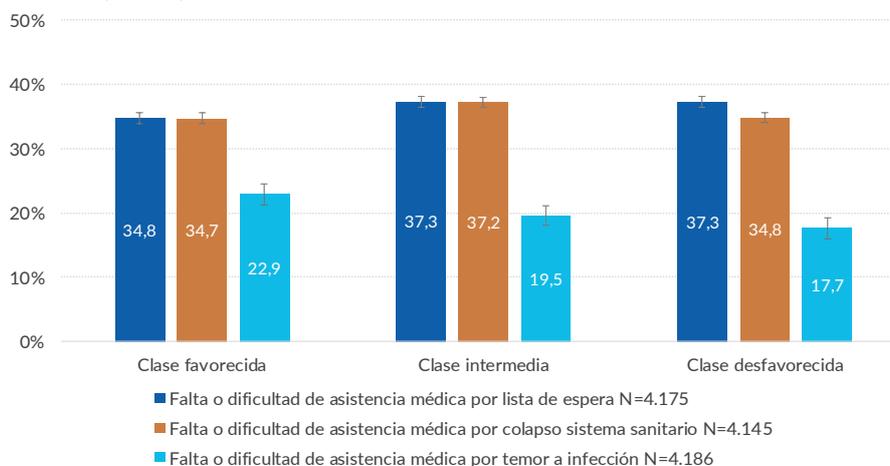


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la clase social familiar (**gráfica 4**), se encontró mayor prevalencia de falta de asistencia médica por lista de espera en las clases media (37,3%) y desfavorecida (37,3%) respecto a la clase favorecida (34,8%), pero sin ser estas diferencias estadísticamente significativas.

En cuanto a la falta o dificultad de asistencia por colapso del sistema sanitario, se vio una mayor prevalencia en la clase media (37,2%) frente a la clase social desfavorecida (34,8%) y clase favorecida (34,7%), pero sin alcanzar significación.

Gráfica 4. Prevalencia de falta o dificultad para obtener asistencia médica según causa por clase social familiar e intervalos de confianza (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



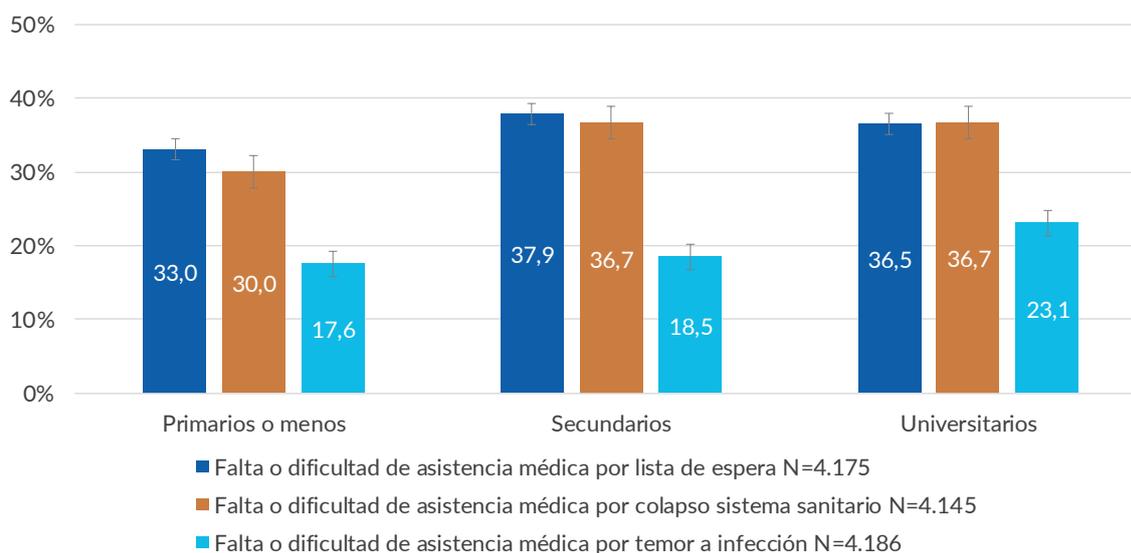
Finalmente, en cuanto a la renuncia de la asistencia sanitaria por temor a la infección existió una mayor prevalencia en la clase favorecida (22,9%) [IC95%=21,1-24,9] respecto a la clase desfavorecida (17,7%) [IC95%=15,7-19,8], alcanzando esta diferencia significación estadística.

Según el nivel de estudios (**gráfica 5**), se observó una mayor prevalencia de falta o dificultad para recibir la atención por lista de espera en las personas con estudios secundarios y universitarios, no siendo estas diferencias estadísticamente significativas respecto a las personas que contaban con estudios primarios o menos.

Para la falta de asistencia por colapso del sistema sanitario, hubo mayor prevalencia en las personas con estudios secundarios (36,7%) [IC95%=34,1-39,2] y estudios universitarios (36,7%) [IC95%=34,6-38,8], en comparación con las que contaban únicamente con estudios primarios o menos (30,0%) [IC95%=26,9-33,3], siendo estas diferencias significativas.

Con relación a la falta de asistencia por temor a la infección, destaca una mayor prevalencia para las personas con estudios universitarios (23,3%) [IC95%=21,3-25,0] frente a las personas con estudios secundarios (18,5%) [IC95%=16,5-20,6] y primarios o menos (17,6%) [IC95%=15,1-20,4].

Gráfica 5. Prevalencia de la falta o dificultad para obtener asistencia médica según causa y nivel de estudios e intervalos de confianza (IC95%)



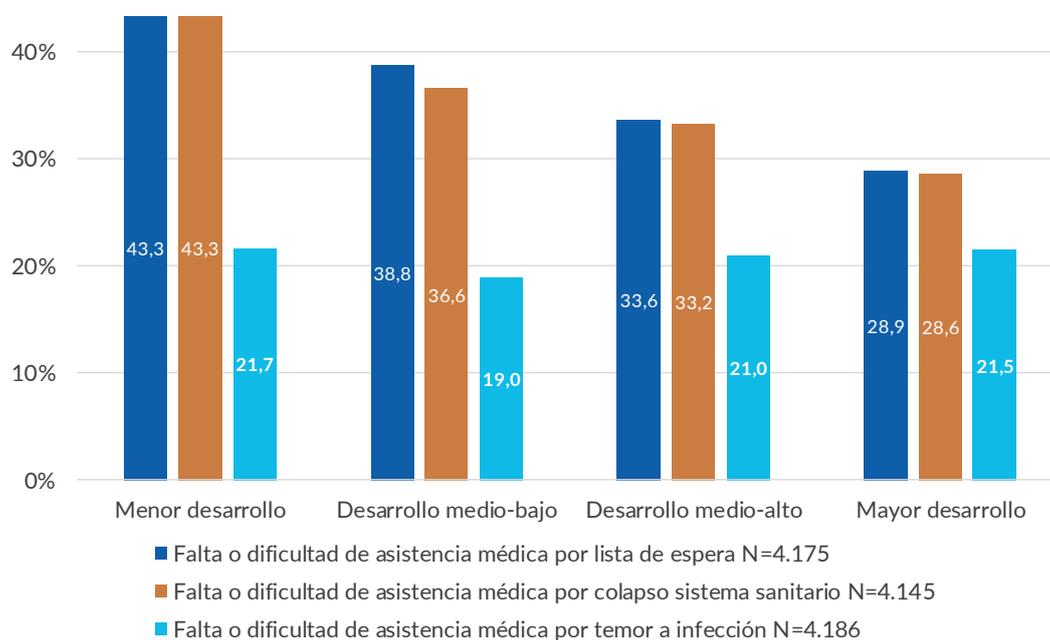
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la variable territorial (**gráfica 6**), se encontró una mayor prevalencia de falta de asistencia por lista de espera para los distritos de menor desarrollo (43,3%) [IC95%=39,9-46,8] y desarrollo medio-bajo (38,8%) [IC95%=36,3-41,4] frente a los otros grupos de distritos (medio-alto y mayor desarrollo), siendo las diferencias estadísticamente significativas respecto a estos últimos.

En referencia a la falta de asistencia por colapso del sistema sanitario, se halló una mayor prevalencia en el grupo de distritos de menor desarrollo (43,3%) [IC95%=39,9-46,8] que en los demás grupos de distritos, siendo las diferencias estadísticamente significativas respecto a los dos grupos de distrito de desarrollo medio-alto (33,2%) [IC95%=30,6-36,0] y mayor desarrollo (28,6%) [IC95%=25,6-31,8].

Por último, atendiendo a la falta de asistencia por temor a la infección, se encontró una prevalencia homogénea entre los cuatro grupos de distritos y sin diferencias significativas entre ellos.

Gráfica 6. Prevalencia de falta o dificultad para obtener asistencia médica según causa y grupo de distritos por nivel de desarrollo humano e intervalos de confianza (IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo al estatus migratorio, se apreció una mayor prevalencia de falta de utilización del sistema sanitario por lista de espera en las personas nacidas en España e inmigrantes no económicos, con un 36,7% [IC95%=35,1-38,3], frente a las personas inmigrantes por motivos económicos, con un 34,6% [IC95%=31,4-37,9].

En igual sentido fue la falta de asistencia por colapso del sistema sanitario, un 35,5% [IC95%=33,9-37,2] para los/las no inmigrantes económicos, en contraposición al 34,8% [IC95%=31,7-38,2] en los y las inmigrantes económicos.

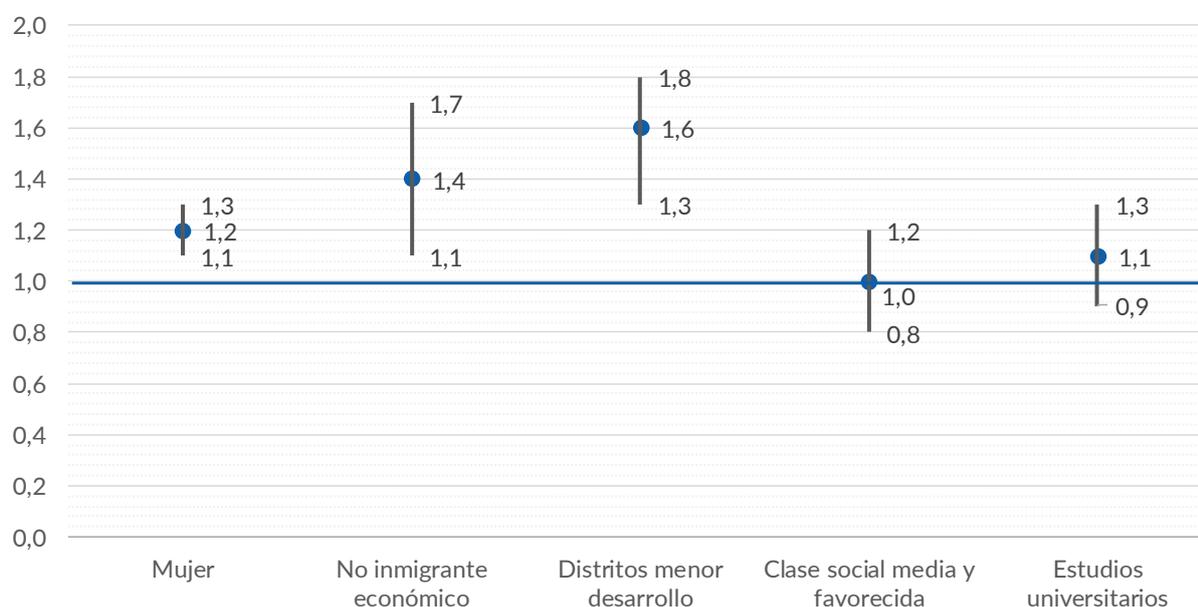
En cuanto a la falta de asistencia por temor a la infección, tuvieron mayor prevalencia por este motivo los/las inmigrantes económicos (22,7%) [IC95%=19,9-25,6], respecto a las personas nacidas en España y no inmigrantes económicos (20,0%) [IC95%=18,7-21,4].

Finalmente, en cuanto al estatus migratorio, no se apreciaron diferencias significativas entre el uso del sistema sanitario durante la pandemia de COVID-19 entre inmigrantes económicos y el resto de la población, por ninguna de las tres razones: lista de espera, colapso del sistema sanitario o temor a la infección.

En la **gráfica 7** se observa el modelo de RLM obtenido con la ASNROED por lista de espera demasiado larga. La zona residencial, el estatus migratorio y el sexo aparecen como factores que determinan riesgo de experimentar esa situación significativamente, tras el ajuste entre todos ellos. El más importante fue el primero, pues vivir en un distrito de los de peor desarrollo (agrupados en menor o medio bajo) implicaba al menos un 34% más riesgo de ASNROED por lista de espera larga que vivir en otro distrito cualquiera. La edad mantiene una relación inversa o protectora cuando se introduce de forma continua y ascendente, como es el caso, de forma que cada año más de edad se reducía el riesgo de percibir y referir esta dificultad al acceso sanitario un 2% de media (OR de 0,98 con IC95% por debajo de 1), deduciéndose el hecho de que el riesgo era mayor cuanto más joven es la población.



Gráfica 7. ASNROED por lista de espera demasiado larga vs. algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes dicotómicas con OR e IC95% (N=3.016)



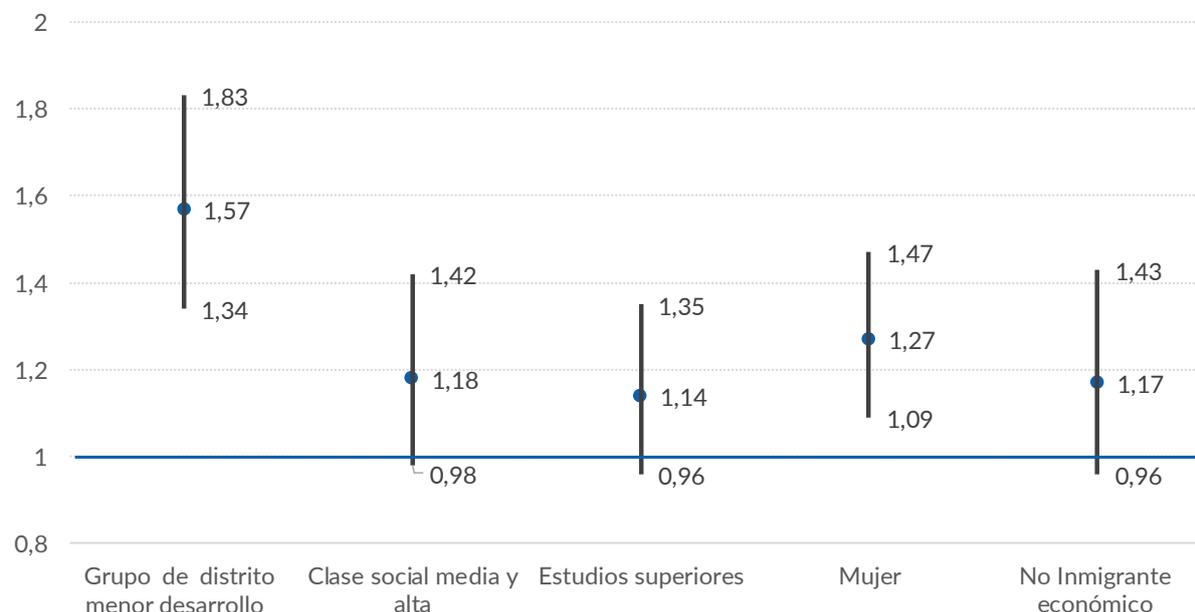
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. Variables independientes dicotómicas, la categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable no categórica, continua por años de edad no agrupados (OR=0,988; IC95%=0,984-0,992). El grupo de distrito de residencia de menor desarrollo incluye los grupos bajo y medio bajo.

En la **gráfica 8** se muestra lo mismo en relación con la ASNROED por colapso del sistema sanitario, destacando como el factor más importante también el residencial (56% más riesgo promedio entre quienes viven en algún distrito de desarrollo menor o medio bajo), hallando solamente otro factor con riesgo significativo, el sexo, pues las mujeres experimentaron y refirieron esa situación de falta o demora de la asistencia al menos con una OR un 9% mayor que los hombres.

En este análisis el estatus migratorio ha dejado de mostrarse como factor que incrementaba significativamente ese riesgo, y en cuanto a la edad, como en el caso de los problemas de acceso detectados anteriormente por una lista de espera excesivamente larga, el riesgo se rebaja por cada año de edad que se cumple, aunque en cifras muy pequeñas.

Gráfica 8. ASNROED por percepción de colapso sanitario durante la pandemia vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes dicotómicas con OR e IC95% (N=2.936)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

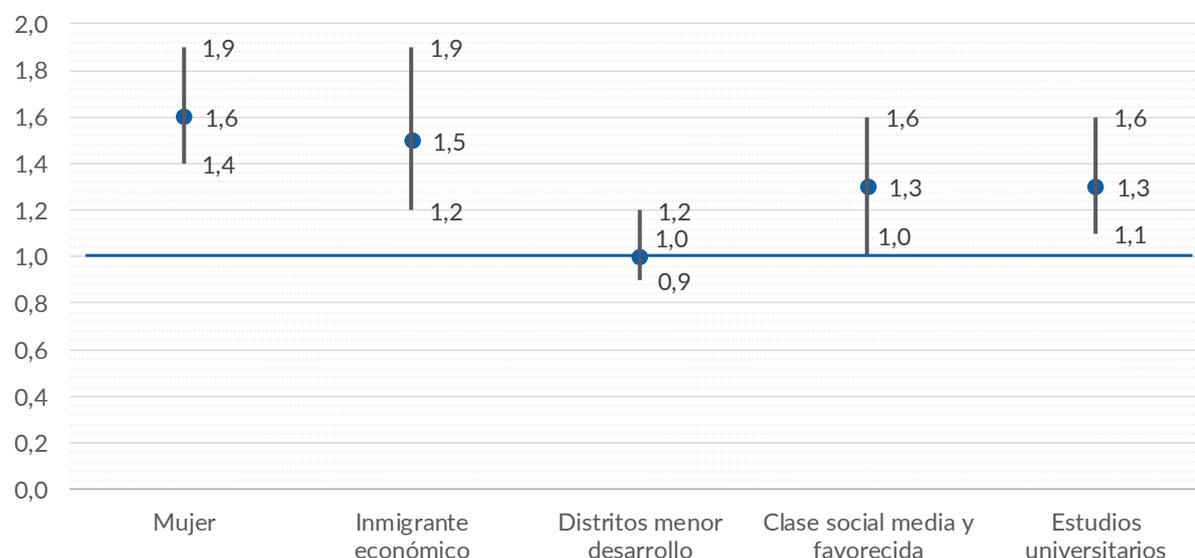
Nota. Variables independientes dicotómicas, la categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable no categórica, continua por años de edad no agrupados (OR=0,989; IC95%=0,985-0,994). El grupo de distrito de residencia de menor desarrollo incluye los grupos bajo y medio bajo.

Por último, en la **gráfica 9**, se observa un modelo diferente a los anteriores para los problemas de accesibilidad detectados por la población y referidos en la encuesta, originados por el temor a infectarse en el sistema sanitario, es decir justificados por una decisión personal ante la percepción de que el sistema sanitario era poco seguro en los momentos en que se necesitó desde el inicio de la pandemia.

Como se aprecia en dicha **gráfica 9**, son factores con OR significativas la clase social ocupacional, el nivel de estudios, el sexo y el estatus migratorio. En este caso es significativo el riesgo de la situación de migrante económico sobre la contraria (50% más riesgo promedio), desapareciendo del modelo la variable residencial. Existe mayor riesgo para esta situación, además, entre las mujeres, entre las personas con estudios superiores (universitarios) y entre aquellos/as que pertenecían a una CSO media o alta, cuantificado en, al menos, un 9%, 11% y 4% respectivamente que las categorías complementarias.



Gráfica 9. ASNROED por miedo a infectarse por el SARS-CoV-2 en alguna institución sanitaria durante la pandemia vs. algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes dicotómicas con OR e IC95% (N=3.217)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. Variables independientes dicotómicas, la categoría no referida es la de referencia. La edad en el modelo es una variable no categórica, continua por años de edad no agrupados (OR=1; IC95%=1-1). El grupo de distrito de residencia de menor desarrollo incluye los grupos bajo y medio bajo.

Discusión

Los problemas de acceso al sistema sanitario se cuentan dentro de los factores causales de la mala evolución de la pandemia, tanto los directamente relacionados con la infección por el SARS-CoV-2 como, indirectamente, los derivados de la situación epidemiológica creada por el hecho de que muchos problemas crónicos o agudos no recibieron la atención sanitaria necesaria en cada momento. Desde este punto de vista, lo vivido, en especial durante las primeras oleadas de la pandemia, se puede definir como una “crisis sanitaria”. Esta situación, desgraciadamente común en otros países y en contextos de sistemas sanitarios débiles que sufren la acometida de una catástrofe natural o de la guerra y la violencia, se define técnicamente como la desproporción puntual y aguda entre la demanda y los recursos sanitarios existentes e instalados. Evidentemente la mejor forma de prevenirla, en especial si ya se trabajó sobre los problemas directos que pueden causarla y que acaban de esbozarse, es contar con un sistema sanitario fuerte, adaptable y resiliente, así como con una población con capacidad (capacidad y amenaza son complementarios y antagónicos en ese esquema)⁶. Para lo que nos ocupa, esta capacidad es el resultado de la información y la formación de las personas, así como de su participación en la formulación y el desarrollo de las políticas de salud.

La accesibilidad al sistema sanitario está en su esencia, pues por muy dotado y resolutivo que sea, si quienes necesitan de él no pueden acceder al mismo, es igual que si no existiera, haciéndose imposibles de alcanzar sus objetivos fundamentales: contribuir a mejorar la salud de las personas y reducir o, idealmente, terminar con las inequidades sociales en la salud. La universalidad que se persigue y muchas veces se pregona sin motivo alguno, necesita siempre que la accesibilidad esté garantizada. Para que el sistema sanitario sea universal debe llegar a todos sin distinción ni trabas, tanto desde la disponibilidad de centros e instalaciones sanitarias (accesibilidad geográfica), como desde el coste (gratuidad en el momento del acto sanitario o accesibilidad económica), asegurándose la no discriminación de las personas por edad, raza, lengua, credo, etc. (accesibilidad cultural), dotándose de un catálogo de prestaciones suficiente (accesibilidad a los programas y a los diferentes tipos de atención), así como contar con capacidad resolutiva y garantizar la rapidez en la atención⁷.

[Volver al Índice](#) ↻

En este capítulo y con información de la ESCM'21 se ha analizado algo que no es muy común en los estudios de salud que se elaboran en nuestro país: la accesibilidad al sistema sanitario. Se justifica por el hecho de que en las circunstancias epidemiológicas y sociales vividas en 2020 y 2021 el sistema sufrió una crisis de gran magnitud manifestada en forma de problemas de accesibilidad (falta de obtención de la atención requerida o plazos excesivos para la atención lo que, de facto, se convierte también en falta de atención), o de inseguridad en los centros sanitarios. Como todo lo que se puede analizar a través de una encuesta, la información que se estudia se basa en las percepciones de los/as ciudadanos/as.

En este análisis se muestra que desde el inicio de la pandemia de COVID-19 el 36,3% de las personas de la muestra percibieron la falta o dificultad para obtener asistencia sanitaria por una lista de espera demasiado larga; un 35,4% por el colapso del sistema sanitario debido a la pandemia; y el 20,5% expresaban que rehusaron la atención sanitaria por temor a la infección. De esta manera se aprecia cómo la pandemia afectó a la utilización de los servicios sanitarios madrileños, siendo una lista de espera demasiado larga y el colapso del sistema sanitario los motivos que mayor influencia tuvieron en la falta de uso de dichos servicios sanitarios en Madrid. Como precedente al análisis de los resultados, cabe también destacar que los datos provenientes de esta encuesta deben ser asumidos como las percepciones de los encuestados/as, en relación con la vivencia y las expectativas que se tenían sobre la atención sanitaria.

En comparación con España, y según datos de la EESE 2020, el motivo más frecuente de inaccesibilidad percibida en España fue la lista de espera, con un 11,7%⁸. Cabe destacar que la mitad de los datos obtenidos en la EESE 2020 fueron recopilados antes del inicio de la pandemia, y la otra mitad después, frente a la ESCM'21, que obtuvo los datos después de la instauración de la pandemia.

Según el informe elaborado por la Dirección General de Innovación y Estrategia Social del Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social (Ayuntamiento de Madrid), a la pregunta "*¿A algún miembro del hogar le han cancelado citas sanitarias, le han pospuesto pruebas o tratamientos médicos o le han aplazado alguna intervención como consecuencia de la crisis del Coronavirus?*", el 52,9% de los/las encuestados/as afirmaron que les habían cancelado la atención sanitaria, siendo los perfiles de las familias más afectadas las compuestas por una pareja con hijos e hijas (59,6%) y los hogares monoparentales con uno o más hijos/as (56,6%)⁹.

Es relevante señalar que las mujeres han sido las que percibieron en mayor medida la falta o dificultad para obtener asistencia médica, por el motivo que fuere entre los expuestos, con el agravante de que fueron ellas las que más necesitaron asistencia médica desde el inicio de la pandemia (el 69,0% de los hombres tuvieron necesidad de asistencia médica desde el inicio de la pandemia, frente al 76,3% de las mujeres en la misma situación [IC95%=67,0%-71,0% vs. 74,5%-78,0%], según datos de la propia encuesta de salud).

Esto nos permite hablar acerca de los sesgos de género que pudieran existir y que dificultan el acceso sanitario de las mujeres para recibir la atención médica necesaria, aumentando así las desigualdades de salud entre mujeres y hombres, planteando que quizás y ante las mismas necesidades, no se realicen los mismos esfuerzos, cuando las que requieran asistencia sanitaria sean ellas¹⁰. Además de esto, se ha observado que la interrupción de los servicios médicos a causa de la pandemia ha afectado de manera negativa a las personas que sufren enfermedades crónicas, siendo las mujeres las que más sufren estos problemas¹¹, por lo que se han podido ver aún más perjudicadas.

Analizando la edad, las personas comprendidas entre los 30 y los 64 años fueron las más damnificadas en cuanto a la falta o dificultad para obtener asistencia sanitaria. En las edades más avanzadas es donde se concentra la mayor carga de cronicidad, esto implica que, con una gran presión en los servicios de salud, se atendiera a pacientes con enfermedad relacionada con la COVID-19 y se desplazasen aquellas patologías "no COVID", dando lugar a una importante situación de desprotección de las personas con patologías previas⁸.

Las personas con 65 o más años son las que menor prevalencia presentaron en la falta o dificultad para obtener asistencia sanitaria por lista de espera y por colapso del sistema sanitario, lo cual podría explicarse mediante su priorización en los servicios sanitarios debido a su mayor vulnerabilidad clínica en el momento de la pandemia. Así mismo, los/as jóvenes menores de 30 años también tuvieron las menores prevalencias de rechazo de la asistencia sanitaria por temor a la infección. Algunas investigaciones han estudiado las necesidades de asistencia sanitaria entre los grupos más jóvenes, mostrando que ha aumentado la visita a urgencias y crecido los ingresos hospitalarios relacionados con trastornos alimentarios y el riesgo o intentos de suicidios en estas edades³.



Teniendo en cuenta los determinantes socioeconómicos, como el nivel de estudios o la clase social, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas en la falta o dificultad para obtener asistencia médica por lista de espera, mientras que las personas con nivel de estudios secundarios o universitarios percibieron una mayor afectación en la falta o dificultad para obtener atención sanitaria por el colapso del sistema sanitario. Por otro lado, las clases sociales favorecidas y las personas con estudios universitarios presentaron una mayor prevalencia de falta o dificultad de atención sanitaria por temor a la infección, siendo las clases desfavorecidas o las personas con estudios primarios o menos, las que tuvieron una prevalencia inferior en este aspecto. Podríamos plantear que, con independencia de la situación socioeconómica, la cobertura sanitaria es bastante equitativa para todos los grupos de población, mientras que las expectativas de la atención sanitaria por parte de las personas con situaciones socioeconómicas más favorables o estudios más avanzados podrían explicar la diferencia en los resultados sobre la falta o dificultad para obtener asistencia sanitaria.

A pesar de lo anterior, podría destacarse un elemento que aparece en la relación entre pobreza y acceso a la asistencia sanitaria, como un círculo vicioso donde la pobreza lleva a peores indicadores de salud y este peor estado de salud podría mantener o favorecer la situación de pobreza. Sería interesante destacar cómo la clase social también se traduce en las posibilidades y las capacidades que condicionan la accesibilidad sanitaria, de tal manera que cuando se necesita atención sanitaria y no se obtiene o esta es postpuesta, la salud empeora. De la misma manera el impacto entre las clases sociales más favorecidas podría ser menor por la posibilidad de su acceso a la sanidad privada¹².

La variable territorial presenta resultados estadísticamente significativos, con relación a los grupos de población de los distritos de menor desarrollo, de tal manera que la falta de asistencia sanitaria por lista de espera o por el colapso del sistema sanitario afectaron en mayor medida a los grupos de distritos madrileños con un desarrollo socioeconómico menor.

Finalmente, no se han encontrado diferencias significativas entre el estatus migratorio y la falta o dificultad de atención sanitaria según los diversos motivos. Sabemos por datos de esta misma encuesta (ESCM'21) que los/as inmigrantes económicos están más satisfechos/as con la atención sanitaria pública que reciben, de tal manera que sus expectativas sobre la atención sanitaria no se han visto tan afectadas, incidiendo así en los resultados obtenidos. Por otro lado, no se puede obviar que el estatus migratorio es un claro determinante social de la salud y por ello puede repercutir en la accesibilidad al sistema y a los recursos sanitarios. Situaciones que suponen claras barreras de acceso, tales como la falta de tarjeta sanitaria de la población inmigrante en situación irregular, determinan claramente la posibilidad de acceso sanitario, algo que no ha podido constatarse en el presente estudio ya que la fuente de la muestra se obtuvo a través de personas que poseían dicha tarjeta sanitaria.

La percepción de asistencia sanitaria necesitada pero no recibida o demorada excesivamente está muy determinada por las expectativas de cada persona y estas, seguramente, por algunos determinantes sociales individuales, tales como el nivel educativo, la clase ocupacional o el origen. La zona residencial, no obstante, puede ser un factor algo más objetivo si consideramos que la gestión sanitaria está sometida a altas cotas de variabilidad en relación a la zonificación del sistema sanitario. En este análisis y para las tres causas estudiadas, los modelos de regresión obtenidos presentaron cierta incoherencia interna en relación con la naturaleza de los factores incluidos. De esta manera, las mujeres mostraban más riesgo de tener esta percepción que los hombres, en especial si el motivo detectado era el mal funcionamiento del sistema sanitario o el temor personal a infectarse en alguna institución sanitaria. De la misma forma, vivir en algún distrito de menor desarrollo incrementaba el riesgo de percibir dificultades para la atención sanitaria por la lista de espera o por el colapso que se registró en el sistema durante los peores momentos de la pandemia. Dicho esto, se puede señalar que, para la situación migratoria, quienes procedían de países en desarrollo tuvieron mayor riesgo de rehusar la solicitud de atención por temor a la infección iatrógena que el resto de la población, mientras que ocurría lo contrario a la hora de percibir problemas derivados de la lista de espera.

En general, el modelo más congruente en cuanto a los determinantes sociales involucrados fue el que analizaba la falta de atención por temor a la infección por coronavirus, pues incluía, además del sexo (mujer), la clase ocupacional (alta) y el nivel educativo (superior). La comentada situación migratoria formó parte también de este modelo ajustado, entrando en cierta contradicción con el estatus socioeconómico elevado que sugerían las otras dos variables.

Si pensáramos que el hecho de haber renunciado a una atención necesaria por temor a infectarse en el sistema sanitario identifica a las personas que tienen dudas sobre la seguridad de ese sistema, sin duda esas serían las de estatus socioeconómico más favorecido, además de a las personas migrantes por motivos económicos, como se ha comentado previamente. En estas puede explicarse en gran medida esa desconfianza por la experiencia previa con otros sistemas sanitarios, seguramente los de sus países de origen, mucho más inseguros que el español.

Conclusiones

- La posición social que se ocupe según diferentes intersecciones como el sexo, la clase social familiar, el nivel de estudios o el estatus migratorio está íntimamente relacionada con el estado de salud. Las posiciones más vulnerables debieran tener asegurado el acceso a la atención sanitaria en caso de necesidad.
- Se observó una mayor percepción de afectación en cuanto a la falta o dificultad de asistencia sanitaria en las mujeres respecto a los hombres, tanto por lista de espera demasiado larga como por colapso del sistema sanitario. Así mismo, las mujeres rehusaron en mayor medida la asistencia sanitaria por temor a una posible infección por SARS-CoV-2.
- Para las variables clase social familiar y nivel de estudios no se encontraron diferencias significativas entre los grupos más vulnerables y los más favorecidos, mientras que la variable territorial sí mostró una mayor influencia en la falta o dificultad de acceso sanitario en los distritos con menor desarrollo.
- No se hallaron diferencias significativas según el estatus migratorio. Pese a ello, debe tenerse en cuenta a los grupos en clara situación de vulnerabilidad, como las personas inmigrantes por motivos económicos o en situación irregular.
- En los modelos ajustados de regresión logística multivariante la percepción de que durante la pandemia la accesibilidad al sistema sanitario se deterioró de forma llamativa fue mayor en mujeres, en quienes residían en distritos con menor desarrollo y en no migrantes económicos. Para el caso específico de temor al riesgo iatrógeno, fue mayor en perfiles socioeconómicamente más altos y en migrantes económicos.

Referencias bibliográficas

1. World Health Organization. The impact of the Covid-19 pandemic on noncommunicable disease resources and services: results of a rapid assessment. Geneva: World Health Organization. 2020. [Consultado 8-11-22]. Disponible en: <https://www.who.int/publications/i/item/9789240010291>
2. Núñez A, Sreeganga SD, Ramaprasad A. Access to Healthcare during COVID-19. IJERPH. 14 de marzo de 2021;18(6):2980.
3. Facme, Si-Health. Impacto de la Covid-19 en lo NO-COVID19. Estrategias para “re-priorizar” la atención NO-COVID en el Sistema Nacional de Salud [Internet]. El Instituto de Salud y Estrategia (Si-Health). 2021 [Consultado 29-11-22]. Disponible en: <https://facme.es/wp-content/uploads/2021/11/Documento-Integral-Impacto-del-COVID-19-en-lo-NO-COVID-19.pdf>
4. Levesque JF, Harris MF, Russell G. Patient-centred access to health care: conceptualizing access at the interface of health systems and populations [Internet]. Int J Equity Health. 2013 11;12;18 [Consultado 30-11-22] Disponible en: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23496984/>
5. Frenk J. The concept and measurement of accessibility. En: White KL, Frenk J, Ordonez C, Paganini JM. Health Services Research: An Anthology. Washington, DC: Pan American Health Organization; 1992. 842-855.
6. Reliefweb/OCHA (ONU) y Federación Internacional de la Cruz Roja (FICR). Introducción al análisis de Vulnerabilidad y Capacidad. [Internet]. 2006. [Consultado 15 febrero 2023]. Disponible en: <https://reliefweb.int/report/world/%C2%BFqu%C3%A9-es-el-avc-introducci%C3%B3n-al-an%C3%A1lisis-de-vulnerabilidad-y-capacidad>



7. Díaz-Olalla, JM. La protección financiera de la población española frente a los gastos en salud o [¿Se puede permitir la gente pagar por la atención sanitaria?]. Sociedad Española de Medicina de Familia y Comunitaria (SEMFyC). [Internet]. 2021. [Consultado 15 febrero 2023]. Disponible en: <https://www.semfyc.es/proteccion-poblacion-hemos-leido-inequidades/>
8. Ministerio de Sanidad, Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Europea de Salud en España [Internet]. 2021. [Consultado 29-11-22] Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/EESE2020_inf_evol_princip_result.pdf
9. Dirección General de Innovación y Estrategia Social, Área de Gobierno de Familias, Igualdad y Bienestar Social. Estudio sobre el impacto de la situación de confinamiento en la población de Madrid tras la declaración del estado de alarma por la pandemia Covid-19 [Internet]. 2020 [Consultado 2-11-22]. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/ServSocialesYAtencionDependencia/InnovaEstratSocial/Publicaciones/Ficheros/ENCUESTACOV19InformeGeneral.pdf>
10. Ruiz-Cantero MT. Sesgos de género en la atención sanitaria [Internet]. Serie Nueva Salud Pública (4). Escuela Andaluza de Salud Pública. 2009. [Consultado: 4-10-22]. Disponible en: <https://www.easp.es/project/sesgos-de-genero-en-la-atencion-sanitaria-serie-nueva-salud-publica/>
11. European Anti Poverty Network (EAPN). La desigualdad en la salud. Red Europea de Lucha contra la Pobreza y la Exclusión Social en el Estado Español [Internet]. EAPN-ES. 2019 [Consultado 28-11-22]. Disponible en: https://www.eapn.es/ARCHIVO/documentos/noticias/1568024429_resumen-ejecutivo-pobreza-y-salud-vf.pdf
12. Peters DH, Garg A, Bloom G, Walker DG, Brieger WR, Hafizur-Rahman M. Poverty and Access to Health Care in Developing Countries. Ann. New York Acad. Sci. 25 de julio de 2008;1136(1):161-71.

2.3.3 NECESIDADES DE ATENCIÓN SANITARIA NO CUBIERTAS POR MOTIVOS ECONÓMICOS

Introducción

Según la Constitución de la Organización Mundial de la Salud (OMS), el goce pleno de la salud es un derecho fundamental de todos los seres humanos y ha de asegurarse por medio del acceso y la cobertura universal de los servicios sanitarios (promoción, prevención, atención, tratamiento, rehabilitación y paliación) de manera que este acceso sea pleno y gratuito, conformando así un sistema de salud de calidad y equitativo, que elimine las barreras y asegure el acceso en todo momento a todas las personas y poblaciones, especialmente a las más vulnerables, rigiéndose por el principio de no discriminación por razones de sexo, raza, religión, país de origen, orientación sexual, estado de salud, edad, situación económica, etc¹.

Pese a ello, una de las barreras más comunes de acceso a los servicios sanitarios es la económica (además de las geográficas, administrativas, lingüísticas, culturales...) y es en ella en la que centraremos el análisis presente.

A pesar de que el Sistema Nacional de Salud español (SNS) tiene un enfoque universalista, ciertos servicios sanitarios como el odontológico, la fisioterapia, la atención óptica y la auditiva no están cubiertos por la cartera de servicios financiada públicamente². Otros, como la atención a la salud mental, sí estarían incluidos en esta cartera de servicios, pero en la práctica la ratio de psicoterapeuta/paciente es una de las menores de Europa (unos 6 por cada 100.000 habitantes en 2018, siendo la media europea de 18 por cada 100.000, distando mucho de países como Alemania donde la proporción se sitúa en 41 por cada 100.000³) haciendo que el pretendido acceso universal, gratuito, eficaz y temprano de estos servicios no se traslade a la realidad, siendo la oferta pública muy insuficiente para una demanda cada vez mayor por parte de la ciudadanía, cuyo malestar psicológico se ha visto en muchos casos agravado tras la irrupción de la COVID-19. Por otro lado, el acceso a los medicamentos tampoco es estrictamente universal, pues el porcentaje de precio cubierto por el sistema público también varía

de unos/as a otros/as asegurados/as (según renta, edad y grado de enfermedad), estando incluso ciertos medicamentos excluidos de la financiación pública en su totalidad, creando dificultades en su acceso a muchos pacientes⁴. Por su lado, la atención primaria, si bien es un servicio básico de la asistencia sanitaria además de la entrada al sistema de salud, se encuentra en muchas ocasiones saturada, encontrando el/la paciente listas de espera largas para poder atender problemas, en muchos casos de carácter urgente, lo cual se traduce en desigualdades en el acceso respecto a otras personas que acceden a la atención sanitaria privada, la cual, en principio, cuenta con una lista de espera algo más desaturada⁵.

Además, aunque el Real Decreto Ley del 7/2018 pretendía volver a universalizar el acceso al SNS que había sido restringido tras la aprobación del RDL 16/2012 (el cual dejó sin asistencia a más de 750.000 personas extranjeras en su período de vigencia), resulta no ser así en la práctica, pues mantiene ciertas restricciones y exclusiones al acceso a la tarjeta sanitaria: exige un mínimo de tres meses de residencia y su empadronamiento para ser usuario/a de pleno derecho, a no ser que puedan acreditar cobertura sanitaria por otra vía, así como un certificado de que no pueden exportar asistencia desde su país de origen. Por su lado, aquellas personas migrantes que llevan menos de 90 días en España (se consideran en “estancia temporal”) en casos como los/las solicitantes de asilo o víctimas de trata no pueden acceder a los servicios sanitarios en su totalidad hasta que no obtienen la tarjeta que acredite su condición, proceso que puede alargarse debido a la saturación de las oficinas. La otra opción para las personas en “estancia temporal” es la obtención de un informe social (no regulado estatalmente) que acredite su necesidad y vulnerabilidad. Por su lado, a aquellas personas reagrupadas de migrantes residentes les es obligado acreditar un seguro privado, por lo que su acceso al SNS también es impedido. En todos estos casos, además, si finalmente se les desestima su solicitud, deberán proceder al pago de los servicios recibidos hasta ese momento. Además, la falta de unas instrucciones consensuadas y comunes para todas las comunidades autónomas hace que la Comunidad de Madrid sea una de las más restrictivas del territorio peninsular, en la que se puede llegar a facturar incluso a mujeres extranjeras en estancia temporal que se encuentran embarazadas y a consultantes de urgencia, aunque posteriormente obtengan el documento acreditativo⁵, siendo también la Comunidad de Madrid la que presenta una de las demoras más amplias para la tramitación de la tarjeta sanitaria⁶.

Teniendo todo esto en cuenta, los objetivos del presente informe son: conocer y medir la existencia de dificultades de acceso a los distintos tipos de servicios de atención sanitaria en la ciudad de Madrid debido a razones económicas desde el inicio de la pandemia según distintos tipos de variables socioeconómicas y demográficas, así como analizar cuáles de esos factores explica de manera independiente la eventualidad de sufrir esos problemas de acceso.

También se comparará la existencia de estas dificultades de acceso por motivos económicos en la población de la ciudad de Madrid con la de España.

Método

Fuentes de datos

Los datos son extraídos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021 (ESCM'21). La pregunta va dirigida a la mitad de la muestra (versión 1 del cuestionario; n=4.309).

Instrumentos

Se consulta por medio de la siguiente pregunta: *Desde el inicio de la pandemia ¿ha necesitado alguno de los siguientes tipos de atención sanitaria y no se lo pudo permitir por motivos económicos?* Dando 5 opciones de respuesta diferentes: 1) *Sí (sí lo ha necesitado, pero no lo ha podido cubrir)*, 2) *No (sí lo ha necesitado y lo ha podido cubrir)*, 3) *No lo he necesitado*, 4 y 5) *No sabe / No contesta*. Se pregunta si han tenido dificultad para acceder a los siguientes servicios: atención médica, fisioterapia y similares, atención dental, auditiva, óptica, acceso a medicamentos recetados y a servicios de salud mental (psicología, psiquiatría, psicoterapia, etc.).



Análisis de datos

En primer lugar, se han recodificado cada una de las siete variables (una por cada servicio sanitario consultado) excluyendo los NS/NC y a quienes contestan que no han necesitado del servicio. Después, se ha creado una nueva variable a partir de todas, agrupándolas en 2 categorías: 1) Ha necesitado al menos uno de los servicios y no lo ha podido cubrir y 2) Todos los servicios que ha necesitado los ha podido satisfacer. El análisis de los datos se lleva a cabo a través del programa SPSS. Primero realizamos un análisis descriptivo mediante la herramienta de tablas personalizadas, con la muestra ponderada para poder elevar los resultados a la población general. La finalidad con ello será conocer la prevalencia en la población de la dificultad de acceso económico a diversos servicios de atención sanitaria que han podido tener en este último año, más concretamente a partir de la pandemia, cruzando esta variable con factores socioeconómicos y demográficos como son el sexo, la edad, el nivel de estudios, la clase social familiar, el clúster de distrito al que pertenece la persona encuestada y el estatus migratorio. Además, se calculan los intervalos de confianza al 95% para poder comparar entre sí estas cifras.

Después se realizan varios análisis multivariantes para determinar aquellos factores que explican mejor el riesgo de tener dificultades económicas para acceder a los servicios de atención sanitaria por los que se pregunta, descartando la interacción que pueda tener el resto de los factores que estén mediando en esta influencia.

Resultados

Desde el inicio de la pandemia, 1 de cada 4 personas residentes en la ciudad de Madrid ha tenido necesidad de algún tipo de servicio sanitario y no ha podido acceder a él por razones económicas [25,88%; IC95%= 24,39-27,36].

Atendiendo a los factores socioeconómicos y demográficos, según los resultados que podemos ver en la **tabla 1**, observamos que son las mujeres, la clase social desfavorecida y las personas que viven en alguno de los distritos del clúster de menor nivel de desarrollo humano, quienes tienen estudios primarios o menos y secundarios y las personas con estatus de migrante económico quienes presentan mayores prevalencias de dificultad de acceso a algún tipo de servicio. Con respecto a los grupos de edad, no se encuentran diferencias significativas entre ellos para esta cuestión, si bien, son las personas más mayores, de 65 años o más, los que presentan menos dificultades económicas para acceder a los servicios de atención sanitaria en general.

Tabla 1. Prevalencias de dificultad de acceso económico a los servicios de atención sanitaria por motivos económicos según algunos determinantes sociales (N=3.346). Tasas e IC95%

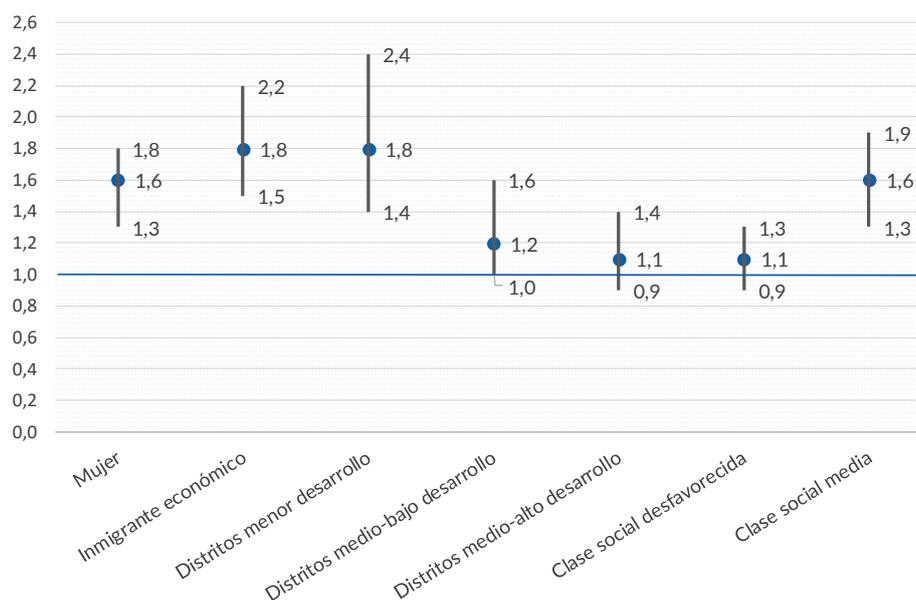
Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	319	1.478	21,6%	19,5 -23,7
	Mujer	546	1.867	29,3%	27,2-31,3
Edad	15-29 años	153	574	26,7%	23,2-30,4
	30-44 años	230	837	27,5%	24,5-30,6
	45-64 años	303	1.133	26,8%	24,2-29,4
	65 o más años	179	802	22,3%	19,5-25,3
Nivel de estudios	Primarios o menos	177	615	28,8%	25,3-32,5
	Secundarios	326	1.091	29,9%	27,2-32,6
	Universitarios	359	1.631	22,0%	20,1-24,1
Clase social Familiar	Desfavorecida	304	1.476	35,2%	32,3-38,1
	Media	184	781	23,6%	20,7-26,6
	Favorecida	362	1.029	20,6%	18,6-22,7

Grupo de distritos	Menor desarrollo	229	622	36,8%	33,1-40,7
	Medio-bajo	286	1.103	25,9%	23,4-28,6
	Medio-alto	220	977	22,5%	20,0-25,2
	Mayor desarrollo	131	644	20,3%	17,4-23,6
Estatus migratorio	No migrante económico	614	2.700	22,7%	21,2-24,4
	Migrante económico	252	645	39,0%	35,4-42,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Observando los resultados de la RLM en la **gráfica 1**, encontramos que el estatus migratorio, el grupo de distritos donde reside, la clase social familiar y el sexo son los factores que mejor explican el riesgo de sufrir dificultades de acceso por motivos económicos a algún tipo de servicio sanitario. Así, ser mujer conllevaría más de un 50% de riesgo por encima de los hombres de tener dificultades de acceso a algún servicio de atención sanitaria; por otro lado, pertenecer a la clase social familiar media lo elevaría casi al 60% más que aquellas que pertenecen a una clase favorecida, mientras ser migrante económico o pertenecer a un grupo de distrito de nivel bajo de desarrollo humano elevaría el riesgo a más del 80% respecto a sus categorías de referencia. En el modelo final, ha quedado excluida la edad y el nivel de estudios.

Gráfica 1. Dificultad de acceso económico a algún tipo de servicio de atención sanitaria vs determinantes sociales seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95% (N= 3.380)



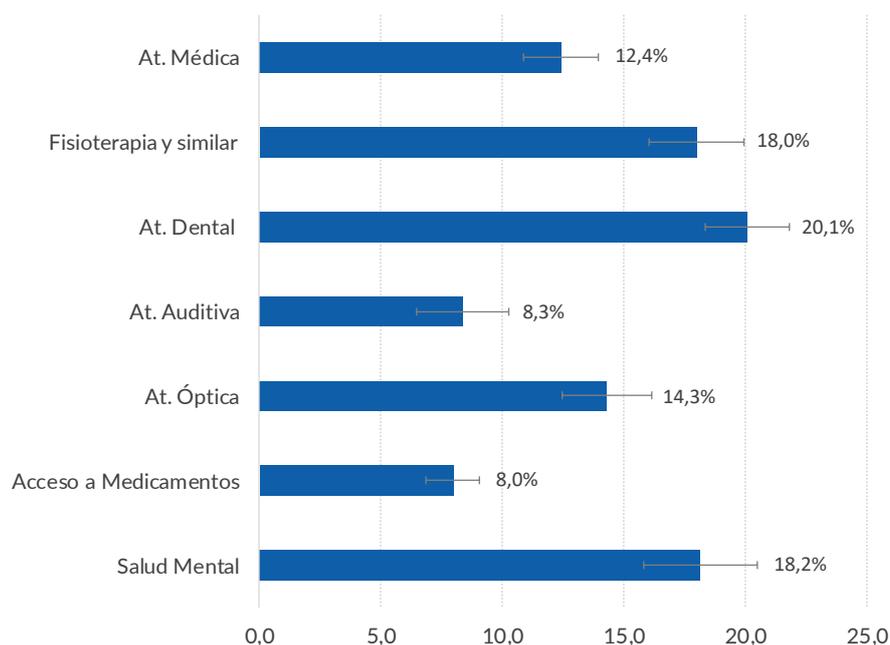
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; CSF: favorecida; Grupo de Desarrollo de Distritos: mayor desarrollo; Estatus migratorio: No migrante económico).

Si nos fijamos en los distintos tipos de servicios por los que se pregunta, aquellos en los que las personas que los han necesitado han presentado con mayor frecuencia dificultad para satisfacer esa necesidad, han sido: la atención dental [20,09%; IC95%= 18,36-21,83], los servicios de salud mental [18,16%; IC95%= 15,83-20,50] y fisioterapia [17,98%; IC95%= 16,03-19,93]. En los que menos dificultades de acceso se ha informado, fueron: el acceso a medicamentos recetados [7,96%; IC95%= 6,87-9,05] y la atención auditiva [8,35%; IC95%= 6,46-10,23] (**gráfica 2**).



Gráfica 2. Prevalencia de la dificultad de acceso económico según tipo de servicio



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la **atención dental** vemos en la **tabla 2** que las mayores prevalencias de dificultad de acceso se dan en aquellas personas con nivel de estudios más bajos (primarios o menos y secundarios, con prevalencias muy similares entre sí y con diferencias significativas respecto a las personas con un nivel de estudios universitarios), clase social familiar desfavorecida y media (sin diferencias significativas entre ellas, pero sí respecto a la favorecida) y en grupos de distritos de menor y medio bajo nivel de desarrollo (de nuevo, sin diferencias significativas entre ellas pero sí con los distritos más favorecidos económicamente). También encontramos diferencias estadísticamente significativas entre estatus migratorio, siendo las personas inmigrantes económicas quienes presentan más dificultades de acceso a estos servicios sanitarios por dificultad para pagarlos.

No se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre sexos ni grupos de edad, aunque las prevalencias de dificultad son más elevadas en mujeres y en grupos de edad intermedios (30 a 44 y 45 a 64 años).

Tabla 2. Prevalencias de dificultad de acceso económico a los servicios de atención a la salud dental según diversos factores socioeconómicos y demográficos

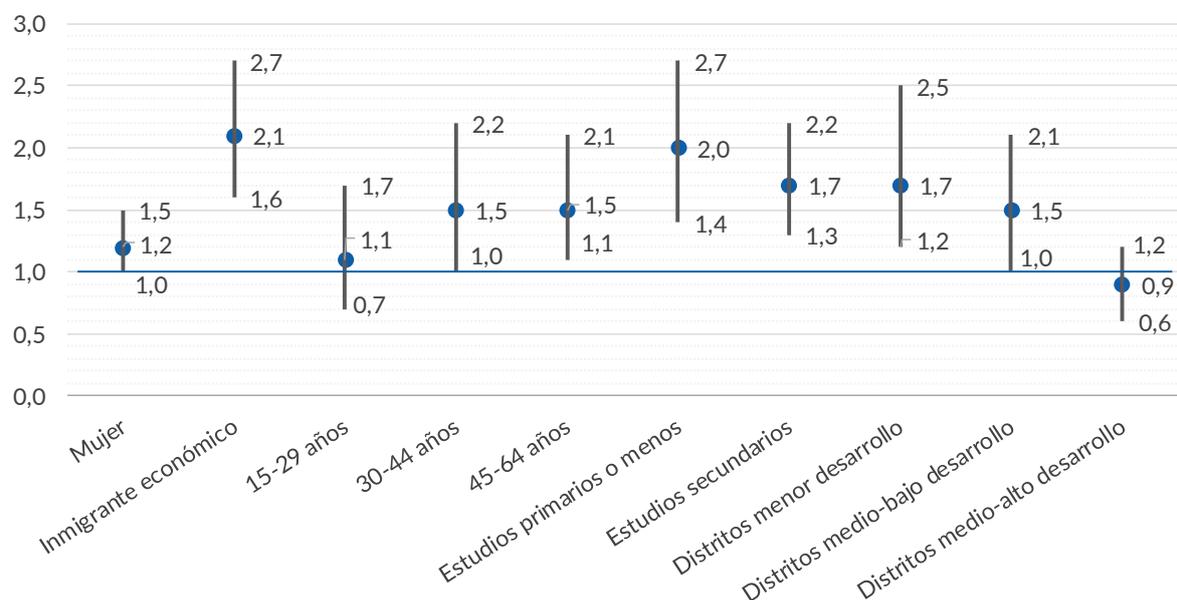
Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	163	875	18,6%	16,2-21,3
	Mujer	249	1.177	21,2%	18,9-23,6
Edad	15-29 años	60	329	18,4%	14,4-22,7
	30-44 años	119	516	23,1%	19,6-26,8
	45-64 años	162	749	21,6%	18,8-24,7
	65 o más años	71	457	15,5%	12,4-19,1
Nivel de estudios	Primarios	93	357	26,0%	21,7-30,8
	Secundarios	167	647	25,8%	22,6-29,3
	Universitarios	151	1.045	14,5%	12,4-16,7
Clase Social Familiar	Desfavorecida	136	918	29,5%	26,0-33,1
	Media	85	478	17,7%	14,6-21,4
	Favorecida	182	618	14,8%	12,6-17,2
Grupo de distritos	Menor desarrollo	117	394	29,6%	25,3-34,3
	Medio-bajo	153	647	23,6%	20,5-27,0
	Medio-alto	83	606	13,7%	11,1-16,6
	Mayor desarrollo	60	406	14,8%	11,6-18,5
Estatus migratorio	No migrante económico	278	1.646	16,9%	15,1-18,8
	Migrante económico	134	406	33,1%	28,6-37,7

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 3** observamos los datos aportados por el análisis multivariante. Así, vemos que los factores que comportan un mayor riesgo de presentar dificultades de acceso a los servicios de atención dental por motivos económicos fueron: tener una edad comprendida entre los 30-44 y los 45-64 años, que elevaría el riesgo hasta un 48% y un 55% respectivamente respecto al grupo de mayor edad (65 o más años). Las personas con estudios primarios o menos tendrían casi el doble de riesgo de no poder permitirse estos servicios por dificultades de bolsillo respecto a las personas con estudios universitarios, mientras que el riesgo para personas con estudios secundarios sería casi un 70% mayor. En los clústeres de distritos, las personas que viven en los de menor nivel de desarrollo y en distritos de un desarrollo medio-bajo tendrían un 71% y un 45% respectivamente más de riesgo con respecto a aquellas que viven en distritos con un mayor nivel de desarrollo. Por último, las personas con estatus de inmigrante económico tendrían el doble de riesgo de no poder cubrir sus necesidades de atención dental por dificultad para pagarla respecto a quienes no tienen este estatus, siendo este el factor con más peso, seguido próximamente de los estudios primarios o menos. Queda fuera del modelo final la clase social familiar.



Gráfica 3. Dificultad de acceso a la atención a la salud dental vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de RLM. Variables independientes con OR e IC95% (N= 2.075)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría no referida es la de referencia. (Sexo: hombre; Edad: 65 y más años; Grupo de Desarrollo de Distritos: mayor desarrollo; Nivel de Estudios: universitarios; Estatus migratorio: No migrante económico)

En cuanto a los servicios de salud mental, serían las mujeres, el grupo de edad más joven (15 a 29 años), quienes tienen estudios secundarios, seguido de quienes poseen nivel universitario (sin presentar diferencias significativas entre ellos, pero sí con quienes tienen estudios primarios o menos, que son los que menos dificultades presentan) y las personas que tienen el estatus de migrante económico quienes mayores prevalencias de dificultad de acceso económico a los servicios de salud mental presentan.

Quienes pertenecen a una clase familiar media o desfavorecida, así como a un distrito de los grupos de menor y medio-bajo desarrollo también presentan mayores dificultades que aquellos/as con una situación o un entorno más favorable, sin embargo, las diferencias no son significativas.

Tabla 3. Prevalencias de dificultad de acceso económico a los servicios de atención a la salud mental según diversos factores socioeconómicos y demográficos

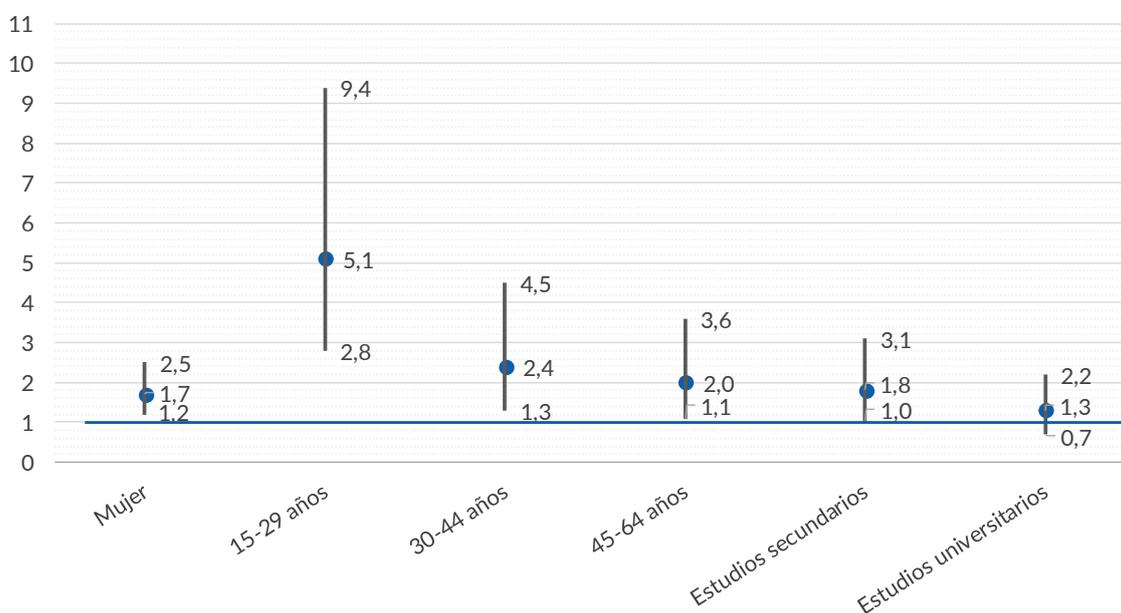
Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	55	397	13,8%	10,7-17,5
	Mujer	135	651	20,8%	17,8-24,0
Edad	15-29 años	68	219	31,3%	25,2-37,4
	30-44 años	51	267	19,0%	14,7-24,1
	45-64 años	55	356	15,5%	12,0-19,5
	65 o más años	16	206	7,7%	4,7-12,0
Nivel de estudios	Primarios o menos	20	183	10,8%	7,0-16,1
	Secundarios	79	344	22,9%	18,8-27,6
	Universitarios	91	519	17,5%	14,4-21,0

Clase Social Familiar	Desfavorecida	76	468	19,6%	15,4-24,2
	Media	51	240	21,1%	16,4-26,8
	Favorecida	61	312	16,2%	13,1-19,8
Grupo de distritos	Menor desarrollo	45	219	20,5%	15,6-26,3
	Medio-bajo	62	301	20,8%	16,3-25,4
	Medio-alto	51	324	15,9%	12,1-20,0
	Mayor desarrollo	31	204	15,5%	10,8-20,6
Estatus migratorio	No migrante económico	145	842	17,2%	14,8-19,9
	Migrante económico	45	205	22,1%	16,7-28,0

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si vemos los resultados aportados por el análisis multivariante recogidos en la **gráfica 4** encontramos que los factores que mejor explican el riesgo de tener dificultades de acceso económico a los servicios de salud mental serían: el sexo (ser mujer supondría un riesgo mayor del 70% con respecto a los hombres), el nivel de estudios (tener estudios secundarios supondría un riesgo cercano al 80% respecto a quienes tienen estudios primarios o menos) y, sobre todo, el grupo de edad, pues las personas de entre 15 y 29 años tienen 5 veces más riesgo [IC95%= 2,79-9,39] de no poder satisfacer sus necesidades de salud mental que el grupo de edad más elevado. Queda excluido del modelo final el estatus migratorio, la clase social familiar y el grupo de distritos.

Gráfica 4. Dificultad de acceso a la atención a la salud mental vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de RLM. Variables independientes con OR e IC95% (N=1.061)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; Edad: 65 y más años; Nivel de Estudios: primarios o menos)

En cuanto a las prevalencias de dificultad de acceso económico a los **servicios de fisioterapia** y similares entre quienes los han necesitado (**tabla 4**), encontramos diferencias significativas entre las personas de clase social familiar desfavorecida respecto a las de clase favorecida, no encontrándolas con la clase media. También existen diferencias entre personas migrantes económicas y la población general, teniendo las primeras mayores prevalencias.



Para el resto de las variables no se encuentran diferencias significativas, si bien, las mujeres, los distritos con menor y medio-bajo nivel de desarrollo humano y las personas con estudios secundarios tienen mayor prevalencia de dificultad de acceso a estos servicios. Entre grupos de edad no se encuentran diferencias significativas, tampoco entre ellos, aunque las personas de 30-44 y 65 o más años presentan prevalencias de dificultad algo mayores.

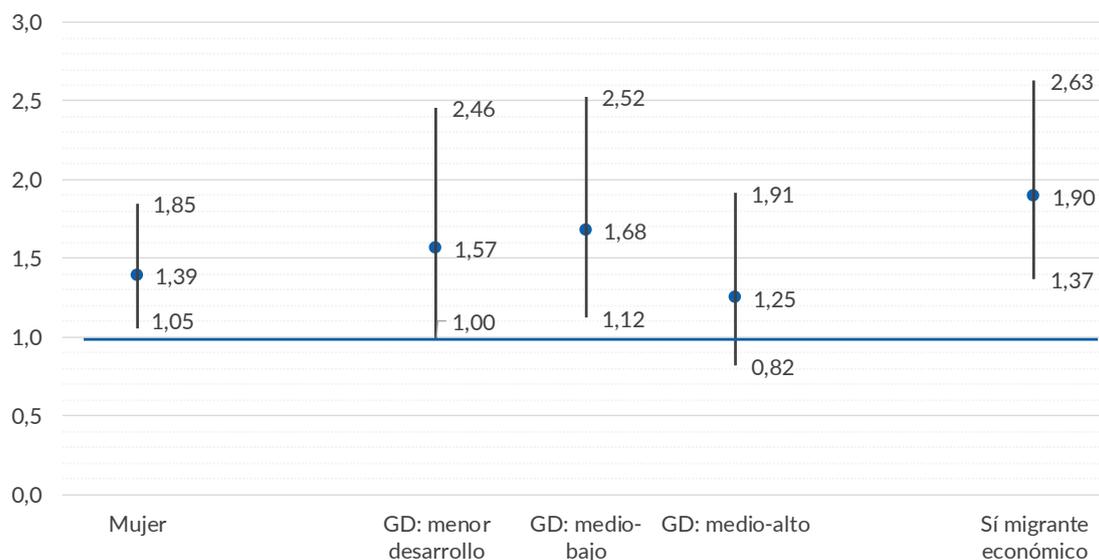
Tabla 4. Prevalencias de dificultad de acceso económico a los servicios de fisioterapia y similares según diversos factores socioeconómicos y demográficos

Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	90	603	15,0%	12,3-17,9
	Mujer	178	889	20,0%	17,5-22,7
Edad	15-29 años	49	233	21,3%	16,2-26,6
	30-44 años	68	406	16,8%	13,4-20,6
	45-64 años	104	537	19,3%	16,2-22,9
	65 o más años	47	316	14,8%	11,3-19,1
Nivel de estudios	Primarios o menos	40	241	16,8%	12,3-21,7
	Secundarios	103	472	21,7%	18,3-25,7
	Universitarios	124	776	16,0%	13,5-18,7
Clase Social Familiar	Desfavorecida	114	710	23,2%	19,4-27,6
	Media	54	351	15,5%	11,9-19,4
	Favorecida	94	403	16,1%	13,5-18,9
Grupo de distritos	Menor desarrollo	58	278	20,7%	16,4-25,9
	Medio-bajo	97	465	20,8%	17,4-24,7
	Medio-alto	74	446	16,5%	13,3-20,2
	Mayor desarrollo	40	303	13,3%	9,7-17,3
Estatus migratorio	No migrante económico	204	1.253	16,2%	14,3-18,4
	Migrante económico	65	240	27,0%	21,8-33,0

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

La **gráfica 5** muestra los resultados del análisis multivariante sobre el riesgo de presentar dificultades de acceso económico a los servicios de fisioterapia. Así vemos que los factores que más peso tienen son el sexo (las mujeres tendrían un 39% más de riesgo que los hombres), el grupo de distritos (el grupo de distrito de nivel de desarrollo humano medio-bajo presentaría un 68% más de riesgo que el de mayor desarrollo) y las personas que tienen estatus de migrante económico que tendrían casi el doble de riesgo de no poder permitirse pagar sus necesidades de atención fisioterapéutica [OR=1,90; IC95%= 1,37-2,63], siendo de nuevo este el factor que mejor explica la dificultad de acceso a este tipo de servicios. Queda excluido del modelo final la edad, la clase social familiar y el nivel de estudios.

Gráfica 5. Dificultad de acceso económico a los servicios de fisioterapia y similares vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de RLM. Variables independientes con OR e IC95% (N= 1.521)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; Grupo de Desarrollo de Distritos: mayor desarrollo; Estatus migratorio: No migrante económico)

Sobre las personas que han necesitado atención médica y no han podido acceder a esta por razones económicas, vemos en la **tabla 5** que las mujeres presentan diferencias significativas estadísticamente respecto a los hombres, así como las personas de clase social familiar desfavorecida respecto a aquellas de clase favorecida y las personas con estatus de migrante económico.

Tabla 5. Prevalencias de dificultad de acceso económico a la atención médica según diversos factores socioeconómicos y demográficos

Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	74	768	9,7%	7,7-11,9
	Mujer	147	1.012	14,5%	12,5-16,8
Edad	15-29 años	43	296	14,4%	10,9-18,9
	30-44 años	53	453	11,6%	9,0-14,9
	45-64 años	85	629	13,6%	11,0-16,4
	65 o más años	40	402	10,0%	7,3-13,2
Nivel de estudios	Primarios o menos	44	296	14,8%	11,2-19,3
	Secundarios	76	545	13,9%	11,2-17,0
	Universitarios	102	932	10,9%	9,1-13,1
Clase Social Familiar	Desfavorecida	85	829	16,3%	13,2-19,7
	Media	50	408	12,4%	9,3-15,7
	Favorecida	82	504	10,3%	8,3-12,5

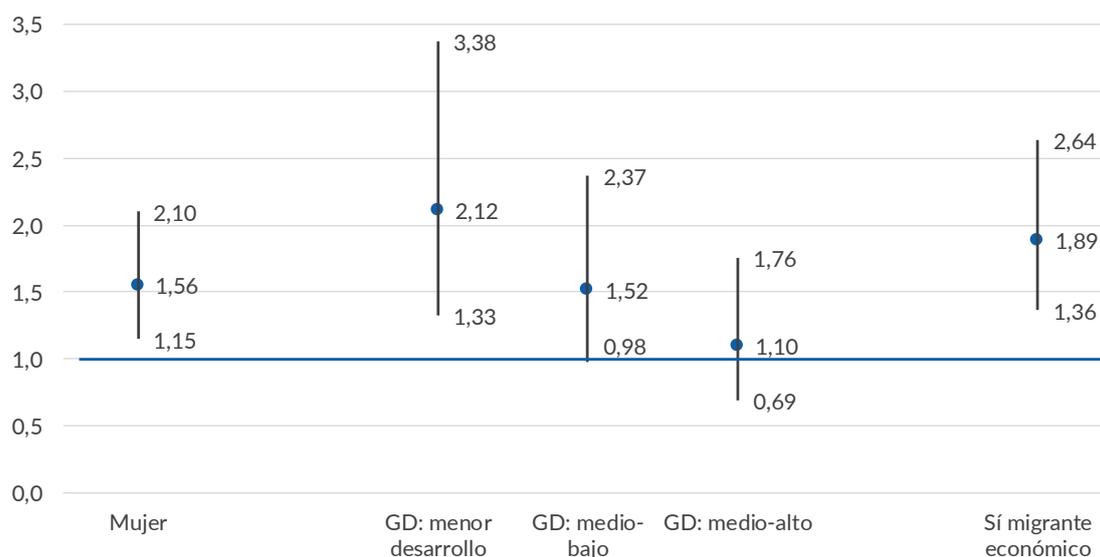


Grupo de distritos	Menor desarrollo	60	330	18,1%	14,3-22,6
	Medio-bajo	75	555	13,6%	10,9-16,5
	Medio-alto	54	538	10,1%	7,7-12,8
	Mayor desarrollo	32	356	8,8%	6,3-12,3
Estatus migratorio	No migrante económico	160	1.472	10,8%	9,4-12,5
	Migrante económico	61	308	19,9%	15,6-24,5

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Observando los resultados del análisis multivariante de la **gráfica 6**, vemos que aquellos factores que explican mejor el riesgo de presentar dificultades de acceso económico a los servicios de atención médica son aquellas personas que viven en distritos de menor desarrollo (aumentando el riesgo a algo más del doble respecto a quienes residen en distritos de mayor desarrollo), seguido de ser migrante económico y ser mujer. Queda fuera del modelo final la edad, la clase social familiar y el nivel de estudios.

Gráfica 6. Dificultad de acceso económico a la atención médica vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de RLM. Variables independientes con OR e IC95% (N=1.795)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; Grupo de Desarrollo de Distritos: mayor desarrollo; Estatus migratorio: No migrante económico).

En lo relativo a las prevalencias de dificultad económica de acceso a los **medicamentos (tabla 6)** solo se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre sexos y clase social, siendo las mujeres quienes tienen mayor prevalencia respecto a los hombres de tener esas dificultades y pertenecer a una clase social familiar desfavorecida frente a la favorecida. Para el resto de las variables no se encuentran diferencias estadísticamente significativas.

Tabla 6. Prevalencias de dificultad de acceso económico a los medicamentos recetados según diversos factores socioeconómicos y demográficos

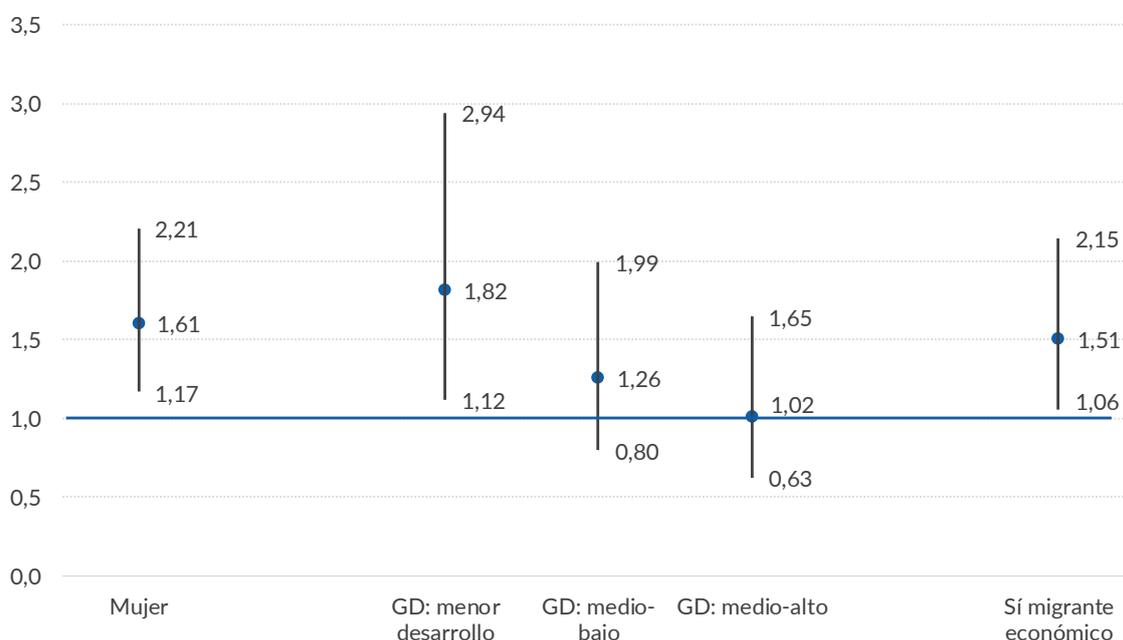
Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	63	1.028	6,1%	4,8-7,7
	Mujer	126	1.345	9,4%	7,9-11,0
Edad	15-29 años	28	364	7,6%	5,3-10,8
	30-44 años	44	546	8,1%	6,0-10,6
	45-64 años	64	828	7,8%	6,1-9,7
	65 o más años	52	635	8,3%	6,2-10,5
Nivel de estudios	Primarios o menos	41	449	9,2%	6,7-12,1
	Secundarios	68	767	8,9%	7,0-11,0
	Universitarios	80	1.150	6,9%	5,6-8,5
Clase Social Familiar	Desfavorecida	70	1.063	10,2%	8,2-12,6
	Media	42	546	7,8%	5,7-10,2
	Favorecida	74	722	6,5%	5,2-8,2
Grupo de distritos	Menor desarrollo	49	432	11,4%	8,6-14,6
	Medio-bajo	63	778	8,1%	6,3-10,2
	Medio-alto	47	696	6,8%	5,1-8,8
	Mayor desarrollo	29	467	6,3%	4,3-8,7
Estatus migratorio	No migrante económico	143	1.952	7,3%	6,2-8,5
	Migrante económico	46	420	10,9%	8,2-14,2

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Los datos arrojados por el análisis multivariante (**gráfica 7**) muestran que los factores que más peso tienen a la hora de explicar el riesgo de presentar dificultad económica para acceder a los medicamentos recetados son: residir en el grupo de distritos de desarrollo menor (en referencia al grupo de distrito de desarrollo más alto), ser mujer (frente a los hombres) y ser migrante económico (frente a quienes no lo son). Queda fuera del modelo final la edad, la clase social familiar y el nivel de estudios.



Gráfica 7. Dificultad de acceso económico a los medicamentos recetados vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante binario. Variables independientes con OR e IC95% (N=1.396)



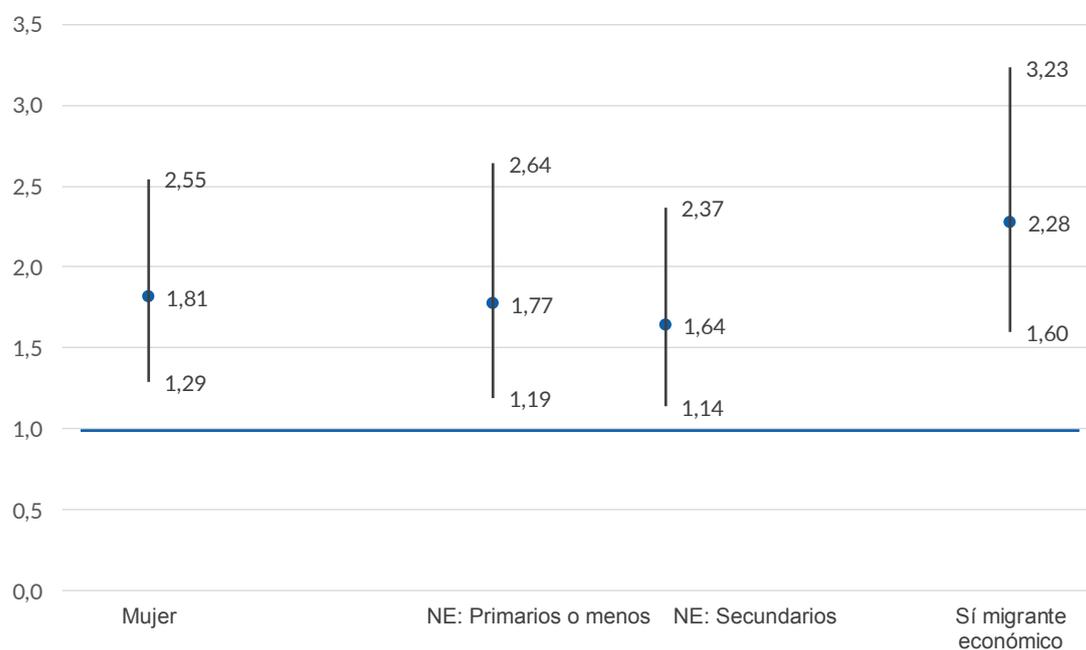
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; Grupo de Desarrollo de Distritos: mayor desarrollo; Estatus migratorio: No migrante económico)

En lo relativo a la **atención óptica**, según los resultados del análisis descriptivo, observamos diferencias significativas en las prevalencias según las variables de análisis, entre sexos, nivel de estudios, clase social familiar y estatus migratorio. Así, las mujeres presentan una prevalencia de dificultad económica un 7% mayor que los hombres [17,0%; IC95%= 14,5-19,6 vs 10,1%; IC95%= 7,8-12,8]. También se encuentran diferencias significativas entre quienes han alcanzado un nivel de estudios universitarios [10,6%; IC95%= 8,4-13,1] que son quienes presentan menos dificultades, y el resto, siendo las prevalencias de dificultad muy parecidas entre las dos categorías restantes: un 17,2% en quienes refieren estudios primarios o menos [IC95%= 13,4-21,9] y un 17,8% en el caso de secundarios [IC95%= 14,4-21,9]. Con respecto a la clase social familiar, se encuentran diferencias significativas entre la favorecida [10,4%; IC95%= 8,2-13,1] y la desfavorecida [19,9%; IC95%= 16,4-23,8], no encontrándose respecto a la clase media. La mayor prevalencia se registra en aquellas personas que tienen estatus de migrante económico, diferenciándose en casi 10 puntos porcentuales respecto a quienes no lo son [un 23,8%; IC95%= 18,9-29,3 frente a un 12,1%; IC95%= 10,4-14,2 respectivamente]. Por último, no se encuentran diferencias significativas entre ningún grupo etario.

En el análisis multivariante que vemos representado en la **gráfica 8**, podemos apreciar que aquellas variables que mejor explican el riesgo de tener dificultades de acceso económico a la atención óptica cuando esta se precisa es ser migrante económico (que implicaría más del doble de riesgo que quienes no lo son), seguido de ser mujer, tener estudios primarios o menos y por último, secundarios, quedando fuera del modelo final la clase social, el grupo de distritos y la edad.

Gráfica 8. Dificultad de acceso económico a los servicios de atención óptica vs algunos determinantes sociales seleccionados. Modelo de RLM binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N=1.396)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; Nivel de estudios: universitarios; Estatus migratorio: No migrante económico)

Para finalizar, sobre la **atención auditiva**, el análisis descriptivo refleja diferencias estadísticamente significativas en las prevalencias de dificultad económica para acceder a este servicio a las personas de 65 o más años, que serían quienes más dificultades de acceso presentan [12,6%; IC95%=8,9-16,8] frente a aquellas con edades comprendidas entre los 30 y los 44 años, que serían las que menos dificultades económicas presentan [4,7%; IC95%=2,0-8,4]. También se encuentran diferencias significativas entre quienes tienen estudios primarios o menos, siendo un 13,6% los/as que informan de dificultades [IC95%= 9,4-18,9] frente a quienes tienen estudios universitarios, que presentan un 5,5% [IC95%= 3,6-8,2], así como entre aquellas personas que pertenecen a una clase social familiar desfavorecida, un 13,4% [IC95%= 9,7-17,7], y las que pertenecen a una clase social familiar media [4,8%; IC95%= 2,4-8,7] y favorecida [6,2%; IC95%= 4,0-9,1]. Por último, también se observan diferencias estadísticamente significativas entre aquellas personas que residen en distritos de desarrollo medio-bajo [12,7%; IC95%= 9,0-17,2] y medio-alto [5,0%; IC95%= 2,6-8,1] respecto a las que viven en distritos de mayor desarrollo, no encontrándose diferencias significativas, sin embargo, con aquellas que viven en los distritos de menor desarrollo [4,9%; IC95%= 2,1-8,9]. No se encuentran diferencias significativas entre sexos ni en el estatus migratorio.

Cabe señalar que la muestra de las personas que han necesitado estos servicios es muy reducida (N=829), siendo los intervalos de confianza muy amplios, dificultando así el análisis multivariante, arrojando datos poco aclaratorios.

Discusión

En general, una cuarta parte de las personas que residen en la ciudad de Madrid han necesitado un servicio sanitario, pero no se lo han podido permitir económicamente.

Si comparamos los resultados de la ESCM'21 con otras encuestas nacionales, vemos que según datos de la última Encuesta Nacional de Salud de 2017 (ENSE'17)⁷ entre las personas que necesitaron los servicios, un 2,4% de las residentes en España no pudo acceder a la atención médica por motivos económicos (siendo el caso de la ciudad de Madrid 5 veces mayor); un 3,5% de las personas residentes en España no han podido acceder a los



medicamentos recetados por motivos económicos, siendo este dato para la ciudad de Madrid, el doble. Por su parte, para el acceso a la atención dental la dificultad por razones económicas es del 13,3% de la población a nivel nacional, mientras que en el caso de la ciudad de Madrid es del 20,9%. Por último, la atención a la salud mental es dificultada por razones económicas para el 2,3% de los casos que la han necesitado, mientras que en el caso de la ciudad la dificultad de acceso por este motivo se incrementa hasta el 18,6%. En todos los tipos de atención sanitaria consultados en la ENSE'17, las mujeres encuentran mayores dificultades que los hombres, así como quienes tienen una peor situación laboral y económica y quienes son migrantes. Por su parte, la fracción de la Comunidad de Madrid en la encuesta muestra también unas tasas de prevalencia de dificultad de acceso económico menores que la ciudad y el conjunto de España siendo un 0,9% los/las que han tenido problemas de acceso a la atención médica, un 13,0% a la dental, un 2,1% a los medicamentos recetados y un 2,8% a la salud mental, que es la única que presenta cifras algo superiores al conjunto de España, aunque la diferencia es sólo de 3 décimas. Cabe señalar que los datos de la ENSE'17 son previos a la irrupción de la COVID-19, por lo que la comparabilidad de estos resultados con los de la ESCM'21 es relativa dadas las particularidades que la pandemia añadió a la situación de los servicios sanitarios y a la capacidad económica de muchos/as pacientes.

Por su parte, los datos de la Encuesta Europea de Salud correspondientes a la muestra de población española en 2020 (ESEE'20)⁸ revelan una ligera disminución respecto a la ENSE'17, siendo la tasa de prevalencia de dificultad de acceso por motivos económicos a la atención médica del 1,9%, un 1,2% a los medicamentos, la misma cifra para la dificultad a los servicios de salud mental y por último, un 10,2% para la atención dental, que es de nuevo el servicio para el que las personas residentes en España presentan mayores impedimentos para su acceso en caso de necesidad, al igual que en nuestra ciudad, aunque en el caso de Madrid las cifras vuelven a ser bastante mayores, siendo las diferencias más amplias en la atención dental y la atención médica, entre las que hay un 10,5 y un 10,7 puntos porcentuales de diferencia, respectivamente. La ESEE'20 muestra también que las dificultades se dan en mayor medida en las mujeres y en las clases sociales más desfavorecidas. En cuanto a la fracción por comunidades autónomas, vemos que la Comunidad de Madrid presenta unas tasas aún menores, tanto en comparación con la ciudad como con el conjunto nacional (0,6% para la atención médica, 7,3% para la dental, 0,8% para los medicamentos recetados y 0,4% para la salud mental). La recogida de los datos de la ESEE'20 sí se efectuó, en parte, durante el período de pandemia (julio 2019 y junio 2020), por lo que en este caso sí son plenamente comparables con los de la ESCM'21.

En base a los resultados del análisis multivariante, en el que el efecto de cada una de las variables independientes incluidas está ajustado por el resto, podemos afirmar que las dificultades de acceso económico a los distintos servicios de atención sanitaria están explicadas, en casi todos los casos, por la zona residencial donde la persona reside (aquellos distritos de menor desarrollo humano y desarrollo medio-bajo), tener estatus de migrante económico y ser mujer. Es destacable que, en el caso de acceso a los servicios de salud mental, mientras el grupo de distrito y el estatus migratorio quedan excluidos del modelo final —no así el sexo, ni el nivel de estudios secundarios— el factor que mejor explica el riesgo de no poder acceder a ellos por motivos económicos es la edad, siendo los más jóvenes quienes más acusan este impedimento, unas 5 veces más, y siendo, precisamente, quienes más riesgo de mala salud mental presentan, alrededor de 3 veces más respecto al grupo de referencia 45 a 64 años (ver el capítulo de Salud Mental de este Estudio). Por otro lado, aunque ser mujer no es el factor con más peso en ninguno de los casos, sí está presente en todos ellos salvo en la atención a la salud dental, donde la variable que mejor explica el riesgo sería tener estudios primarios o menos. En general, vemos cómo el efecto de la clase social familiar y del nivel de estudios queda atenuado por las variables mencionadas, pues estas variables son excluidas en casi todos los modelos de regresión logística realizados (salvo en los dos servicios ya mencionados y en la atención sanitaria general, para la que la clase media refleja una OR significativa).

Conclusiones

- Una de cada cuatro personas en la ciudad de Madrid ha tenido problemas para acceder a algún servicio de atención sanitaria por motivos económicos desde que se inició la pandemia.
- Los servicios para los que más dificultades han presentado los y las ciudadanas han sido la atención dental, seguida de la atención a la salud mental y los servicios de fisioterapia.
- La ciudad de Madrid presenta dificultades mayores que España y la Comunidad de Madrid en el acceso económico a los servicios de atención dental, médica, de salud mental y a los medicamentos recetados, en comparación con los resultados extraídos de la EESE'20 y ENSE'17. La situación en la ciudad ha empeorado notablemente, pudiendo justificar la pandemia de COVID-19, al menos en parte, estas diferencias tan notorias.
- Se observa que los factores que más peso tienen a la hora de explicar el riesgo de no poder cubrir necesidades de algún tipo de atención sanitaria por motivos económicos son, en general, la zona de residencia (distritos de menor desarrollo) y el estatus migratorio (ser migrante económico).
- Los determinantes sociales que mejor predicen las dificultades económicas para el acceso a los servicios a la salud mental son el sexo (ser mujer), el nivel educativo (tener estudios secundarios) y, sobre todo, la edad (ser joven).
- En el resto de los servicios estudiados, las mujeres presentan un mayor riesgo significativo de no poder cubrir las necesidades de atención por motivo de la capacidad del bolsillo en todos ellos, a excepción de la atención bucodental. Para esta atención, la insuficiencia educativa, ser inmigrante por motivos económicos y residir en distritos de menos desarrollo humano son los determinantes más explicativos de los problemas de acceso.
- Con los datos aportados y a la espera de conocer los de otras poblaciones, se puede deducir que la pandemia de COVID-19 ha incrementado notablemente la prevalencia de necesidades de atención sanitaria no satisfecha, seguramente porque estas se incrementaron a la vez que disminuía la capacidad resolutive del sistema sanitario.

Recomendaciones

A la vista de los resultados, parece necesario mejorar y ampliar los recursos para que el acceso a los servicios de atención a la salud sea realmente universal y equitativo, siguiendo las premisas recogidas en la Constitución de la OMS, e incidiendo sobre todo en aquellos servicios que, en teoría, están recogidos en la cartera de servicios sanitarios financiados públicamente en el SNS como es la atención médica, la atención a la salud mental y el acceso a los medicamentos recetados. En la práctica la infrafinanciación de ellos determina inaccesibilidad para una parte de la población, abundando en la inequidad, como bien se ve, por ejemplo, en la atención a la salud mental, donde la mayor presencia de problemas de salud mental en las personas más jóvenes se acompaña de una imposibilidad para satisfacer sus necesidades de atención profesional, quedando muchos de estos problemas desatendidos, con las consiguientes consecuencias. También resulta apremiante ampliar la cobertura pública a los servicios no recogidos hasta el momento en ella, pues su acceso únicamente privado genera grandes desigualdades en la salud de las personas que podrían ser prevenibles.

Referencias bibliográficas

1. Organización Mundial de la Salud [Internet]. Ginebra: OMS; 2022 [citado 17 de abril 2023]. OMS y derechos humanos; [aprox. 4 pantallas]. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/human-rights-and-health>
2. Defensor del Pueblo [Internet]. Madrid: Defensor del Pueblo; 2020 [citado 17 de abril de 2023]. El defensor del pueblo recomienda al gobierno y las CCAA incrementar la asistencia psicológica en el Sistema Nacional de Salud; [aprox. 4 pantallas]. Disponible en: <https://www.defensordelpueblo.es/noticias/salud-mental/>



3. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad; 2022 [citado 17 de abril de 2022]. Aportación al pago de medicamentos por receta en el SNS. Disponible en: <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/pdf/aportacionRecetaSNS.pdf>
4. YoSí Sanidad Universal [Internet]. España: YoSí Sanidad Universal; 2019 [actualizado 21 de julio de 2020; citado 17 de abril de 2023]. Personas sin permiso de residencia con más de 90 días de estancia en territorio español. Disponible en: <https://yosisanidaduniversal.net/que-puedo-hacer/si-llevo-mas-de-90-dias-residiendo-en-espana>
5. Urbanos-Garrido R. Informe SESPAS. La desigualdad en el acceso a las prestaciones sanitarias. Propuestas para lograr la equidad. Gac Sanit [Internet]. 2016 [citado 17 de abril de 2023];30(1):25–30. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2016.01.012>
6. Médicos del Mundo [Internet]. Madrid: Médicos del Mundo; 2023 [citado 18 de abril 2023]. Las barreras discriminatorias para acceder a servicios públicos de salud persisten en España. Disponible en: <https://www.medicosdelmundo.org/actualidad-y-publicaciones/noticias/barreras-discriminatorias-acceso-servicios-de-salud-persisten-en-Espana>
7. Encuesta Nacional de Salud. España 2017 (ENSE 2017). Utilización de servicios sanitarios (Valores absolutos y medias). Inaccessibilidad a distintos tipos de atención sanitaria por motivos económicos en los últimos 12 meses. https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuestaNac2017/ENSE17_MOD1_ABS.xlsx
8. Encuesta Europea de Salud 2020 (EESE 2020). Asistencia sanitaria: Cifras absolutas. Inaccessibilidad a la asistencia sanitaria [Internet]. Madrid: INE; 2020 [citado 17 de abril 2023]. Disponible en: <https://www.ine.es/dynt3/inebase/es/index.htm?type=pcaxis&path=/t15/p420/a2019/p02/&file=pcaxis>

2.3.4 SATISFACCIÓN CON EL FUNCIONAMIENTO DEL SERVICIO MADRILEÑO DE SALUD (SERMAS)

Introducción

En 2021 se retoma esta pregunta en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, que no se había vuelto a plantear desde la encuesta de 2005, por la importancia que consideramos tiene conocer la situación actual de satisfacción con el funcionamiento de la sanidad pública del municipio de Madrid, lo que es equivalente, para los efectos de este trabajo, con el funcionamiento del Servicio Madrileño de Salud, gestionado por la Comunidad de Madrid (SERMAS), ya que otras redes sanitarias, que también forman parte del sistema público, como Madrid Salud, no tienen actividad asistencial. Esta información es especialmente interesante en la actualidad, teniendo en cuenta el impacto que ha tenido la pandemia de COVID-19 en los servicios sanitarios públicos de todo el país desde 2020.

Los objetivos de este trabajo son conocer el nivel de satisfacción con el SERMAS de las personas que residen en el municipio de Madrid según distintos factores socioeconómicos, demográficos y de salud relacionados, así como la evolución de la misma en el tiempo y su situación en el contexto nacional.

Método

Fuentes de datos

Los datos se obtienen de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021. Se dirigió a la mitad de la muestra (versión 1 del cuestionario, N=4.086), siendo aun así los resultados representativos y elevables al resto de la población.

Instrumentos

Se preguntaba a través de nuestro cuestionario la opinión, a nivel general, que tenía la persona entrevistada sobre el funcionamiento de la sanidad pública en el municipio de Madrid, de tal manera que podía elegir entre 6 opciones de respuesta: 1) *muy bien*, 2) *bien*, 3) *regular*, 4) *mal*, 5) *muy mal* y 6) *no sabe / no contesta*.

Análisis de datos

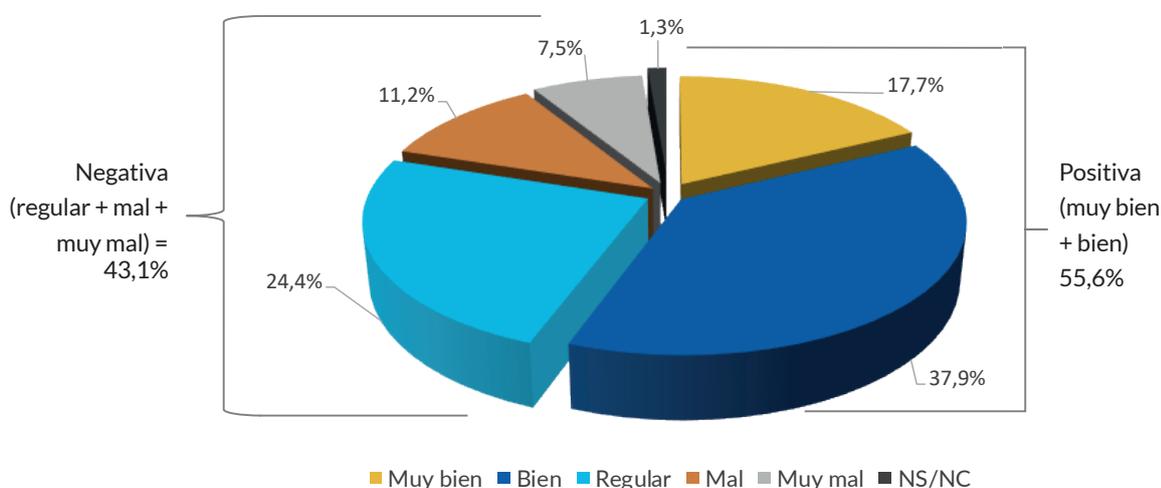
Se realiza el análisis a través del programa SPSS. En primer lugar, se elabora un análisis descriptivo de los datos por medio de la herramienta de *tablas personalizadas*, con la muestra ponderada a fin de elevar los datos a la población general. Esto nos permitirá conocer el nivel de satisfacción, agrupando las opciones de respuesta en 2 categorías: *buena* (*muy buena* o *buen*) y *mala* (*regular*, *mala* o *muy mala*), cruzando esta variable dependiente con distintas variables socioeconómicas y demográficas como son el sexo, la edad, el nivel de estudios, la clase social familiar, el grupo de distritos según su nivel de desarrollo humano al que pertenece la persona entrevistada y el estatus migratorio, así como otras variables relacionadas con el estado de salud (enfermedades crónicas, estado de salud bucodental, haber sufrido infección por COVID-19 y la gravedad con la que ha cursado) y uso de los servicios sanitarios (tener otros aseguramientos privados y haber tenido dificultad para cubrir necesidades de atención sanitaria por motivos económicos), calculando sus distintas prevalencias con los correspondientes intervalos de confianza al 95%.

Posteriormente, se realiza un análisis multivariante para obtener un modelo final en el que se reflejen aquellas variables que determinan el riesgo mayor de presentar una opinión desfavorable sobre los servicios públicos de atención sanitaria de Madrid, excluyendo aquellas que podrían ser confusoras de tal efecto.

Resultados

Observando los resultados en la **gráfica 1** sobre cómo se distribuyen las frecuencias de las diferentes opciones de respuesta a la hora de calificar el funcionamiento del SERMAS, vemos que las personas que consideran que funciona *bien* son el 37,9%, seguido de un 24,4% que califica su funcionamiento como *regular*. Si dicotomizamos las opciones de respuesta (excluyendo en este caso la opción NS/NC): valoración positiva (*buen* o *muy buen*) y valoración negativa (*regular*, *mala* o *muy mala*), vemos que predomina la valoración positiva; así, un 56,34% de las personas se considera satisfecha con el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos [IC95% = 54,82-57,86], mientras que un 43,66% tiene una opinión negativa sobre su funcionamiento [IC95% = 42,14-45,18], siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

Gráfica 1. Opinión sobre el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos de la ciudad de Madrid (SERMAS). Frecuencia de las distintas opiniones (%)

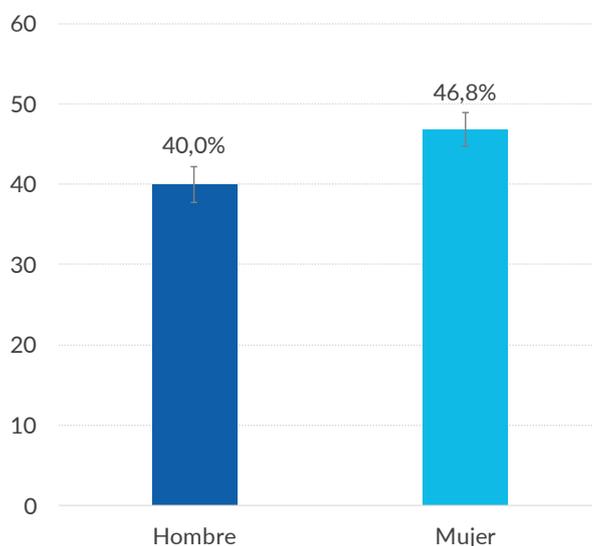


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Entre hombres y mujeres, vemos que ellas tienen una mayor insatisfacción con los servicios públicos sanitarios [46,8%; IC95% = 44,7-48,9], habiendo una diferencia de casi 7 puntos porcentuales con respecto a los hombres [40,0%; IC95% = 37,8-42,2], siendo estadísticamente significativas estas diferencias.

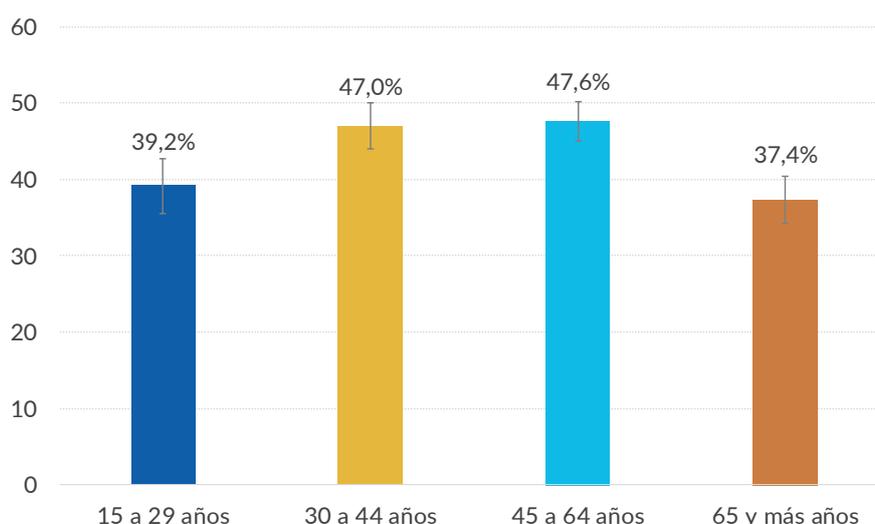
Gráfica 2. Prevalencia de opinión negativa sobre el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos de la ciudad de Madrid (SERMAS) según sexo (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre grupos etarios, destacan los de edades intermedias: un 47,0% [IC95%= 44,0-50,1] de quienes tienen entre 30 y 44 años y un 47,6% [IC95%= 45,0-50,3] entre los 45 y 64 tienen mayor prevalencia de opinión negativa sobre el funcionamiento del SERMAS que las personas de los grupos de edades extremas: un 39,2% [IC95%= 35,6-42,7] en el grupo más joven y un 37,4% [IC95%= 34,3-40,5] en el más mayor.

Gráfica 3. Prevalencia de opinión negativa sobre el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos de la ciudad de Madrid (SERMAS) según edad (%)



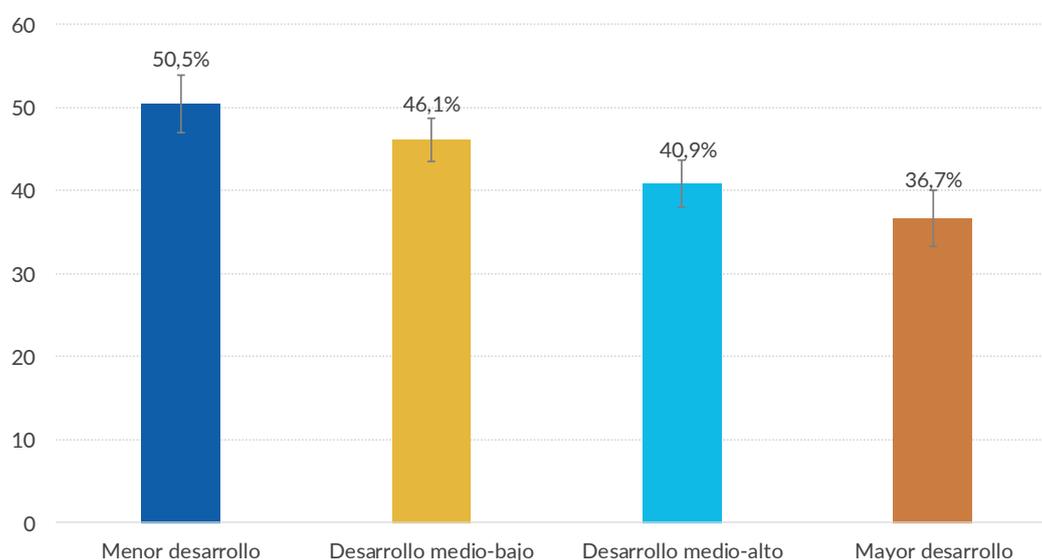
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por otro lado, con respecto al nivel de estudios, la valoración del SERMAS se reparte de manera muy similar, no habiendo diferencias significativas entre el nivel de estudios alcanzado.

En lo relativo a la clase social familiar, destaca que las personas que pertenecen a hogares desfavorecidos tienen una mejor valoración de los servicios sanitarios públicos que el resto de las clases [41,0%; IC95% = 38,4-43,8], seguidas de la clase social favorecida [43,8%, IC95% = 41,6-46,1], mientras que las personas de clase media son las que peor opinión refieren [46,4%; IC95% = 43,2-49,6], aunque estas diferencias no son significativas entre ellas.

Entre grupos de distrito vemos cómo el nivel de satisfacción sigue una gradación inversa, esto es: la valoración negativa disminuye a medida que crece el nivel de desarrollo humano del distrito donde reside la persona, o dicho de otro modo, las personas que viven en distritos con un mayor desarrollo tienen una mejor valoración de los servicios sanitarios públicos, mientras que cuanto más nos acercamos a los distritos de menor desarrollo, encontramos frecuencias más altas de opiniones negativas.

Gráfica 4. Prevalencia de opinión negativa sobre el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos de la ciudad de Madrid (SERMAS) según grupo de distritos (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

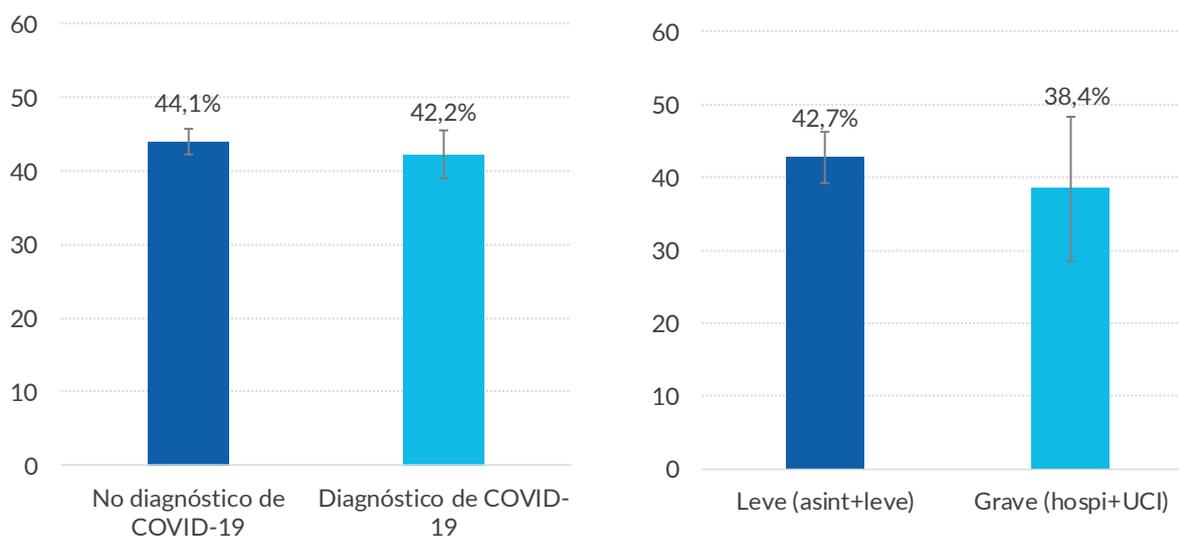
Por último, también se observan diferencias estadísticamente significativas según estatus migratorio, pues el 72,8% [IC95%= 69,7-75,8] de los y las migrantes por motivos económicos valoran de manera positiva los servicios sanitarios públicos frente a quienes no lo son (autóctonas o personas que migran de los países más desarrollados económicamente) cuya prevalencia de opinión positiva es del 52,3% [IC95%= 50,6-54,0], siendo estas diferencias de más del 20%.

Si observamos lo que ocurre con las personas migrantes por motivos económicos según tiempo de residencia vemos cómo la satisfacción tiende a disminuir en aquellos y aquellas que llevan más tiempo residiendo en la ciudad (5 años o más) frente a los y las que llevan menos, aunque las diferencias no son estadísticamente significativas, presentando estas últimas personas una prevalencia de satisfacción con el SERMAS del 78,2% [IC95%= 71,9-83,5], contrastando este dato con una prevalencia de un 71,2% entre quienes llevan 5 años o más en Madrid [IC95%= 67,5-74,7]. Aun así, la opinión de estas últimas personas migrantes sigue siendo más favorable que la de aquellas que no tienen el estatus de migrante económico.

Atendiendo otras variables directamente relacionadas con el estado de salud, vemos que haber pasado la COVID-19 y la gravedad con la que ha cursado la infección no supone grandes diferencias en cuanto a nivel de satisfacción con los servicios sanitarios públicos de la ciudad (gráfica 5).



Gráfica 5. Prevalencia de opinión negativa sobre el funcionamiento del SERMAS según diagnóstico COVID-19 y evolución de la infección en las personas supervivientes (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por otra parte, el estado de salud bucodental sí parece marcar diferencias en cuanto a la opinión del usuario/a sobre el funcionamiento del SERMAS, pues aquellas personas que refieren una mala salud bucodental tienen una peor opinión que aquellas que tienen una salud bucodental buena [48,09%, IC95%= 45,32-50,92 frente a un 41,8%; IC95%= 40,0%-43,7%, respectivamente].

En cuanto a las enfermedades crónicas que refieren las personas encuestadas, vemos en la **tabla 1** que, a nivel general, padecer al menos una de las enfermedades o trastornos preguntados en la encuesta comporta diferencias estadísticamente significativas, teniendo quienes las presentan una peor opinión sobre el funcionamiento de los servicios públicos de salud, pues alcanzan una prevalencia de opinión negativa del 46,2%; IC95%= 44,4-48,1, frente al 37,0% de quienes no tienen ninguna enfermedad crónica de las listadas [IC95%= 34,3-39,7]. Si agrupamos estas enfermedades por tipología, encontramos que estas diferencias también se encuentran entre quienes tienen enfermedades crónicas relacionadas con el dolor (dolor lumbar, cervical, artrosis, varices y migrañas), pues estas tienen también peor la opinión sobre el SERMAS que las personas que no presentan estas enfermedades. Por otro lado, en quienes tienen enfermedades crónicas relacionadas con el riesgo cardiovascular (diabetes, colesterol alto, tensión alta) no se dan estas diferencias respecto a quienes no las presentan. Por último, vemos que las personas que refieren haber sido diagnosticadas de trastorno de ansiedad crónica o depresión, tienen una prevalencia de opinión negativa más alta que de positiva [más de la mitad, un 56,9% está insatisfecho/a; IC95%= 52,9-61,1] frente a quienes no presentan este tipo de trastornos [41,5%; IC95%= 39,9-43,1] siendo estas diferencias estadísticamente significativas. Además, las personas que refieren tener alguno de estos dos trastornos mentales diagnosticado son quienes peor opinión tienen sobre el funcionamiento de estos servicios en comparación con el resto de los grupos de portadores de enfermedades antes mencionados (enfermedades crónicas en su conjunto, dolor y riesgo cardiovascular).

Tabla 1. Prevalencia de insatisfacción con el SERMAS según el padecimiento de algunas enfermedades crónicas listadas en la encuesta (%)

Variables		Prevalencia insatisfacción con SERMAS	IC95% inf-sup
Enfermedades crónicas (conjunto)	Presenta al menos una	46,2%	44,4-48,1
	No presentan ninguna	37,0%	34,3-39,7
Enfermedad crónica con dolor (dolor lumbar y cervical, artrosis, varices, migraña)	Presenta al menos una	50,6%	48,1-53,0
	No presentan ninguna	39,0%	37,1-40,9
Enfermedad crónica y factores de riesgo cardiovascular (infarto, diabetes, colesterol alto, tensión alta)	Presenta al menos una	43,1%	40,5-45,8
	No presentan ninguna	43,8%	42,0-45,7
Enfermedad crónica: trastorno mental (ansiedad crónica y/o depresión)	Presenta al menos una	56,9%	52,9-61,1
	No presentan ninguna	41,5%	39,9-43,1

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a las personas que reconocen dificultades de acceso a la atención sanitaria por motivos económicos (en adelante DAASME), vemos que en general, tienen una peor concepción del SERMAS que las demás, siendo estas diferencias significativas y de más de 12 puntos porcentuales. Aunque, como se ha explicado y se puede comprobar en la **tabla 2**, quienes han necesitado y no han podido satisfacer por esos motivos, atención médica, fisioterapia y similar y atención óptica presentan una prevalencia de insatisfacción mayor que quienes no se han visto en esas circunstancias, son las que han necesitado atención de salud mental sin conseguirla quienes muestran diferencias mayores y en las que la mala opinión sobre el SERMAS es máxima.

Tabla 2. Prevalencia de insatisfacción con el SERMAS según percepción de Dificultades de Acceso a la Atención Sanitaria por Motivos Económicos (DAASME)

Variables		Prevalencia insatisfacción con SERMAS	IC95% inf-sup
DAASME: General	Sí ha tenido dificultad	54,2%	50,9-57,5
	No ha tenido dificultad	42,6%	40,7-44,6
DAASME: Atención médica	Sí ha tenido dificultad	70,7%	64,7-76,7
	No ha tenido dificultad	48,9%	46,4-51,4
DAASME: Atención dental	Sí ha tenido dificultad	51,7%	47,0-56,6
	No ha tenido dificultad	46,7%	44,3-49,2
DAASME: Atención auditiva	Sí ha tenido dificultad	53,7%	41,8-65,6
	No ha tenido dificultad	46,2%	42,5-49,7
DAASME: Atención óptica	Sí ha tenido dificultad	57,0%	49,9-63,7
	No ha tenido dificultad	45,4%	42,6-48,4
DAASME: Fisioterapia o similar	Sí ha tenido dificultad	63,7%	57,6-69,1
	No ha tenido dificultad	49,2%	46,4-52,1

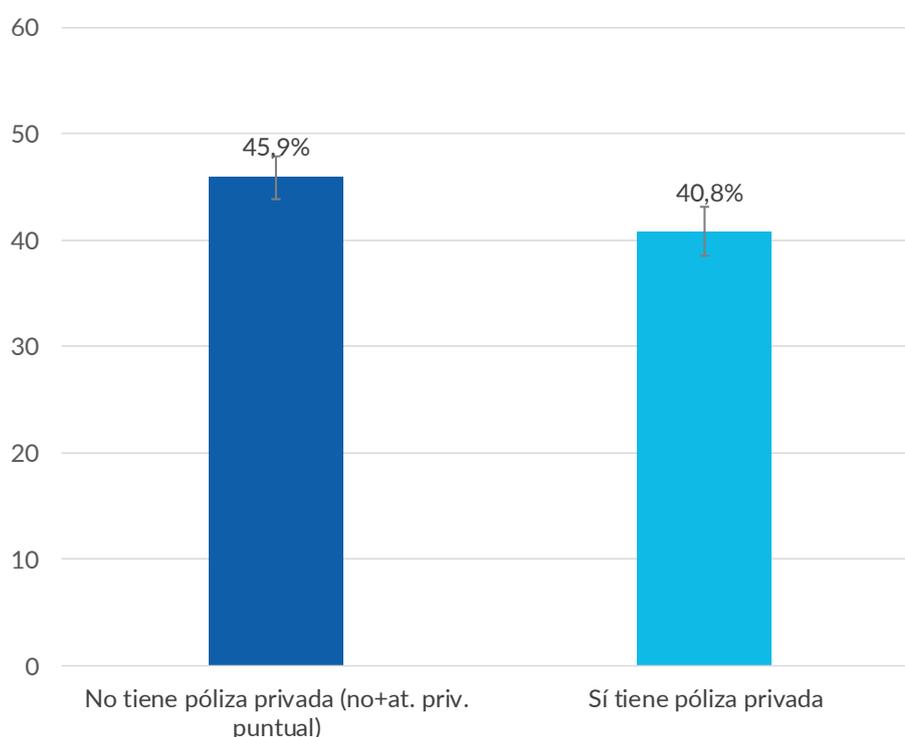


DAASME: Servicios de Salud Mental	Sí ha tenido dificultad	71,0%	64,3-77,1
	No ha tenido dificultad	48,3%	44,9-51,7
DAASME: Acceso a medicamentos	Sí ha tenido dificultad	52,3%	45,0-59,3
	No ha tenido dificultad	46,5%	44,3-48,6

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por último, como podemos ver en la **gráfica 6**, la valoración positiva del funcionamiento del SERMAS la encabezan las personas que tienen contratado un seguro privado de asistencia sanitaria frente a aquellas que carecen de él, siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

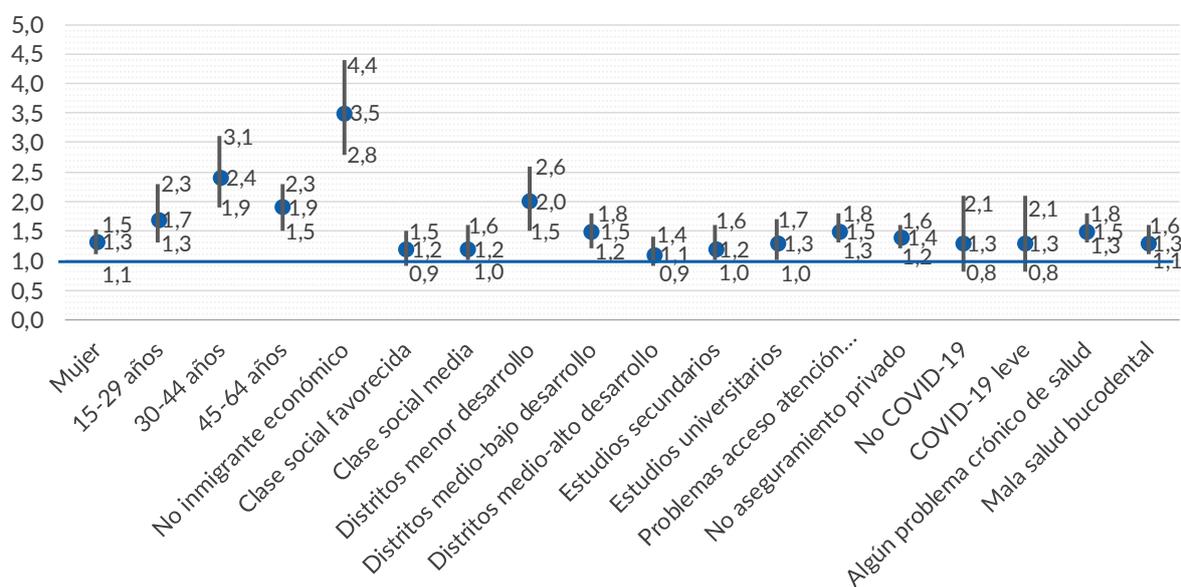
Gráfica 6. Prevalencia de insatisfacción con el SERMAS según tipo de aseguramiento (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 7** podemos observar los resultados del análisis multivariante mediante regresión logística binaria, realizado a partir de la selección de las variables independientes mencionadas anteriormente relacionadas con los aspectos demográficos, socioeconómicos y de salud.

Gráfica 7. Opinión negativa sobre el SERMAS vs algunos determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante binaria. Variables independientes con OR e IC95%. (N= 3.158)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. La categoría no referida en cada caso es la de referencia, a saber: Hombre; 65 y más años; CSF desfavorecida; NE primarios o menos; GD Distrito mayor desarrollo; Migrante económico; Necesidad de atención sanitaria satisfecha; Aseguramiento privado; Haber padecido COVID grave (hospitalización o UCI); Diagnóstico COVID-19; No sufrir enfermedad crónica y buen estado de salud bucodental

Vemos que entre aquellas variables que suponen un mayor riesgo de tener una concepción negativa de los servicios de salud públicos de la ciudad destaca el estatus migratorio, siendo las personas que no son migrantes económicos quienes tienen tres veces y medio mayor riesgo de tener esa opinión negativa. A esta variable le sigue la edad, siendo las personas dentro del rango etario de 30 a 49 años quienes tienen hasta el doble de riesgo de presentar una percepción negativa de los servicios sanitarios públicos (con respecto a las personas de 65 o más años, quienes tienen valoraciones más positivas de estos). A ellas le seguiría residir en distritos con un menor nivel de desarrollo humano, que supondría el doble de riesgo a tener una opinión negativa en comparación con aquellas personas que viven en distritos de desarrollo alto; también tener al menos una enfermedad crónica [OR=1,50; IC95%= 1,25-1,79] y haber tenido dificultad para cubrir necesidades de atención sanitaria por motivos económicos [OR=1,51; IC95%= 1,26-1,81]. Otras variables explicativas de tener una percepción negativa del SERMAS serían: carecer de aseguramientos privados, tener un mal estado de salud bucodental, ser mujer, tener estudios universitarios y pertenecer a una clase social familiar media. La gravedad con la que ha cursado la infección por coronavirus no parece presentar diferencias estadísticamente significativas en cuanto a la opinión negativa sobre los servicios públicos de salud, al igual que pertenecer a una clase desfavorecida, tener estudios secundarios y residir en distritos con un desarrollo medio-alto.

Discusión

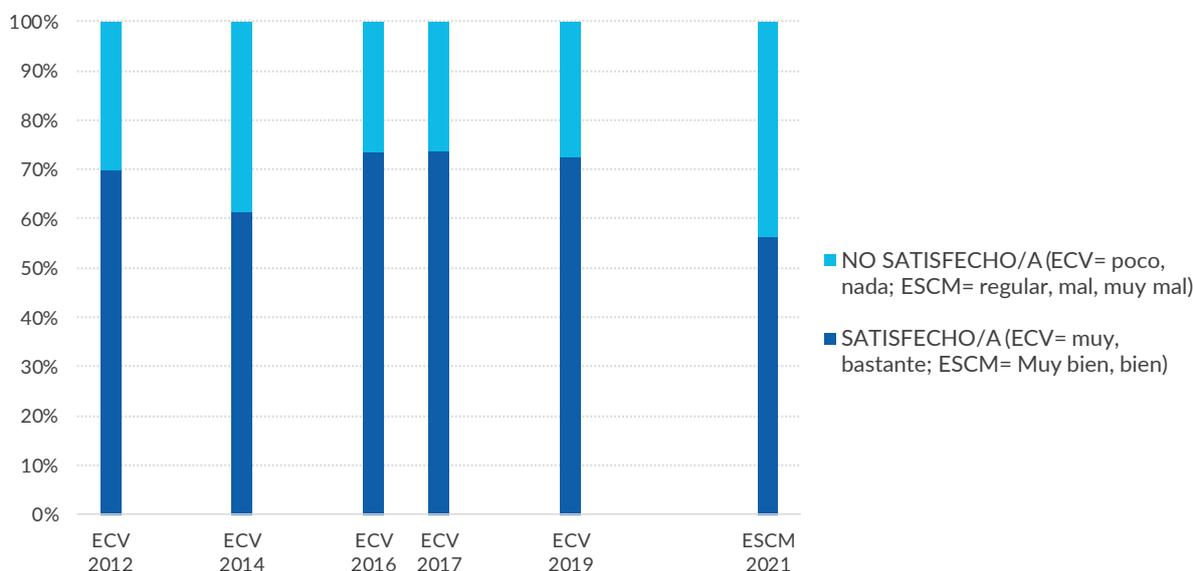
Comparando nuestros resultados con los obtenidos en esta misma encuesta del año 2005¹ (la última vez que se incluyó la pregunta en el cuestionario) vemos que la insatisfacción con el funcionamiento del SERMAS ha disminuido en más de un 9%, pasando del 53% al 44%.

Con respecto a otras encuestas, la Encuesta de calidad de vida y satisfacción con los servicios públicos de la ciudad de Madrid (ECVSSP)² introduce una pregunta similar en su cuestionario, si bien, las opciones de respuesta son algo distintas a las que incluyen las de Madrid Salud. Mientras en esta encuesta (ESCM'21) se solicita que califiquen el funcionamiento del sistema sanitario público en la ciudad de Madrid por medio de adjetivos como *muy bien*, *bien*, *regular*, *mal* o *muy mal*, en la ECVSSP se indica a la persona encuestada que diga si considera que está *muy satisfecho*, *bastante*, *poco*, o *nada satisfecho*. Teniendo estas diferencias en cuenta, vemos que en la ECVSSP de 2019 (la última cuyos datos están disponibles), el nivel de satisfacción para la fracción de la ciudad de



Madrid es mayor que los datos obtenidos por la nuestra (un 71,4% de personas indican que están satisfechas, mientras que en la ESCM'21 es un 56,3%) (gráfica 8). Si bien, también hay que considerar que los datos recabados por la ECVSSP son anteriores a la pandemia, mientras que los nuestros son coetáneos de ella.

Gráfica 8. Evolución anual de la satisfacción con el SERMAS, 2012-2021, comparativa ESCM'21 vs ECV



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 y Encuesta de Calidad de Vida 2012-2019

El Informe anual del Sistema Nacional de Salud 2020-2021³ también incluye una pregunta sobre el nivel de satisfacción de la población con el sistema sanitario público, aunque en este caso se hace por medio de una escala numérica que va desde el 1 (muy insatisfecho/a) al 10 (muy satisfecho/a), observando una puntuación media de satisfacción del 6,7 entre las personas de 18 años o más. Las comunidades autónomas con mayor frecuencia de satisfacción según los datos reflejados en el informe serían Aragón, Navarra y País Vasco, mientras que las menos satisfechas serían Melilla, Ceuta y Canarias. En la Comunidad de Madrid se obtendría una calificación de 7,07 puntos, siendo, al igual que lo encontrado en nuestros datos, mayor satisfacción en hombres que en mujeres (7,21 ellos frente a un 6,95 ellas). También se incluye una pregunta sobre cómo consideran que funciona el sistema sanitario público (*bien, bastante bien pero con algunos cambios, necesita cambios fundamentales o habría que rehacerlo completamente*), revelando que, a nivel nacional, al menos el 72% de las personas mayores de 18 años creen que funciona bien (*bien o bastante bien pero con algunos cambios*); en este caso las comunidades que opinan con mayor frecuencia que el sistema sanitario público funciona bien serían Navarra, País Vasco y la Rioja, siendo el 75,5% en el caso de la Comunidad de Madrid. Esta misma encuesta (Barómetro Sanitario) de julio 2023⁴ arroja que esa percepción de buen funcionamiento la manifiesta el 60,52% de la población española (N=2.566) y el 64% de la de la Comunidad de Madrid (N=231). En todo caso y admitiendo las limitaciones que tiene la comparación con la ESCM'21, parece que la población que reside en la ciudad muestra un nivel de insatisfacción mayor que el de la comunidad autónoma y que el nacional, aunque más parecido a este.

Según lo extraído a partir de los datos de nuestra encuesta, es interesante ver que, mientras el nivel de satisfacción con el SERMAS según el grupo de distritos es más elevado en aquellos con un desarrollo alto, son precisamente en estos distritos donde se encuentran mayores prevalencias de aseguramientos sanitarios privados, haciendo por ende un uso menor de los servicios del sistema público (para más información consultar INFORME sobre ASEGURAMIENTO PRIVADO en este estudio), lo cual concuerda también con nuestros datos sobre satisfacción y aseguramiento privado, siendo precisamente quienes tienen un seguro de salud privado quienes tienen una prevalencia mayor de satisfacción con los servicios públicos de salud de la ciudad.



Conclusiones

- Más de un 43% de la población adulta madrileña tiene una opinión negativa sobre el funcionamiento del sistema sanitario público.
- Las prevalencias más altas de insatisfacción se encuentran en las mujeres, las edades intermedias (30 a 64 años), quienes no han podido satisfacer necesidades de atención sanitaria por motivos económicos, tienen una mala salud bucodental, presentan alguna enfermedad crónica, pertenecen a distritos de menor nivel de desarrollo humano y no son migrantes económicos.
- Las personas migrantes por motivos económicos van empeorando su opinión en la medida que aumentan los años de residencia, no obstante, entre los y las que residen en la ciudad más de 5 años su opinión sigue siendo más favorable que la del resto.
- Las opiniones negativas se concentran en los distritos con menor desarrollo mientras que las positivas son más frecuentes en aquellas personas que tienen suscritas pólizas de aseguramiento privado.
- Las personas con problemas de salud mental diagnosticados (ansiedad crónica y depresión) tienen más frecuentemente una opinión negativa sobre el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos, que quienes presentan otras enfermedades crónicas.
- Igualmente, presentan más insatisfacción aquellas personas que han necesitado atención por parte de los servicios de salud mental (psicología, psicoterapia, psiquiatría...) y no han podido recibirlos por motivos económicos, frente a quienes han necesitado de otros servicios sanitarios que tampoco han podido satisfacer.
- Los factores que mejor explican la opinión negativa sobre el funcionamiento del SERMAS, una vez controlado el efecto del resto de variables en un modelo de RLM, son: el estatus migratorio (más de 3 veces mayor el riesgo de mala opinión en no migrantes), la edad (de 30 a 49 años), la zona de residencia (distritos de desarrollo humano menor), la comorbilidad (padecer alguna enfermedad crónica) y la accesibilidad (problemas de acceso al sistema sanitario por motivos económicos (DAASME)).
- Haber padecido la COVID-19 y haberlo hecho de modo grave no parece comportar grandes diferencias a la hora de valorar los servicios de salud pública de la ciudad respecto al resto de la población.
- Los datos de satisfacción con el funcionamiento de los servicios sanitarios públicos de 2021 son peores que los más recientes, pero mejoran con respecto a los datos arrojados por la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2005 (53% de insatisfacción).

Referencias bibliográficas

1. Galván-Romo J, Díaz-Olalla JM, Esteban-Peña M. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2004-2005. Informe final. Madrid: Madrid Salud; 2005 [citado 18 de octubre de 2022]. Disponible en: [Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2004-2005](#)
2. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de calidad de vida y satisfacción con los servicios públicos de la ciudad de Madrid . [Internet]. Madrid: Dirección Gral. de Transparencia; 2019 [citado 18 de octubre de 2022]. Disponible en: [Edición 2019 - Ayuntamiento de Madrid](#)
3. Ministerio de Sanidad. Informe Anual del Sistema Nacional de Salud 2020-2021 [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad, centro de publicaciones; 2022 [citado 19 de octubre de 2022]. Disponible en: [INFORME ANUAL 2020 21.pdf \(sanidad.gob.es\)](#)
4. Ministerio de Sanidad. Barómetro sanitario 2ª oleada 2023 (julio 2023). Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/BarometroSanitario/home_BS.htm





2.3.5 ASEGURAMIENTO PRIVADO Y UTILIZACIÓN DE OTROS SISTEMAS SANITARIOS

Introducción

La pandemia provocada por la COVID-19 supuso una dificultad adicional para el acceso a los servicios de salud, tanto primarios como hospitalarios, colapsados por la atención a pacientes afectados por el coronavirus, cuyas medidas de contención aún se mantenían al 90% a principios de 2021. Además, la pandemia agravó la situación de unos servicios sanitarios ya recortados —y no del todo recuperados— en presupuesto y personal a raíz de la crisis económica de 2008, ocasionando el aumento de las listas de espera para diversas intervenciones y servicios sanitarios y la suspensión de visitas, pruebas y servicios ya programados¹.

Por otro lado, se observa que el gasto público destinado a la sanidad privada en nuestro país ha ido aumentando en los últimos años, colocándose en un 2,9% del PIB en 2020, siendo uno de los más altos de la Unión Europea por detrás de Portugal, Grecia, Malta y Bulgaria².

El gasto sanitario público por habitante protegido de la Comunidad de Madrid es el segundo menor de todo el territorio español en 2020, solo por encima de Andalucía, y aunque esta cifra ha ido en aumento en los últimos 10 años, su posición no ha cambiado respecto al resto en ningún momento. Con relación al número de camas del Sistema Nacional de Salud (SNS) en la Comunidad de Madrid, la ratio es de 1,8 por cada 1.000 habitantes, siendo esta cifra igual a la de Andalucía y la menor de todo el territorio español. Además, mientras la tasa de personal médico en Atención Especializada por cada 1.000 habitantes en la Comunidad va en aumento (de 1,9 en 2010 a 2,3 en 2020), el porcentaje de personal médico en esta misma que administra su atención desde el Sistema Nacional de Salud va decreciendo (pasando de un 92,5% en 2010 a un 90,4% en 2020), lo cual da a entender que la tasa de médicos especialistas está creciendo, a costa de la sanidad pública, en favor de la privada. También se observa que el porcentaje de gasto destinado a la Atención Primaria (AP) en la Comunidad de Madrid tiende a disminuir en los últimos años (10,7% en 2020), siendo este el menor porcentaje de todas las CCAA, encontrándose una ratio de 0,68 médicos en AP por cada 1.000 asignados (siendo una de las cifras más bajas, solo por delante de Islas Baleares, Ceuta y Melilla); por su parte, el porcentaje de presupuesto dedicado a especialistas es el mayor de todas las comunidades (69,9%) y el porcentaje dedicado a conciertos es el tercero mayor de España (detrás de Cataluña y Baleares) (8,5%)³ y el que mayor incremento ha experimentado con respecto a 2010 (un 58%)⁴.

Todo esto hace que, ante la situación nacional de los servicios sanitarios públicos y la de la Comunidad y la ciudad de Madrid en particular, muchos/as de los/as ciudadanos/as que se lo pueden permitir opten por la contratación de seguros privados de salud, incentivado por las estrategias de los propios seguros y de la administración para hacer más atractiva su compra por parte de los y las posibles clientes (ventajas fiscales para las empresas que lo oferten a sus trabajadores/as y para los y las trabajadoras por cuenta propia, cobertura en la póliza de distintos servicios no cubiertos por la cartera del SNS, atención telemática, etc.) y la aparición de la COVID-19, la cual ha supuesto un punto de inflexión al respecto⁵, reflejándose en un aumento en casi todo el territorio español de estos contratos, siendo la Comunidad de Madrid la que mayor tasa de aseguramientos privados presenta, según el último informe de UNESPA⁶.

Es por ello que los objetivos del presente informe serán: conocer el porcentaje de personas de la ciudad de Madrid que cuentan con un seguro privado de salud, las principales razones por las que lo han contratado, el tipo de servicios para el que más los usan y el sistema que usan principalmente, así como el perfil y los factores que hacen a unas personas más proclives a contratar este tipo de aseguramientos. Por último, compararemos los resultados de nuestra encuesta con los de otras a nivel nacional y autonómico.

Método

Fuentes de datos

Los datos han sido extraídos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021 (ESCM'21) y las preguntas están dirigidas a la mitad de la muestra (versión 1 del cuestionario).

Instrumentos

Se consulta por medio de las siguientes preguntas:

C11. *Además del sistema sanitario público (SERMAS) ¿tiene algún otro tipo de aseguramiento sanitario (SANITAS, ASISA, ADESLAS, etc.? 1) Sí; 2) No; 3) No, pero acude a la atención privada cuando la necesita (pago por acto profesional); 4) NS/NC.*

C12. *Por qué suscribió una póliza de un seguro de salud privado? 1) Porque el sistema sanitario público funciona mal; 2) Por comodidad y confort; 3) Por la rapidez en la atención; 4) Me lo ha contratado mi empresa; 5) Porque confío más en la atención privada; 6) Otros; 7) NS/NC.*

C13. *¿Qué sistema sanitario utiliza más? 1) Público; 2) Privado; 3) Ambos por igual; 4) NS/NC.*

C14. *¿Para qué tipo de servicio utiliza el seguro privado? 1) Atención Primaria; 2) Consultas de especialistas; 3) Hospitales; 4) Servicios de urgencia hospitalaria; 5) Servicios de urgencia extrahospitalaria; 6) Ninguno de ellos.*

Las preguntas que van de la C12 a la C14 se dirigen sólo a aquellas personas que en la pregunta C11 han contestado que sí tienen algún otro tipo de aseguramiento. Las preguntas C12 y C14 dan opción a responder de manera múltiple.

Análisis de datos

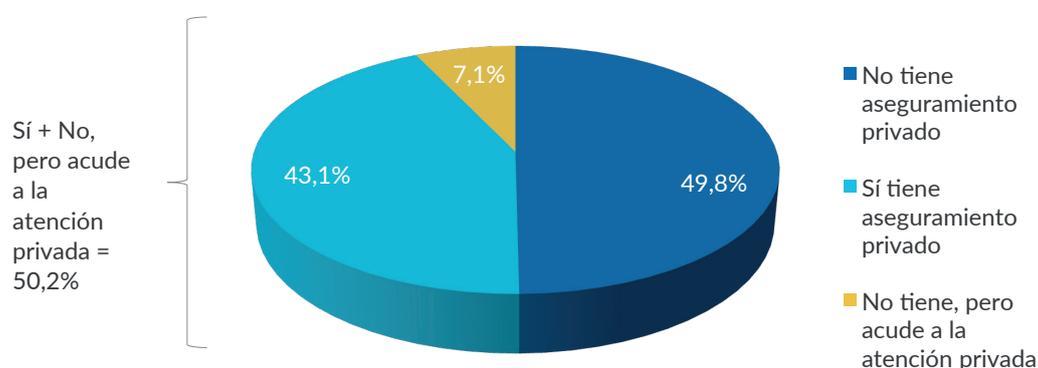
El análisis de los datos se realiza a través del programa SPSS, con la muestra ponderada para poder elevar las prevalencias a la población. Primero realizamos un análisis descriptivo de cada una de las variables por medio de la herramienta “tablas personalizadas”, calculando también sus respectivos intervalos de confianza al 95%, para conocer tanto las prevalencias y frecuencias de las respuestas a cada una como la distribución de la primera variable (contratación de seguro privado de salud) según diversas variables socioeconómicas, demográficas y de salud (sexo, edad, clase social familiar, nivel de estudios, grupo de distritos de residencia, estatus migratorio, tipo de contrato -solo para quienes contestan qué trabajan-, el ingreso mensual neto del hogar, dificultad de acceso a servicios de atención sanitaria por motivos económicos, tener al menos una enfermedad crónica, haber pasado la COVID-19 y la gravedad con la que ha cursado la infección, el estado de salud bucodental y la opinión sobre el funcionamiento del SERMAS).

Las respuestas a la primera pregunta (C11) se han dicotomizado para algunos análisis, agrupando por un lado a quienes han elegido la opción 1) sí y la 3) *no, pero acude a la atención privada cuando la necesita (pago por acto profesional)* incluyéndolas en la categoría “dispone de servicios sanitarios privados” y por otro, las que no tienen aseguramiento privado (las personas que han contestado 2), dentro de la categoría “no tiene aseguramiento privado”.

Después se realizan análisis bivariantes con cada una de las variables independientes mencionadas para incluir posteriormente aquellas que han arrojado unas *odds ratio* significativas en un análisis multivariante posterior.

Resultados

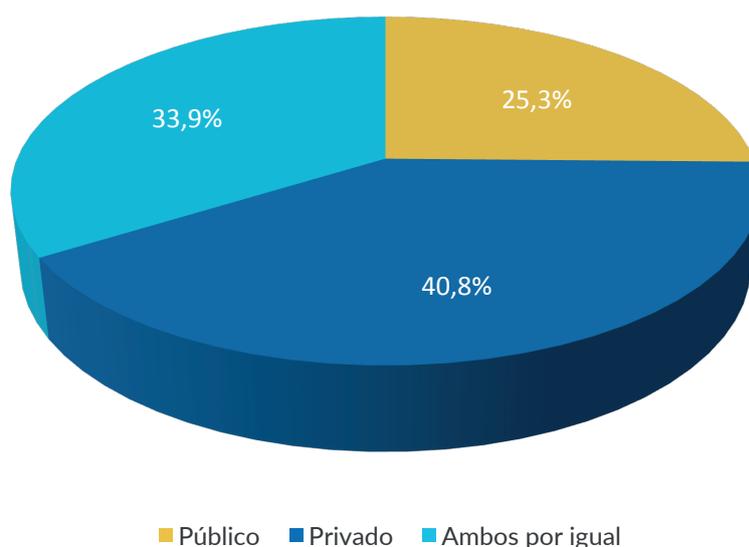
Como podemos observar en la **gráfica 1**, la mitad de las personas encuestadas afirman tener contratado un aseguramiento privado o no tenerlo pero acudir a la atención sanitaria privada cuando lo necesitan.

**Gráfica 1. Distribución de la muestra según aseguramiento privado (N=4.309)**

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Sobre por qué suscribieron la póliza aquéllas que afirman tener un aseguramiento privado (N=1.800), la respuesta “*por la rapidez en la atención*” ha sido la más elegida (51,1%), seguida de “*me lo ha contratado mi empresa*” (31,7%) y “*por comodidad y confort*” (23,4%). “*Porque el sistema público funciona mal*” (10,0%) y “*porque confío más en la atención privada*” (2,7%) han sido, por su parte, las opciones menos elegidas.

En cuanto a qué sistema usa con más frecuencia, en la **gráfica 2** vemos que 40,8% [IC95%=38,4-42,9] de las personas con aseguramiento privado responden que, efectivamente son los servicios de atención que más usan mientras que una cuarta parte afirma usar principalmente los servicios de atención sanitaria públicos aun teniendo contratada una póliza de seguro privado [IC95%=23,3-27,3], todas ellas presentando diferencias estadísticamente significativas entre sí. Por su parte, el 33,8% restante responde que usa ambos sistemas por igual [IC95%=31,6-36,0].

Gráfica 2. Distribución de quienes tienen un seguro privado de salud según tipo de sistema sanitario que usan de preferencia (N=1.800)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

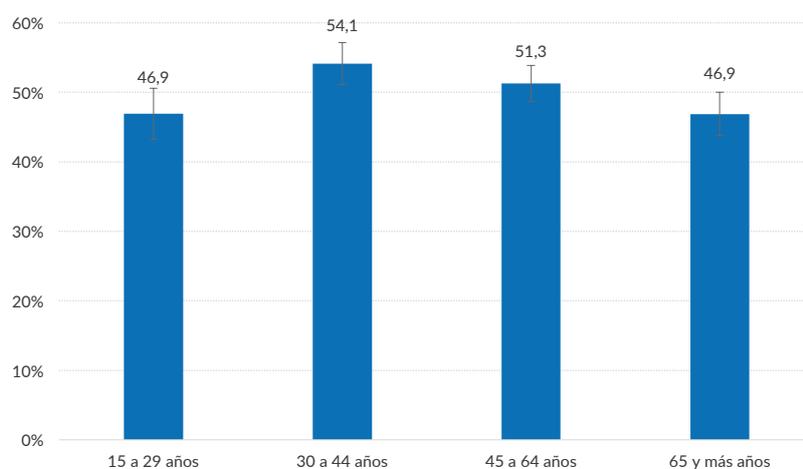
Por último, a la pregunta sobre para qué tipo de servicios utilizan el seguro privado, las opciones más escogidas han sido: especialistas (84,7%), servicios de urgencia hospitalaria (26,6%) y atención primaria (20,6%).

[Volver al Índice](#)

En relación a la prevalencia de tener un aseguramiento privado (incluidas quienes pagan por acto profesional), vemos que no hay diferencias significativas entre hombres y mujeres, ni entre haber tenido o no un diagnóstico de COVID-19 o padecer alguna enfermedad crónica, tanto en general como por tipología (enfermedades relacionadas con dolor y enfermedades relacionadas con alta AVAD y/o factores de riesgo cardiovascular⁷), aunque sí se encuentran entre aquellas que afirman tener un trastorno de ansiedad crónica y/o depresión diagnosticados, siendo la prevalencia de contar con aseguramiento privado un 51,3% para quienes no presentan ninguno de estos trastornos [IC95%= 49,7-52,9] y de 42,7% para quienes presentan al menos uno de estos [IC95%= 38,6-46,7].

Sí se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre edades, encontrando las prevalencias más elevadas en el intervalo de 30 a 44 años (**gráfica 3**).

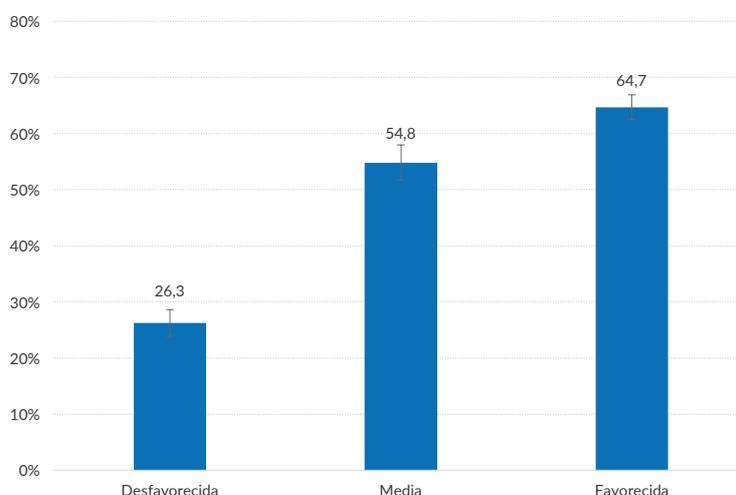
Gráfica 3. Prevalencia de aseguramiento privado según grupo etario con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

También se han encontrado diferencias significativas entre nivel de estudios, clase social familiar, grupos de distrito, estatus migratorio e ingresos mensuales netos en el hogar, observando un gradiente directo en el sentido de la situación económica más favorable, pues cuanto mejor es, mayor es la tasa de atención privada de salud, superando su prevalencia el 50% e incluso, el 60%, en el caso de las situaciones más favorecidas (**gráfica 4 a gráfica 8**):

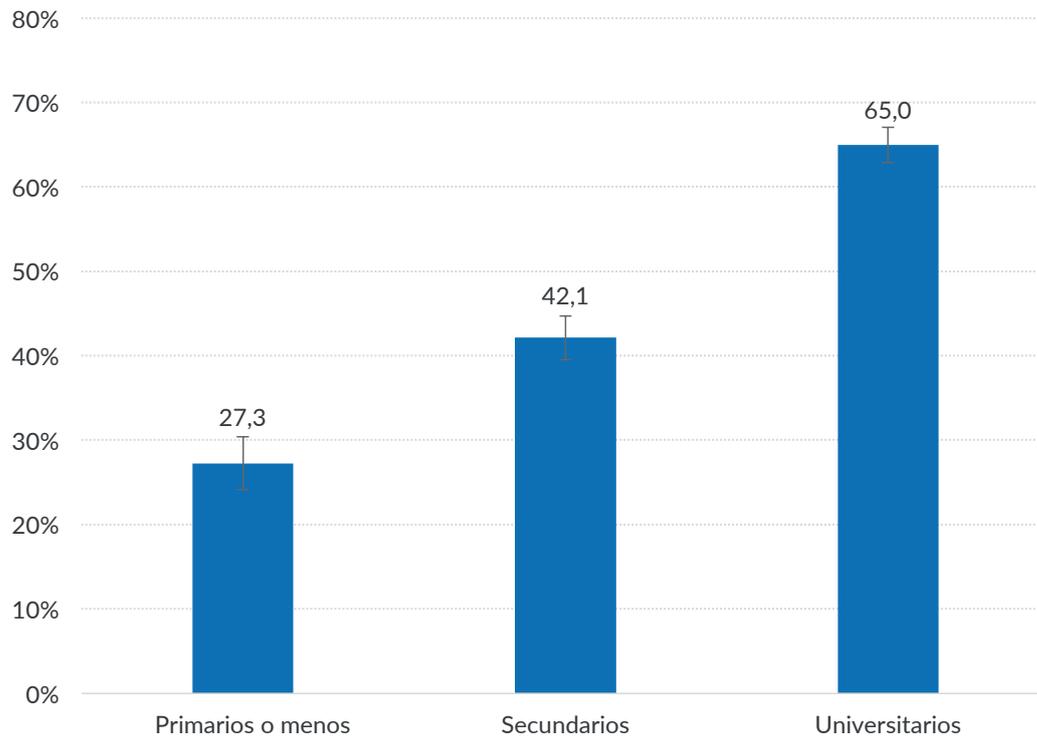
Gráfica 4. Prevalencia de aseguramiento privado según clase social ocupacional familiar con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

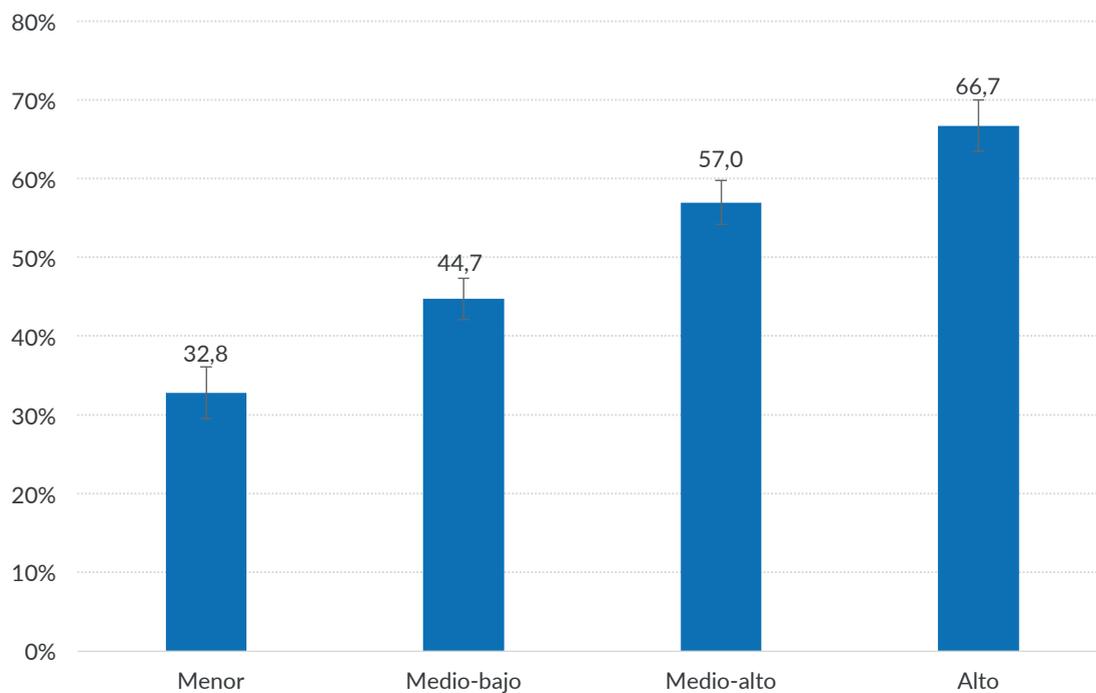


Gráfica 5. Prevalencia de aseguramiento privado según nivel de estudios con sus IC95%



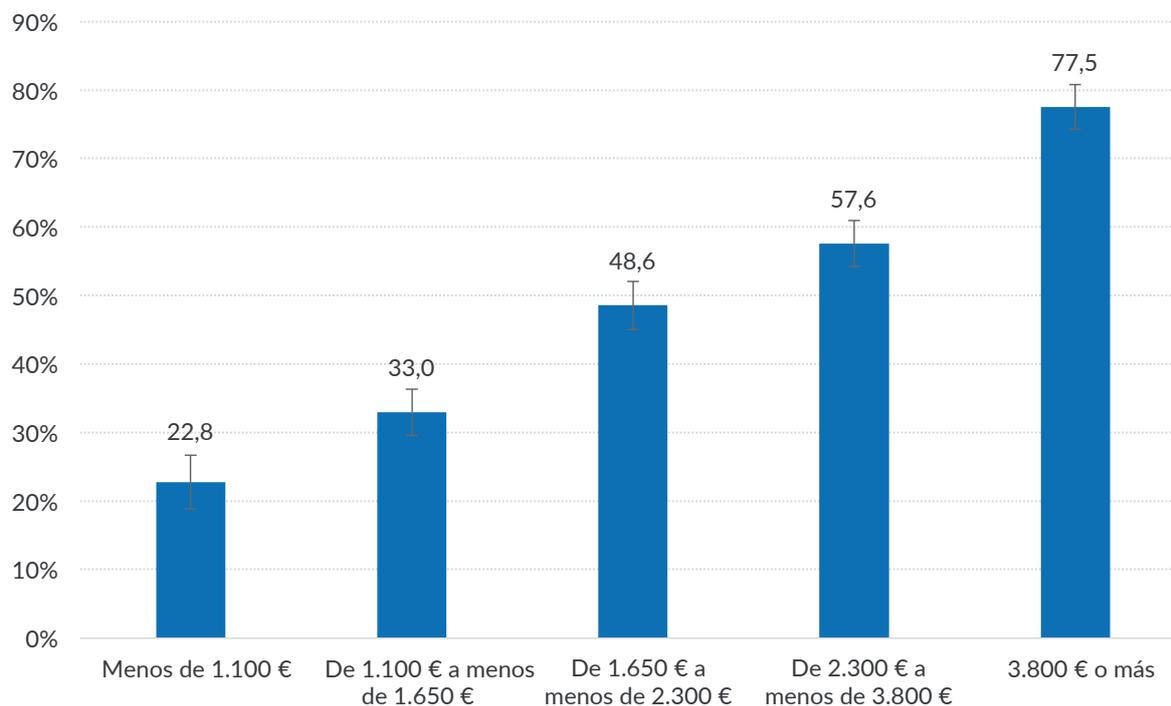
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 6. Prevalencia de aseguramiento privado según grupo de nivel de desarrollo humano de los distritos con sus IC95%



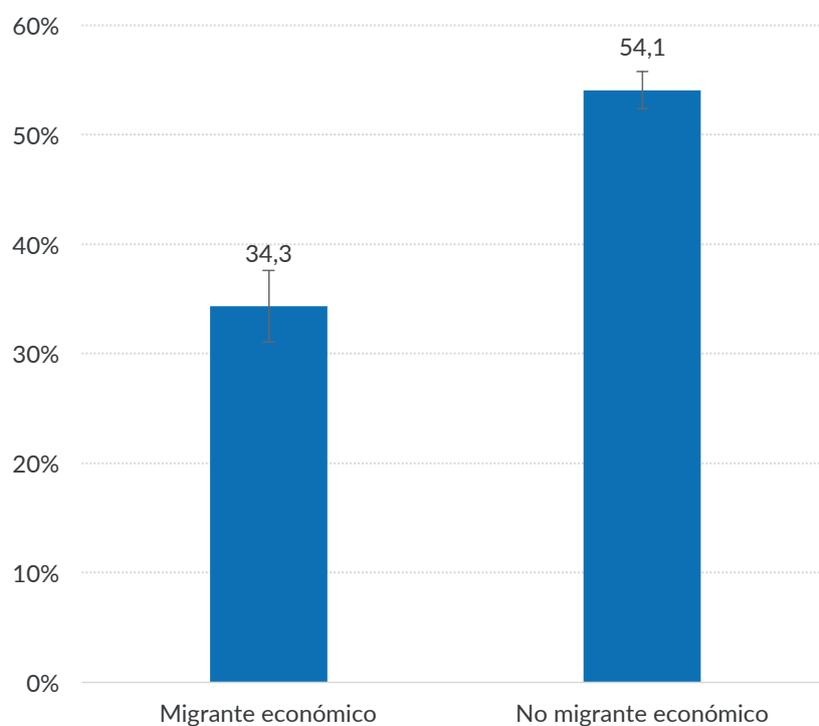
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 7. Prevalencia de aseguramiento privado según ingresos mensuales netos del hogar con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

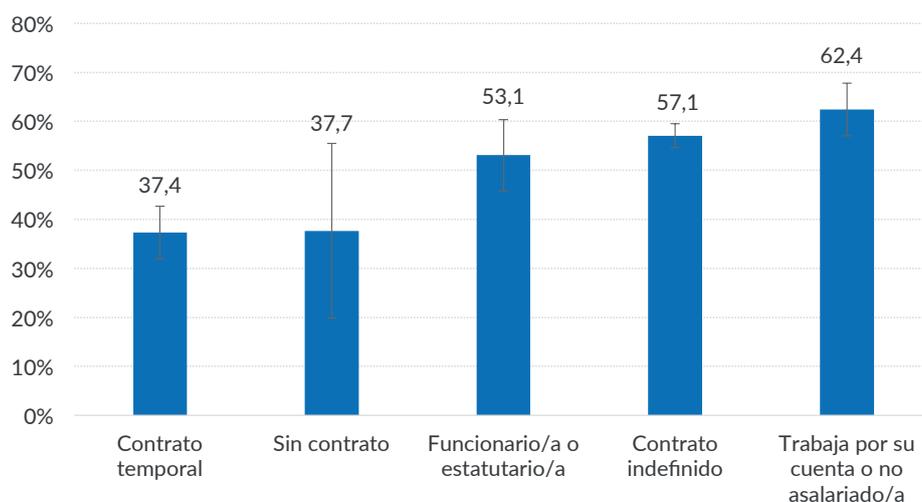
Gráfica 8. Prevalencia de aseguramiento privado según estatus migratorio con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se encuentran además diferencias significativas entre tipos de contrato, concretamente entre aquellas personas que afirman tener un contrato temporal, con respecto a quienes trabajan por su cuenta, tienen contrato indefinido o son funcionarios/as o estatuarios/as. Si bien, las personas sin contrato tienen unas prevalencias similares a aquellas con contrato temporal, pero su intervalo de confianza es demasiado amplio debido a que su n es bastante reducida (n=28). Por su parte, quienes presentan una mayor prevalencia (superando el 60%) son los y las trabajadoras autónomas —es importante señalar que las personas que trabajan como autónomas suelen tener la posibilidad de desgravar este gasto en la declaración de la renta— seguidas de aquellos/as trabajadores/as por cuenta ajena con contrato indefinido —pues las empresas también cuentan con ventajas fiscales, así como las personas empleadas cuya parte del sueldo destinado al seguro médico no se tributa— (gráfica 9).

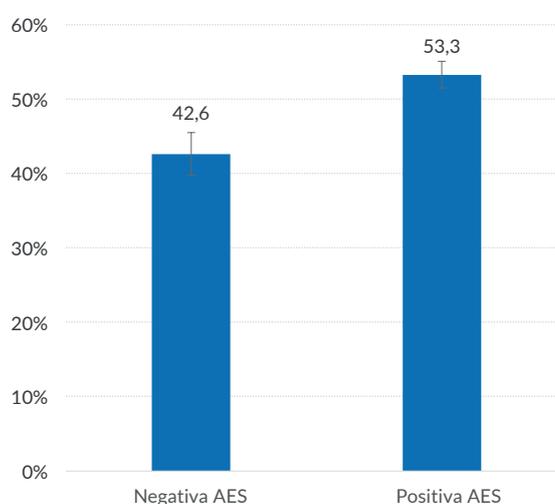
Gráfica 9. Prevalencia de aseguramiento privado por tipo de contrato con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

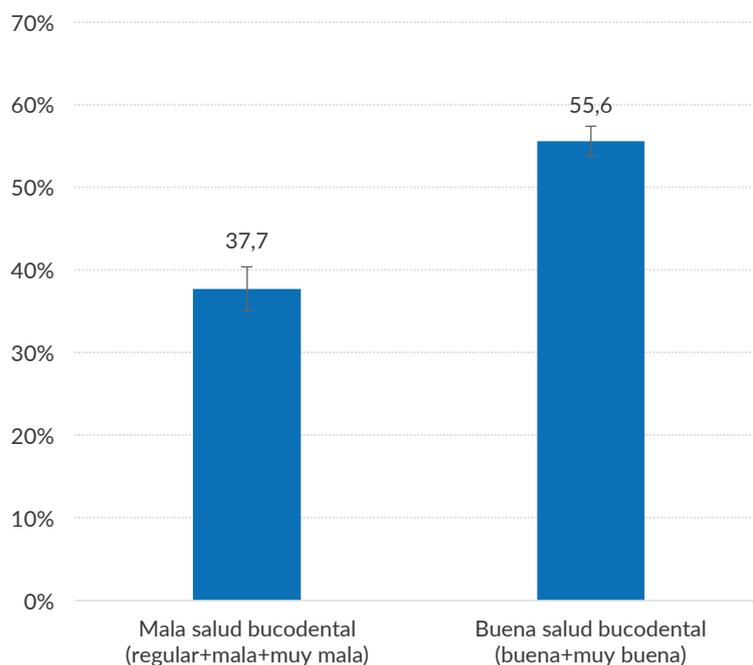
También se encuentran diferencias entre autopercepción del estado salud, gravedad con la que ha cursado la COVID-19, salud bucodental y necesidades de servicios de atención sanitaria no cubiertas por motivos económicos, siendo mayores las prevalencias de aseguramiento privado en aquellas con una situación de salud más favorable y en aquellas que informan no haber tenido necesidades sanitarias que no hayan podido satisfacer (gráfica 10 a gráfica 13).

Gráfica 10. Prevalencia de aseguramiento privado según estado de salud autopercebido (AES) con sus IC95%



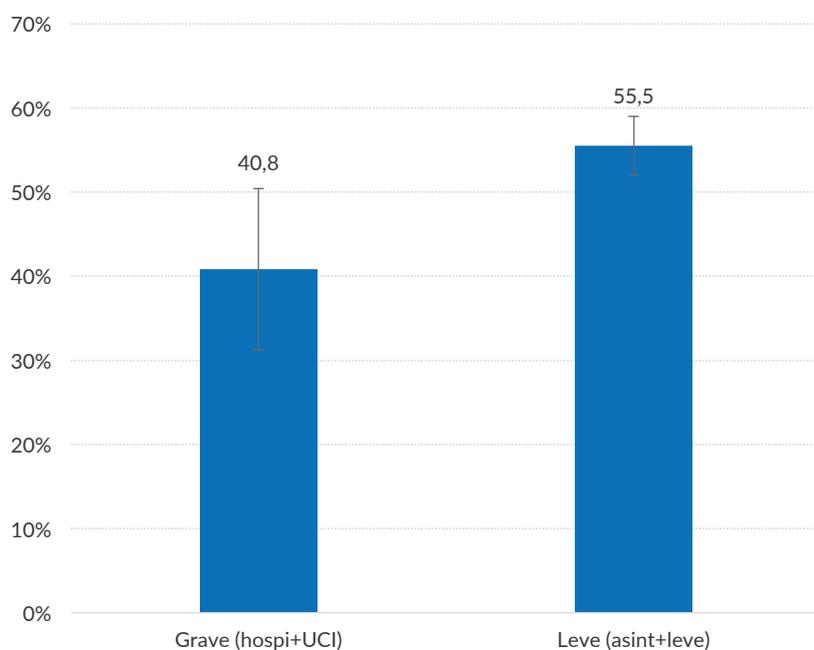
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 11. Prevalencia de aseguramiento privado según estado de salud bucodental con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

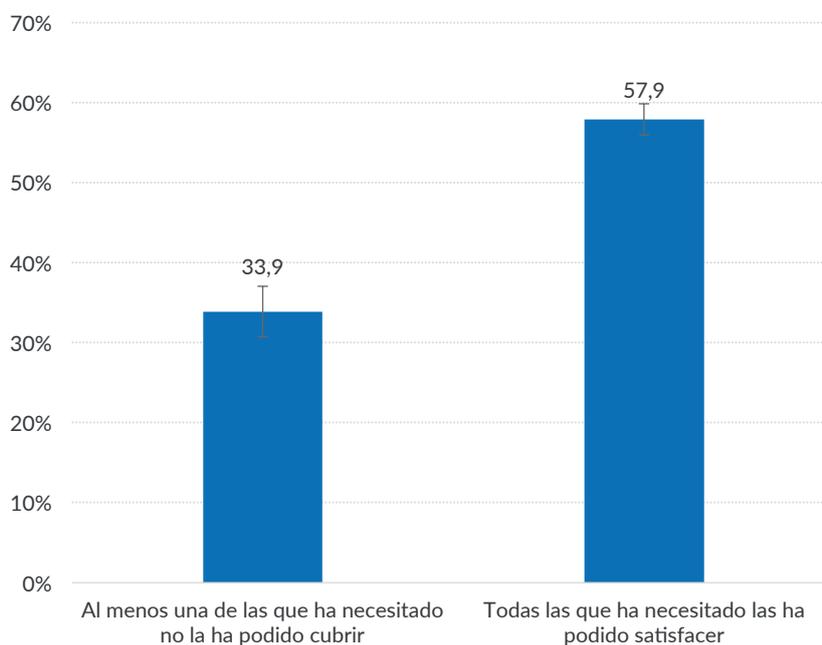
Gráfica 12. Prevalencia de aseguramiento privado según gravedad de la COVID-19 en supervivientes de la infección con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



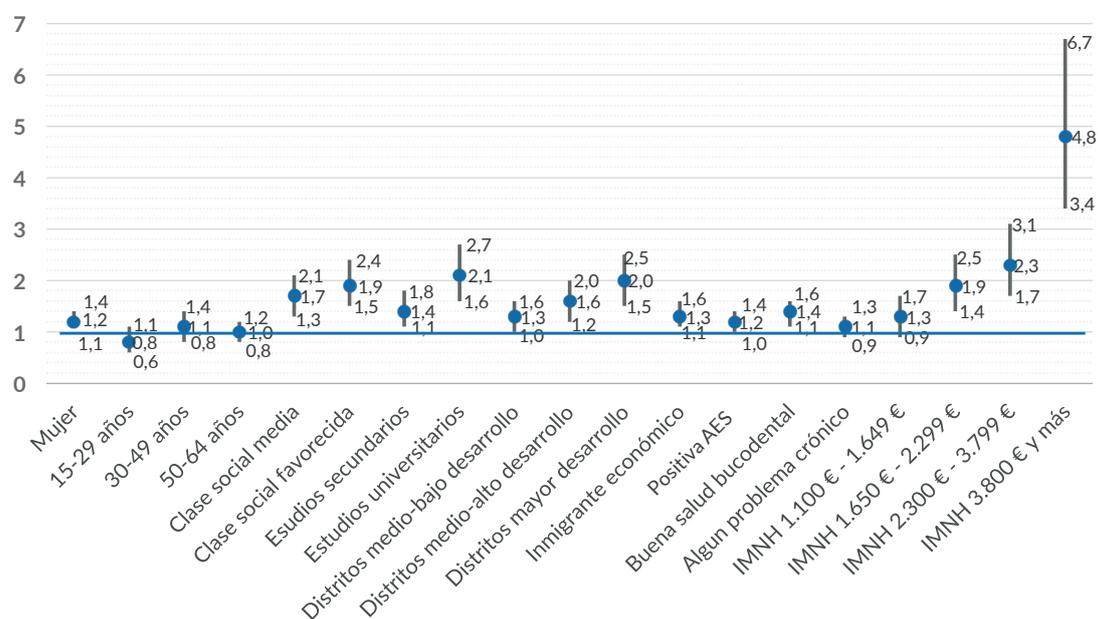
Gráfica 13. Prevalencia de aseguramiento privado según dificultad de acceso a los distintos servicios de atención sanitaria que necesitó, por motivos económicos, con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Posteriormente se realiza un análisis multivariante en el que se han incluido todas las variables que en el análisis bivariante previo han resultado tener unas *odds ratio* significativas estadísticamente, además de sexo y edad. Si bien, hay variables que en los análisis bivariantes han presentado *odds ratio* significativas, pero que se ha decidido excluir del análisis multivariante debido a la poca muestra que presentan: gravedad con la que ha cursado la infección por COVID-19 [OR=1,79; IC95%=1,18-2,74], la cual solo se pregunta a quienes han sido diagnosticados/as de la infección y la dificultad de acceso por motivos económicos a servicios de atención sanitaria, la cual excluye aquellas personas que no han necesitado ningún servicio [OR= 2,68; IC95%=2,28-3,15]. Este modelo de regresión logística multivariante presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,25 (es decir, explica un 25% de la varianza del “riesgo” de tener aseguramiento privado), prediciendo un 68% de los casos. Así, vemos en la **gráfica 14** que los factores que más peso tienen a la hora de explicar el “riesgo” de disponer de un sistema privado de salud (bien por medio de la contratación de una aseguradora o bien mediante pago por acto profesional), son, de menor a mayor peso: presentar un estado de salud bucodental bueno, la clase social familiar (media y sobre todo, favorecida), tener estudios universitarios (y secundarios), vivir en un distrito del grupo de desarrollo más alto (tomando como referencia a quienes viven en los distritos de desarrollo humano menor) y, sobre todo, el riesgo mayor se encuentra en el ingreso mensual neto del hogar (IMNH) observando que aquellas personas que ingresan 3.800 € o más tienen 4 veces más posibilidades de haber contratado un seguro de salud privado o pagar por acto profesional que aquellas que ingresan menos de 1.100 €. Las variables edad, estado de salud autopercebido y enfermedad crónica no presentan un riesgo estadísticamente significativo mayor que su variable de referencia, tras el ajuste del modelo, por lo que quedan fuera del mismo.

Gráfica 14. Aseguramiento privado vs algunos determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de RLM. Variables independientes con OR e IC95% (N= 3.313)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. La categoría no referida es la de referencia (Sexo: hombre; Edad: 65 años o más; Clase Social Familiar: desfavorecida; Nivel de estudios: primarios o menos; Grupo de Distritos: menor desarrollo; Estatus migratorio: no migrante económico; Autopercepción del estado de salud (AES): negativa; Estado de salud bucodental: malo; Enfermedad crónica de las listadas en la encuesta: ninguna; Ingreso mensual neto del hogar: menos de 1.100 €)

Discusión

La mitad de las personas que residen en la ciudad de Madrid afirman tener contratado un seguro privado de salud o pagar por acto profesional. De estas, aproximadamente el 41% utiliza únicamente este sistema. Las principales razones que están detrás de la decisión de contratarlo son principalmente la rapidez, seguida de que ha sido la empresa donde trabaja la que se lo ha ofrecido y la comodidad, mientras que muy pocas personas afirman que lo han hecho porque confían más en la sanidad privada que en la pública (un 2,7%). Las personas con este tipo de seguro afirman usarlo más frecuentemente para acudir a especialistas.

En general vemos cómo las prevalencias de tener un seguro privado de salud aumentan conforme mejora la situación económica en la que se encuentra la persona, así como relacionarse con situaciones más favorables de salud (positiva AES, buena salud bucodental, COVID-19 cursado leve o asintomático, no tener trastornos de ansiedad crónica ni depresión diagnosticados) y no tener dificultad de acceso por motivos económicos a los distintos servicios atención sanitaria que ha podido necesitar desde que comenzó la pandemia.

Con respecto a los datos publicados en anteriores Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid, vemos que el porcentaje de personas que contaba con aseguramiento privado en la ciudad se ha incrementado significativamente, pasando de un 21% que declaraba tener algún tipo de mutua y un 2% que informaba disfrutar únicamente de asistencia privada en 2005 al 50% actual (más del doble)⁸.

Comparando con otras encuestas de salud nacionales, vemos que tanto en la Encuesta Nacional de Salud de 2017 (ENS'17)⁹ como en la Encuesta Europea de Salud de 2020 (EESE'20)¹⁰ se pregunta por esta información de manera algo distinta a cómo se hace en la ESCM'21 (si tiene un aseguramiento exclusivamente público, exclusivamente privado o bien, mixto mientras que en la ESCM'21 se preguntaba si, además del aseguramiento público, tenía de otro tipo); así, observamos que en la ENSE'17 la prevalencia de aseguramiento exclusivamente privado o mixto es del 16,3%, siendo muy similares estas prevalencias entre hombres y mujeres, mientras que



en la EESE'20 estas prevalencias incluso sufren una disminución alrededor de un 1%, siendo del 15,3%. Estos datos, por tanto, son bastante inferiores a los reflejados por nuestros resultados para la ciudad de Madrid. Si bien, al igual que sucede en esta, a nivel estatal se observa la misma tendencia a contratar este tipo de aseguramientos conforme mejora la situación socioeconómica (estudios universitarios, clases sociales más favorecidas, etc.). Los datos para el conjunto de la Comunidad de Madrid aportados por la ENSE'17 señalan a esta como la comunidad con más volumen de personas con seguro privado (exclusivo o mixto): un 31,4%, mientras que en la EESE'20 muestra una cierta disminución de esta prevalencia pasando a un 24,8%, siendo en su caso la tercera comunidad con mayor tasa de aseguramiento privado, por detrás de Baleares y Cataluña. Por último, en el Barómetro Sanitario de julio 2023¹¹ se constata que en la Comunidad de Madrid en esa fecha se alcanzó el 43,5% de personas con aseguramiento privado (N=204), tasa similar a la de la capital, mientras que en España se situaba en un 33,6% (N=2.586), es decir, que respecto a España la capital se sitúa a la cabeza en la frecuencia de población que tiene otras alternativas de atención además de la pública, aunque en niveles muy parecidos a los de la comunidad autónoma, debiendo reseñarse que, en todo caso, la muestra de la ESCM'21, por su volumen, ofrece menos incertidumbre en la inferencia de sus datos a la población de la que procede.

Por su parte, la Encuesta de Salud de Barcelona de 2021 (ESB'21)¹² muestra datos más similares a los de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid del mismo año, siendo las prevalencias de quienes afirman tener doble cobertura del 40% (42,7% las mujeres y 40,6% los hombres) apenas 3% de diferencia respecto a la ciudad de Madrid en el caso de aquellos que afirman tener aseguramiento privado (sin contar con aquellas que pagan por acto profesional, un 43%). Además, la ESB'21 encuentra un aumento respecto a años anteriores. En cuanto a situación socioeconómica, se percibe también un gradiente directo entre mejor situación y cobertura privada, si bien el aumento respecto a años anteriores se da en todas las clases excepto la más favorecida, en la que tanto en hombres como mujeres se observa cierto descenso respecto a la encuesta anterior (2016).

Por su parte, el informe de la patronal de seguros privados UNESPA muestra unas cifras algo mayores que las aportadas por la EESE'20 para ese mismo año, de manera que, según sus datos, en España un 23,6% de personas tienen seguro privado de salud, siendo Madrid la comunidad en cabeza con un 36,7%⁶.

Conclusiones

- La mitad de la población de la ciudad de Madrid tiene contratada una póliza de aseguramiento privado de salud, o bien acude a la atención privada cuando lo necesita, tasa que supera en más del doble a la de hace 16 años.
- Estas cifras superan lo encontrado por otras encuestas para la Comunidad de Madrid y el conjunto del territorio español, y son muy similares, aunque algo superiores, a las encontradas para la ciudad de Barcelona en el mismo año.
- El 41% de quienes tienen un seguro de salud privado utiliza principalmente este sistema, y entre las razones para contratarlo destaca la rapidez percibida en la atención, usándolo esencialmente para consultas con especialistas.
- El tener contratado un seguro de salud privado se relaciona directamente con las situaciones socioeconómicas más favorecidas, así como con ser de mediana edad y tener una mejor situación de salud (salud mental, bucodental, salud autopercebida y curso de la COVID-19 leve).
- El factor más explicativo de la contratación de un seguro privado de salud es contar con una renta familiar mensual superior a 3.800 € (4 veces más que en familias con rentas inferiores a 1.100 €), seguido de vivir en los distritos de mayor desarrollo humano y tener estudios universitarios.

Recomendaciones

Resulta apremiante la mejora del Sistema Nacional de Salud en presupuesto, número de profesionales y equipamiento, de manera que permita desaturar el acceso a los servicios, especialmente a la Atención Primaria como servicio básico que es, y disminuyendo las listas de espera, para así ofrecer una atención de calidad, universal y eficaz

para todos/as en igualdad de condiciones. La tendencia a la privatización de la atención sanitaria en muchas partes del territorio español, sobre todo en el caso de la comunidad y ciudad de Madrid, agudiza la brecha en el acceso a la salud de sus habitantes generando inequidades por motivos socioeconómicos que no deberían existir, siguiendo las directrices de la OMS y recuperando y mejorando de manera efectiva el carácter universalista y la calidad de nuestro SNS, cuya urgencia se ha terminado de hacer evidente tras la crisis sanitaria iniciada en 2020.

Referencias bibliográficas

1. Facme, Si-Health. Impacto de la Covid-19 en lo NO-COVID19. Estrategias para “re-priorizar” la atención NO-COVID en el Sistema Nacional de Salud [Internet]. El Instituto de Salud y Estrategia (Si-Health). 2021 [Citado 20 de abril de 2023]. Disponible en: <https://facme.es/wp-content/uploads/2021/11/Documento-Integral-Impacto-del-COVID-19-en-lo-NO-COVID-19.pdf>
2. Ministerio de Sanidad [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad; 2020 [Citado 20 de abril de 2023]. Gasto sanitario privado: millones de euros, porcentaje sobre el PIB y euros por habitante según los países de la Unión Europea (UE-27 + Reino Unido); [aprox. 2 pantallas]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/sanidadDatos/tablas/tabla30_2.htm
3. Indicadores clave del Sistema Nacional de Salud [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad. [Citado 20 de abril de 2023] Disponible en: <https://inclasns.sanidad.gob.es/main.html>
4. Federación de Asociaciones para la Defensa de la Sanidad Pública. Informe Anual 2022. La Atención Especializada en las Comunidades Autónomas 2022 [Internet]. Madrid: FADSP; 2022 [Citado 20 de abril de 2023]. Disponible en: <https://fadsp.es/atencion-especializada-ccaa/>
5. Federación de Asociaciones para la Defensa de la Sanidad Pública [Internet]. Madrid: FADSP; 14 de abril 2023 [Citado 20 de abril 2023]. Auge de los seguros sanitarios privados; [aprox. 6 pantallas]. Disponible en: <https://fadsp.es/auge-seguros-sanitarios-privados/>
6. Unión Española de Entidades Aseguradoras y Reaseguradoras. El seguro de salud en el año 2020. Madrid: UNESPA; 2021 [Citado 20 de abril de 2023]. Disponible en: <https://www.unespa.es/main-files/uploads/2021/06/El-seguro-de-salud-en-2020-FINAL.pdf>
7. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 [Internet]. Madrid; 2018 [citado 18 abril 2022]. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
8. Galván-Romo J, Díaz-Olalla JM, Esteban-Peña M. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2004-2005. Informe final. Madrid: Madrid Salud; 2005 [citado 18 de octubre de 2022]. Disponible en: https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Calidad/Observatorio_Ciudad/06_S_Percepcion/SPCEstudios-Sectoriales/ASalud/ficheros/Informe0572005ASN.pdf
9. Encuesta Nacional de Salud. España 2017 (ENSE 2017). Utilización de servicios sanitarios (Valores absolutos y medias). Inaccessibilidad a distintos tipos de atención sanitaria por motivos económicos en los últimos 12 meses [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad; 2018 [citado abril 2023]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuestaNac2017/ENSE17_MOD1_ABS.xlsx
10. Encuesta Europea de Salud 2020 (EESA 2020). Asistencia sanitaria: Cifras absolutas. Inaccessibilidad a la asistencia sanitaria [Internet]. Madrid: INE; 2020 [citado 17 de abril 2023]. Disponible en: <https://www.ine.es/dynt3/inebase/es/index.htm?type=pcaxis&path=/t15/p420/a2019/p02/&file=pcaxis>
11. Ministerio de Sanidad. Barómetro Sanitario, 2ª oleada 2023. Julio 2023. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/BarometroSanitario/home_BS.htm
12. Agència de Salut Pública de Barcelona. Enquesta de Salut de Barcelona. 2021-2022. [Internet]. Barcelona: Ajuntament de Barcelona. Agència de Salut Pública de Barcelona; 2022 [citado 20 de abril de 2023]. Disponible en: https://www.aspb.cat/wp-content/uploads/2022/11/ASPB_Enquesta-Salut-Barcelona-2021.pdf

2.3.6 ALFABETIZACIÓN SANITARIA

Introducción

La Organización Mundial de la Salud (OMS) define la alfabetización sanitaria como “el conocimiento, motivación y competencias para acceder, comprender, valorar y aplicar la información en salud para hacer juicios y tomar decisiones en la vida cotidiana sobre la enfermedad, la prevención y la promoción de la salud y el mejoramiento de la calidad de vida”¹.

La alfabetización sanitaria es un término traducido del inglés “*health literacy*”, cuyos orígenes podrían situarse en 1978, con el estudio de Leonar y Cecile Doak y su estudio sobre las habilidades lectoras de pacientes hospitalizados², y que ha ido ganando cada vez mayor importancia³. En los últimos años, en Europa se ha prestado una atención más detenida a la alfabetización sanitaria, con el propósito de aproximarse y unificar los intentos de conceptualizar el fenómeno y medirlo, teniendo en cuenta que es un concepto utilizado hasta la fecha fundamentalmente por profesionales de habla inglesa y española, con las dificultades que plantea su traducción a otras lenguas, o en contextos culturales diferentes⁴.

En la definición asumida por la OMS, desarrollada en 2012 por la *European Health Literacy Consortium*, se identifican 12 subdimensiones sobre la alfabetización sanitaria en relación con el acceso o la obtención de información relevante sobre la salud, el entendimiento de esta, apreciar, evaluar o juzgar la misma y finalmente aplicarla o usarla¹. Es por ello, que la alfabetización sanitaria implica habilidades relativas al conocimiento y al acceso a la información adecuada, interpretarla, juzgarla y aprovecharla para tomar decisiones fundadas sobre la propia salud³.

La alfabetización sanitaria se considera un determinante en salud y está íntimamente relacionada con otros determinantes sociales, como el nivel educativo y socioeconómico. Así, una alfabetización sanitaria más débil conlleva decisiones menos saludables, comportamientos de riesgo, menor capacidad de autocuidado¹, peor interacción con los sistemas sanitarios, participación limitada en actividades de prevención de la enfermedad y promoción de la salud, manejo inadecuado de las enfermedades crónicas o de la medicación y, por todo ello, una peor salud, mayor mortalidad⁵ o mayores tasas de hospitalización².

Los intentos europeos por coordinarse y asumir una definición en conjunto que unifique los esfuerzos para dimensionar la alfabetización sanitaria dan lugar entre 2009 y 2012⁶ al proyecto “*European Health Literacy Survey*” (HLS-EU), financiado por la Comisión Europea y formado por 8 países entre los que se encontraba España, planteando la necesidad de documentar por primera vez los datos sobre alfabetización sanitaria³.

Frente a este concepto amplio de alfabetización sanitaria, en el presente estudio se pretende conocer las fuentes habituales de obtención de la información para tomar decisiones sobre la salud por parte de las personas residentes en la ciudad de Madrid. Para ello, el primer objetivo de este trabajo fue analizar las prevalencias de las fuentes de información comúnmente más consultadas por la ciudadanía madrileña y de algunos grupos de personas según ciertas variables sociodemográficas. El segundo objetivo de este estudio fue identificar la influencia de algunos factores demográficos, socioeconómicos y psicosociales sobre la explicación de la consulta a distintas fuentes de información de cara a tomar decisiones sobre la salud de uno/a mismo/a.

Método

Fuente de datos

Los principales resultados de este estudio sobre la alfabetización sanitaria se extrajeron de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21)⁷, elaborada por Madrid Salud. El número total de personas encuestadas fue de 4.166 personas, de las que 25 no contestaron. La pregunta con que se exploró este determinante tenía respuesta múltiple y 5 posibles opciones de respuesta.

Instrumentos

Para medir la alfabetización sanitaria en la ESCM'21 se utilizó la siguiente pregunta de respuesta múltiple en el cuestionario: *“Cuando necesita información para tomar decisiones sobre su salud, como realizar tratamientos, hacer ejercicio físico, realizar pruebas preventivas de enfermedades, vacunarse, etc. ¿dónde la busca?”* (“Acudo a profesionales de la salud”; “En internet”; “En los medios de comunicación”; “Consulta a familiares, amigos o conocidos”; “No busco información para tomar decisiones sobre mi salud”).

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados para la pregunta objeto de este estudio, considerándose las fuentes de información de consulta como la no consulta, tanto escogidas como opción única, múltiple o de ambas maneras. Por ello, para la descripción de los datos, al tratarse de una pregunta con respuesta múltiple se ha separado y computado cada respuesta individualmente y en conjunto.

Para aquellas fuentes de información de consulta más comúnmente citadas por los/as encuestados/as (profesionales de la salud, Internet y entorno cercano) se realizó un análisis de prevalencias según el sexo, la edad, el sexo y la edad, la clase social ocupacional familiar, el grupo de distritos por nivel de desarrollo humano, el nivel de estudios, la situación laboral, el estatus migratorio y el estatus vacunal. De cara a la no consulta de información se efectuó un análisis de prevalencias según el sexo y la edad. En el caso de las opciones de consulta se estudiaron cuando habían sido respondidas tanto de manera única como de forma múltiple.

Posteriormente, se procedió a un análisis bivalente de la consulta y la no consulta a profesionales de la salud, a Internet y al entorno cercano (familiares, amigos o conocidos). Al igual que en los análisis anteriores, se consideraron las consultas mencionadas previamente elegidas como opción única y de manera múltiple. Se incluyeron las siguientes variables dicotomizadas:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: sexo; edad; inmigración económica; situación laboral; dificultad para llegar a fin de mes.
- Psicosociales y de salud, como: depresión en el último año; ansiedad crónica en el último año; enfermedad crónica; limitación crónica de la actividad; autopercepción del estado de salud; cambio en la autopercepción del estado de salud; satisfacción con la sanidad pública de Madrid; diagnóstico de COVID-19; gravedad de COVID-19; estatus vacunal.

Tras los análisis bivariantes, se realizaron seis análisis multivariantes: uno sobre la consulta a profesionales de la salud; no consulta a profesionales de la salud; consulta en Internet; no consulta en Internet; consulta a entorno cercano; y no consulta a entorno cercano. Para ello, en cada análisis se somete a todas aquellas variables que muestran una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$), a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo explicativo más simplificado e interpretable. Para los modelos de consulta se establece como referencia la condición a priori más desfavorable para la salud de la persona, mientras que para los modelos de no consulta sería la condición más favorable. Los criterios para aceptar los modelos son que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcance la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus sea estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global de casos correctamente clasificado sea superior al 50%. En base a estos criterios y a la literatura previa se eliminan o introducen distintas variables hasta obtener los modelos finales que se presentan, destacando entre ellos la consulta a profesionales de la salud, la no consulta en Internet y la no consulta al entorno cercano.

También hay que destacar que en los análisis multivariantes de consulta y no consulta se añaden otras variables de especial interés que no han sido previamente incluidas en los análisis bivariantes, debido a que si se dicotomizan pierden información relevante con relación a la consulta y no consulta. Estas variables son las siguientes:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: nivel de estudios; clase social ocupacional familiar y nivel de desarrollo humano del distrito.
- Dificultad de acceso a asistencia médica por lista de espera demasiado larga desde el inicio de la pandemia: *“Desde el inicio de la pandemia, ¿alguna vez ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando lo necesitaba por una lista de espera demasiado larga?”* (“Sí”; “No”; “No he necesitado asistencia médica”).

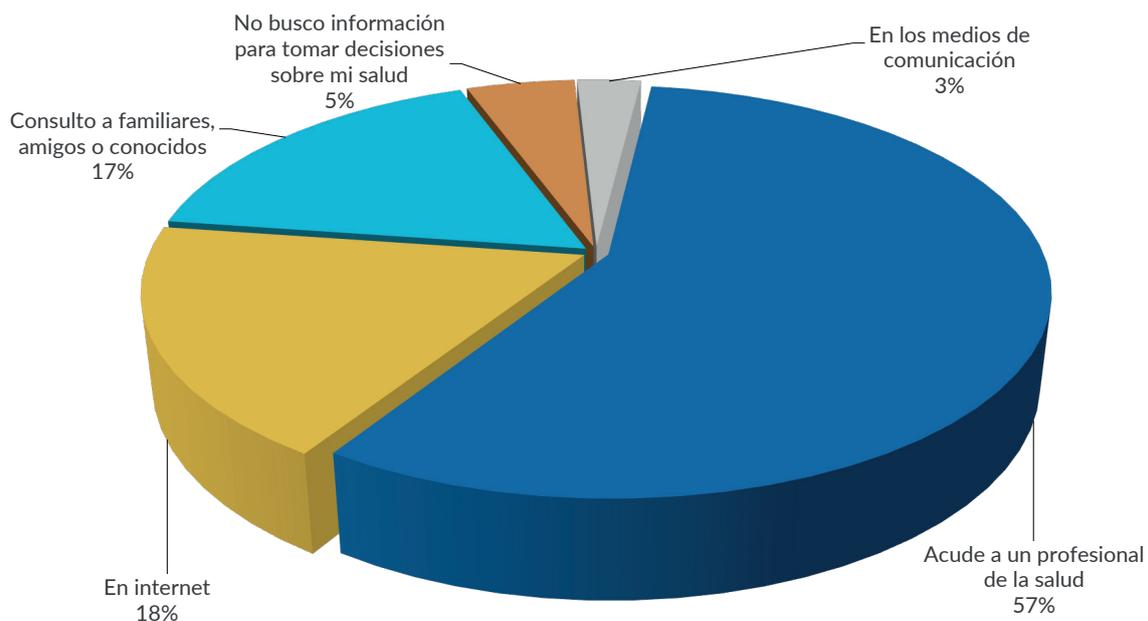
- Dificultad de acceso a asistencia médica por colapso del sistema sanitario desde el inicio de la pandemia: “Desde el inicio de la pandemia, ¿ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando la necesitaba por colapso del sistema sanitario debido a la situación COVID?” (“Sí”; “No”; “No he necesitado asistencia médica”).
- Rehusar o demorar la asistencia médica por miedo a la infección por SARS-CoV-2: “Desde el inicio de la pandemia, ¿ha tardado en solicitar o ha pospuesto la asistencia médica cuando la necesitaba por temor a infectarse de coronavirus?” (“Sí”; “No”; “No he necesitado asistencia médica”).

Todos los análisis se realizaron con el programa estadístico SPSS.

Resultados

En la **gráfica 1** se puede observar la distribución de las respuestas obtenidas a la pregunta “Cuando necesita información para tomar decisiones sobre su salud, como realizar tratamientos, hacer ejercicio físico, realizar pruebas preventivas de enfermedades, vacunarse etc. ¿dónde la busca? (Pregunta con respuesta múltiple)”. De las respuestas obtenidas, el 57% corresponde a consulta a profesionales, seguida de búsqueda en internet con un 18% y de consulta a familiares/amigos/conocidos con un 17%.

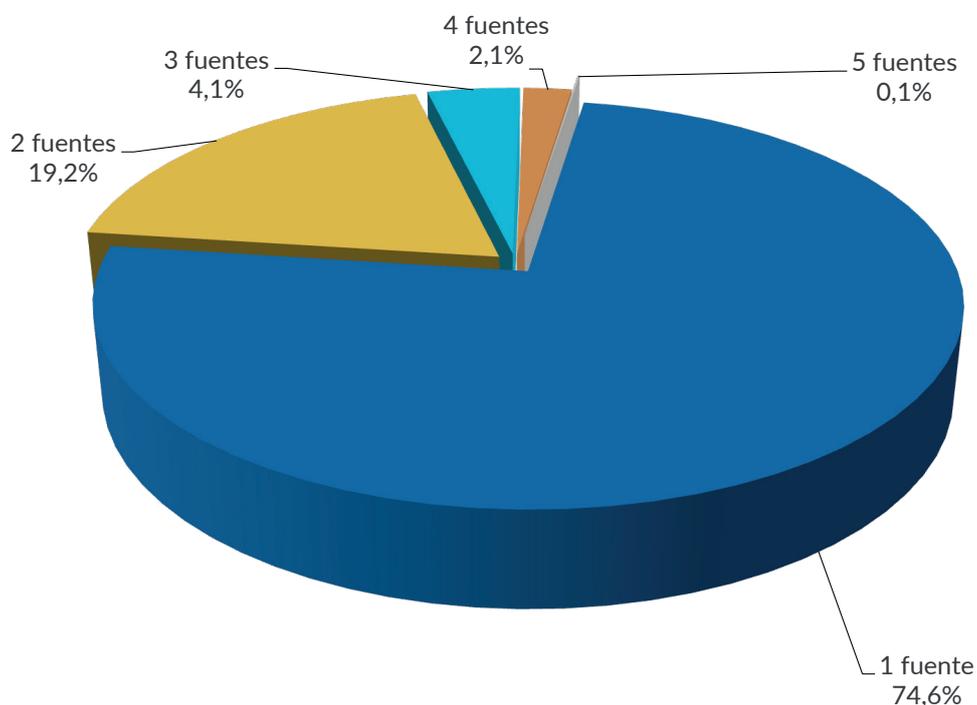
Gráfica 1. Distribución de las fuentes de información consultadas para tomar decisiones sobre la salud, según el número total de respuestas obtenidas (N=5.581)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta la posibilidad de respuesta múltiple a la pregunta para conocer la fuente de consulta para obtener información sanitaria, y en función del número de encuestados/as, se puede observar que el 74,6% de personas solo acudía a una fuente de información, independientemente de cuál fuese esta. El 19,2% señalaba que acudía a dos fuentes para obtener información sanitaria (**gráfica 2**).

Gráfica 2. Distribución del número de fuentes consultadas para tomar decisiones sobre la salud, según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Al medir las diferentes 22 opciones de respuesta generadas y observando la distribución de las personas que indicaron que solo consultaban una de las fuentes de información, obtenemos que el 55,2% solo acudía a profesionales de la salud, el 7,4% a Internet, y el 6,6% al entorno cercano (familiares, amigos o conocidos), además de que un 5,3% reportaban no buscar información para tomar decisiones en lo concerniente a su salud.

Analizando las combinaciones más frecuentes generadas al computar utilizando la respuesta múltiple se determina que las dos más frecuentes eran consultar a profesionales e Internet con un 7,4% y profesionales junto al entorno cercano (familiares, amigos o conocidos) con un 6,8%.

Si se centran los resultados en los encuestados/as y las opciones más elegidas es de destacar que el 76,5% eligió consultar con profesionales como opción única o junto a otras, frente al 24,4% que escogió Internet como opción única o junto a otras.

Tal y como se observa en la **tabla 1**, se encuentra que, considerándose como opción única, las personas informaban de realizar consultas a profesionales de la salud en el 55,2% de los casos, siendo también tal opción la más frecuente cuando se opta por la misma junto a otras opciones (opción múltiple) en el 21,3% de los casos, seguido de la consulta en Internet (17,2%) y al entorno cercano (16,4%). Tras los resultados mencionados, como cabe esperar, la consulta a profesionales de la salud resulta ser también la opción más elegida por los/as encuestados/as cuando se considera tanto su elección como opción única como múltiple (ambas), correspondiendo al 76,5% de los casos.

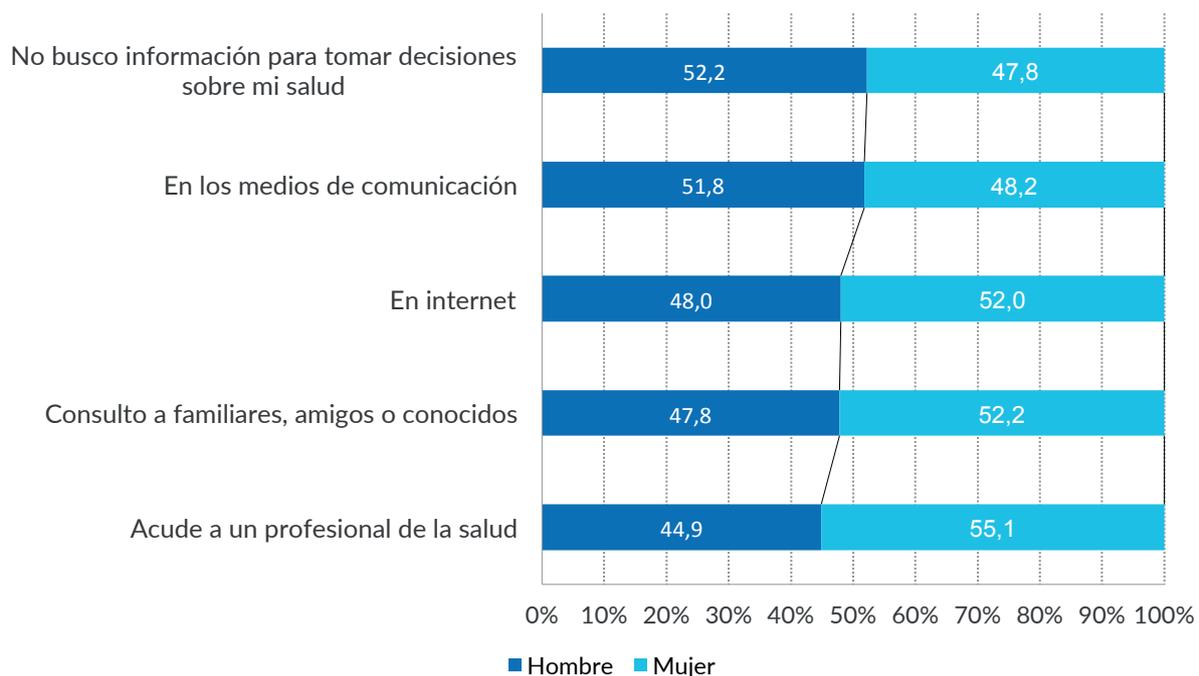
Tabla 1. Prevalencias de los tipos de fuentes consultadas para tomar decisiones sobre la salud, elegidas como opción única, múltiple (sin opción única) y ambas (única y múltiple) según el número total de encuestados/as (N=4.166)

Variables	Solo opción única		Opción múltiple (sin opción única)		Ambas (única y múltiple)	
	Recuento	Porcentaje	Recuento	Porcentaje	Recuento	Porcentaje
Consulta a profesionales	2.300	55,2%	889	21,3%	3.189	76,5%
Consulta en Internet	300	7,2%	716	17,2%	1.016	24,4%
Consulta a medios de comunicación	13	0,3%	143	3,4%	155	3,7%
Consulta a entorno cercano	274	6,6%	683	16,4%	957	23,0%
No consulta	219	5,3%	45	1,1%	264	6,3%

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Al comparar la distribución por sexo de las respuestas por separado (como opción única), se observa que el 44,9% [IC95%=43,2-46,6] de los hombres frente al 55,1% [IC95%=53,4-56,8] de las mujeres acudía a profesionales para obtener información sanitaria, siendo la única respuesta de las cinco posibles que ha mostrado diferencias estadísticamente significativas respecto al sexo.

Gráfica 3. Distribución por sexo de la fuente de información (5.581 respuestas de 4.166 entrevistados/as)

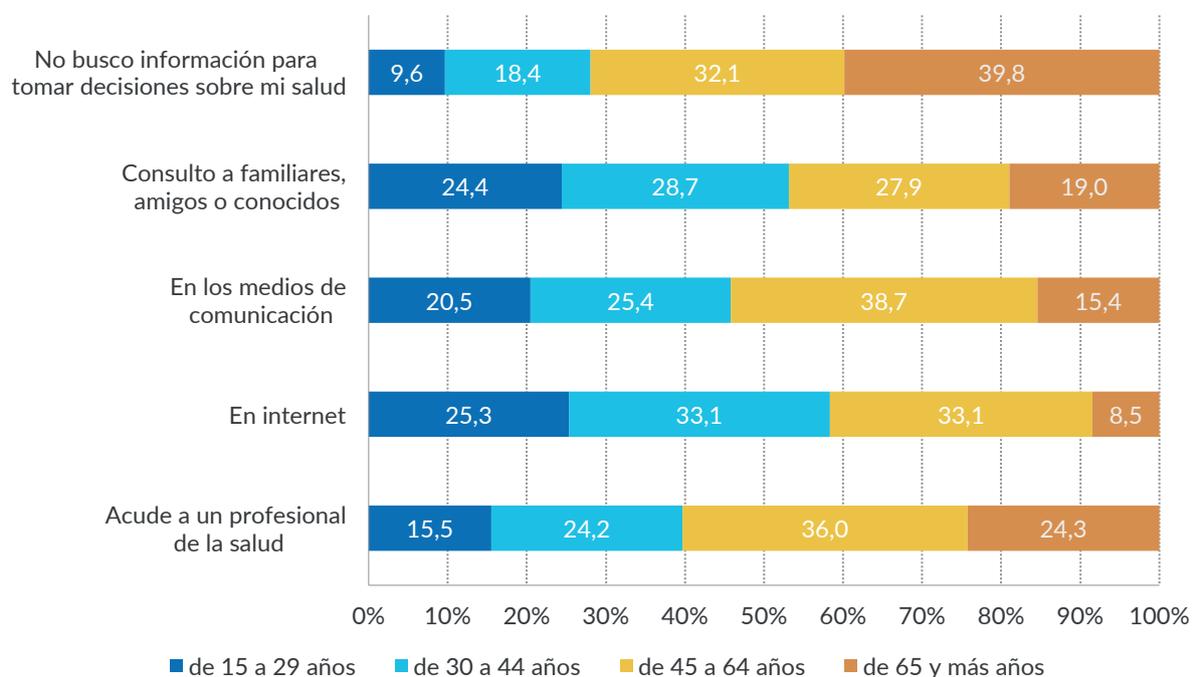


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta los resultados en función de la edad del entrevistado/a, observamos que quienes menos buscan información para tomar decisiones respecto a su salud son las personas de 65 o más años, además de que existe un gradiente evidente con la edad que se puede observar en la **gráfica 4**, alcanzándose diferencias estadísticamente significativas en todos los intervalos de edad.

A destacar, que las personas entre 15 y 29 años informaban de consultar menos únicamente a profesionales de la salud en comparación con personas más mayores, con diferencias estadísticamente significativas, siendo las personas entre 45 y 64 años las que más consultan. En lo que respecta a la consulta únicamente por internet, fueron las personas de 65 y más años las que informaban de consultar menos tal fuente, en comparación con personas ubicadas en intervalos de edad menores, de manera estadísticamente significativa. En cuanto a consultar con el entorno cercano, la mayor frecuencia se produjo en los grupos centrales, pero sin diferencias estadísticamente significativas entre ellos ni con los más jóvenes. Sí que se evidenciaron tales diferencias con el grupo de mayor edad. De igual manera, las personas más mayores informaban, de modo estadísticamente significativo, de consultar menos únicamente a su entorno cercano (familiares, amigos o conocidos). En lo que concierne a la no consulta, destacan las personas más mayores (45-65 y más años) que en contraste con las más jóvenes (15-44 años) informaban, de modo estadísticamente significativo, de no consultar para tomar decisiones con respecto a su salud.

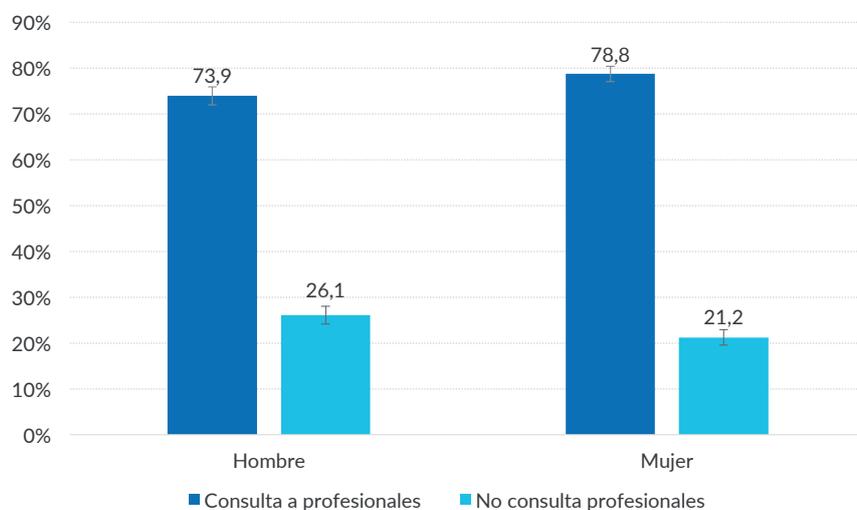
Gráfica 4. Distribución por edad de la muestra según búsqueda de información para tomar decisiones sobre la salud (5.581 respuestas de 4.166 entrevistados/as)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 5** se puede observar que tanto los hombres como las mujeres informaban de mayor consulta a profesionales de la salud que la no consulta cuando se considera tal opción, ya sea de manera única o junto a otras. Concretamente, tanto en la consulta como en la no consulta hubo diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos, destacando las mujeres por consultar con mayor frecuencia a profesionales de la salud (hombre: 73,9%; IC95%=72,0-75,9; mujer: 78,8%; IC95%=77,1-80,4), mientras que los hombres informaban de mayor frecuencia para la no consulta hacia los mismos (hombre: 26,1%; IC95%=24,1-28,0; mujer: 21,2%; IC95%=19,6-22,9).

Gráfica 5. Distribución de personas que consultan y no consultan a profesionales (opción única y múltiple) por sexo según el número total de encuestados/as (N=4.166)



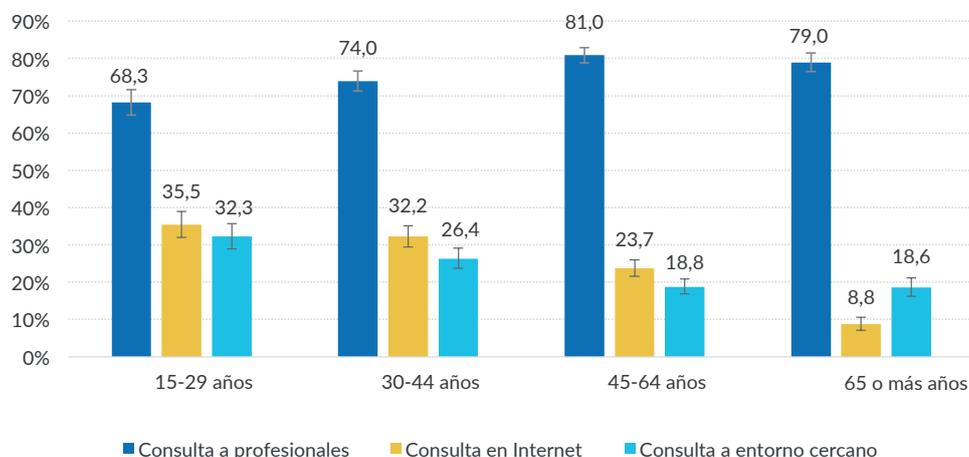
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto de la prevalencia de la consulta por Internet, no se encontraron diferencias significativas según el sexo, pues los hombres incluyeron la respuesta de consulta en Internet en un 25,2% [IC95%=23,3-27,2] de los casos y las mujeres un 23,7% [IC95%=22,0-25,5]. Lo mismo sucede con la consulta al entorno cercano entre sexos (hombre: 23,6%; IC95%=21,8-25,5; mujer: 22,4%; IC95%= 20,7-24,2).

En lo que concierne a no consultar ninguna fuente de información, la prevalencia en los hombres fue mayor que en las mujeres (hombre: 6,3%; IC95%=5,3-7,4; mujer: 4,4%; IC95%=3,6-5,3), no encontrándose diferencias estadísticamente significativas.

En la **gráfica 6** se observa claramente un gradiente según avanza la edad en los diferentes tipos de consulta representados, encontrándose que, a mayor edad, menor es la consulta en Internet y al entorno cercano, mientras que en lo que se refiere a los/as profesionales de la salud el gradiente se da únicamente hasta el intervalo de 45-64 años. Concretamente, existen diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de mayor y menor edad en los distintos tipos de consulta, destacando especialmente las personas de 65 y más años en consultar a profesionales de la salud y las que se encuentran en el intervalo de edad entre 15 y 44 años en consultar en Internet y a su entorno cercano.

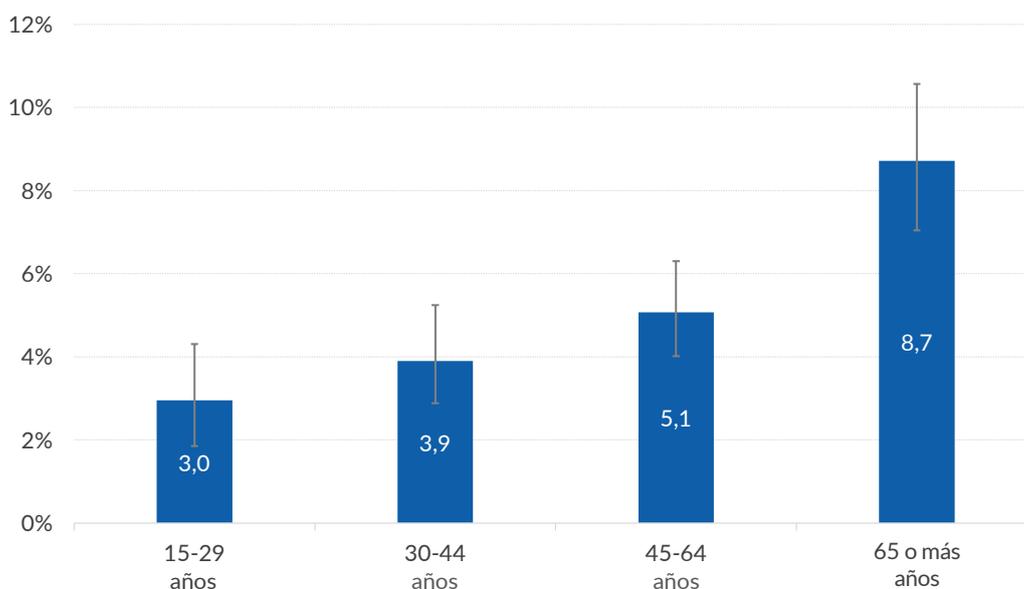
Gráfica 6. Prevalencia de consulta a profesionales, Internet y entorno cercano (opción única y múltiple) por intervalos de edad según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si se atiende a la prevalencia de personas que no consulta ninguna fuente para obtener información sanitaria según los intervalos de edad (**gráfica 7**), se observa un gradiente que indica que conforme avanza la edad se opta más por la elección de no buscar información. Concretamente, destacan las personas de 65 y más años con un 8,7% [IC95%=7,0-10,6], frente a los otros tres grupos de edad, con diferencias estadísticamente significativas.

Gráfica 7. Prevalencia de personas que no buscan información para tomar decisiones sobre su salud por intervalos de edad según el número total de encuestados/as (N=4.166)

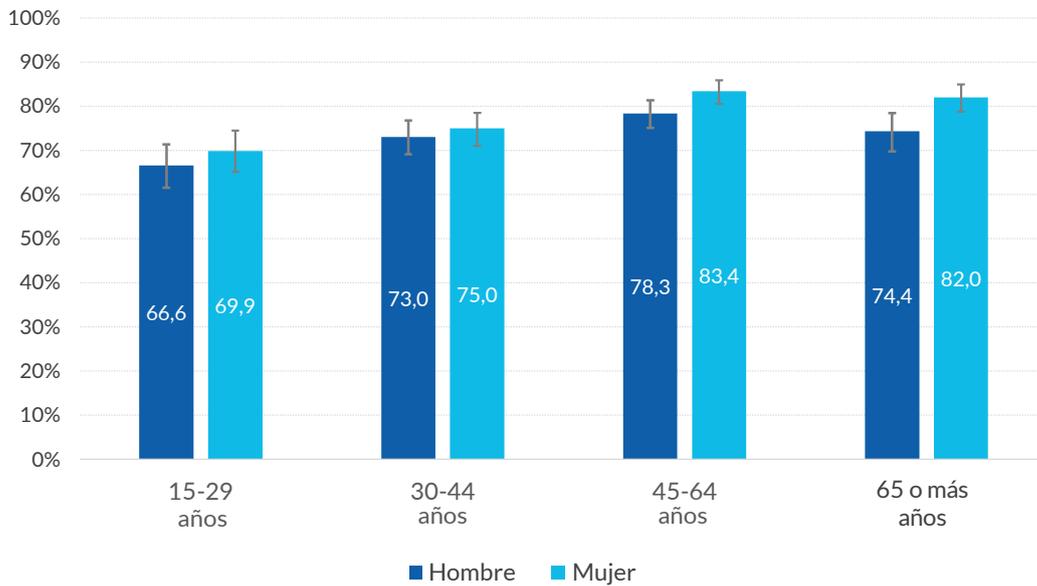


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Teniendo en cuenta las variables de edad y sexo (**gráfica 8**), con relación a la consulta de acudir a profesionales de la salud (opción única y múltiple) se aprecia un gradiente entre las edades que abarca desde los 15 hasta los 64 años, encontrándose que conforme avanza la edad, más se acude a los/as profesionales, siendo las mujeres las que más lo hacen, pero sin diferencias estadísticamente significativas en comparación con los hombres. De manera más concreta, se observa una mayor prevalencia en los hombres de entre 45-64 años (78,3%) [IC95%=75,1-81,3] en comparación con los hombres de menor edad (15-29 años; 66,6%; IC95%=61,6-71,3); (30-44 años: 73,0%; IC95%=69,1-76,8).

Por otro lado, las mujeres entre 45-64 años (83,4%) [IC95%=80,6-85,9] tuvieron una prevalencia más alta en comparación con el resto de las edades (15-29 años: 69,9%, IC95%=65,1-74,4; 30-44 años: 75,0%; IC95%=71,1-78,5; 65 y más años: 82,0%; IC95%=78,7-84,9). Además, en el intervalo de edad de 65 y más años, se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre sexos, siendo para las mujeres de un 82,0% [IC95%=78,7-84,9] frente al 74,4% [IC95%=69,7-78,5] en los hombres, de tal manera que son ellos los que menos acudían a los/as profesionales para obtener información sanitaria en ese rango de edad.

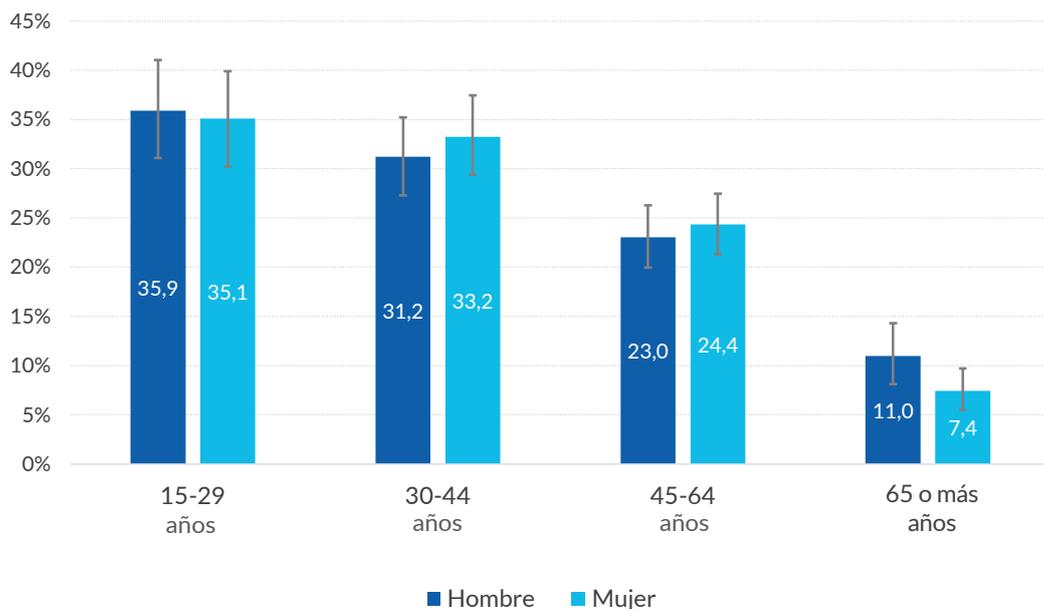
Gráfica 8. Prevalencia de consulta a profesionales (opción única y múltiple) por edad y sexo según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto a acudir a Internet para obtener información sanitaria (opción única y múltiple) considerándose los intervalos de edad y el sexo (**gráfica 9**), el gradiente es descendiente conforme avanza la edad. Específicamente, se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de edad de entre 15-44 años y 45-65 y más años, destacando las personas más jóvenes, tanto hombres como mujeres, por prevalencias más altas.

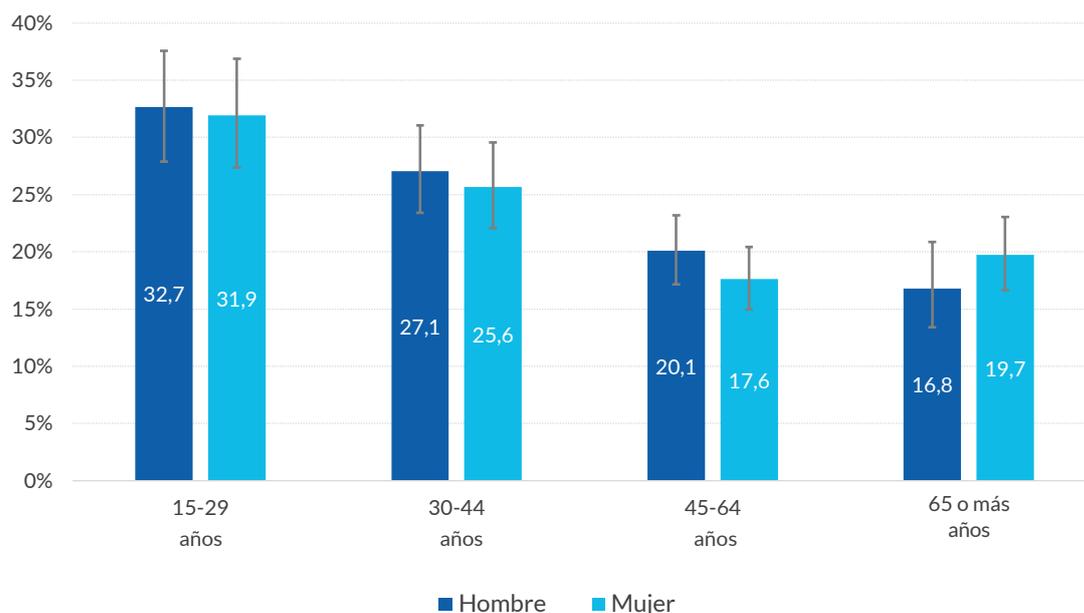
Gráfica 9. Prevalencia de consulta en Internet (opción única y múltiple) por grupo de edad y sexo según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si se observa la **gráfica 10**, se aprecia que en la consulta al entorno cercano (opción única y múltiple) los hombres, en términos generales, suelen consultar más que las mujeres, a excepción de las personas más mayores (65 y más años), pero sin existir diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos en los diferentes intervalos de edad. No obstante, en lo que concierne a las diferencias significativas encontradas en el mismo sexo, destacan tanto los hombres como las mujeres más jóvenes con prevalencias más altas en la consulta en comparación con los más mayores.

Gráfica 10. Prevalencia de consulta a entorno cercano (familiares, amigos o conocidos; opción única y múltiple) por grupo de edad y sexo según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

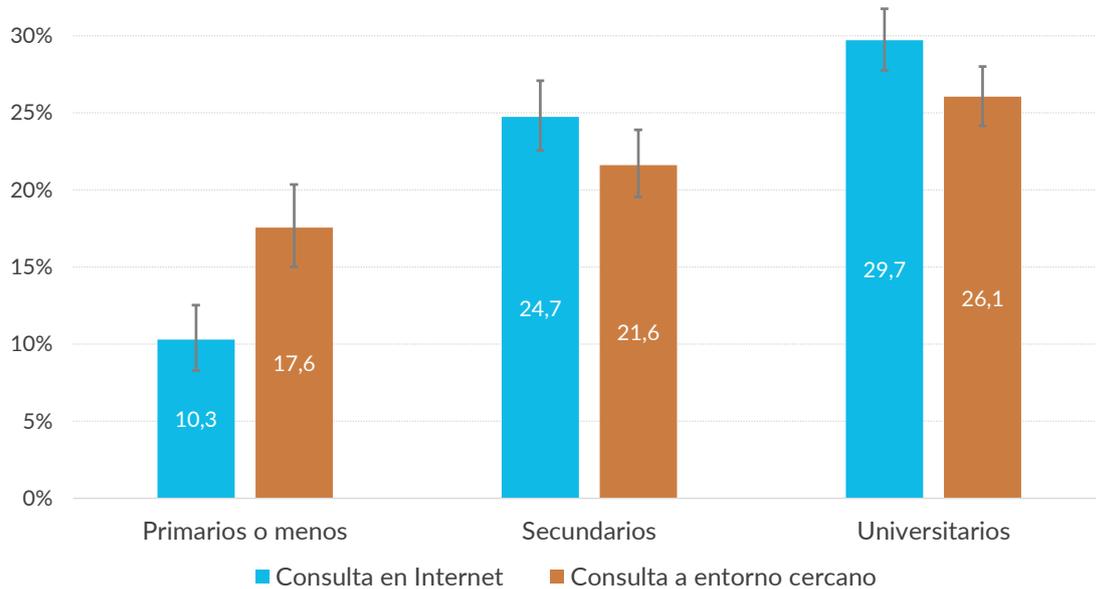
Observando la prevalencia de la variable nivel de estudios y la consulta a profesionales (opción única y múltiple), no se hallaron diferencias estadísticamente significativas, siendo la prevalencia del 75,1% [IC95%=72,0-78,1] para estudios primarios o menos, el 75,7% [IC95%=73,4-77,9] para estudios secundarios y el 77,9% [IC95%=76,1-79,7] para estudios universitarios.

En cuanto al nivel de estudios y la consulta en internet (opción única y múltiple), se observan diferencias estadísticamente significativas entre las personas que informan poseer estudios primarios o menos (10,3%) [IC95%=8,3-12,5], las que tienen estudios secundarios (24,7%) [IC95%=22,5-27,1] y las que declaran estudios universitarios (29,7%) [IC95%=27,7-31,8], siendo por lo tanto este último grupo el que presenta una prevalencia mayor.

De manera similar, con respecto al entorno cercano, se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre aquellas personas que informan de estudios primarios o menos (17,6%; IC95%=15,0-20,4) y las que manifiestan tener estudios universitarios (26,1%; IC95%=24,2-28,0), destacando estas últimas por una prevalencia más elevada.

Tal y como se refleja en la **gráfica 11**, se pueden observar claramente gradientes ascendentes que señalan que a mayor nivel educativo, más se consulta en Internet y al entorno cercano.

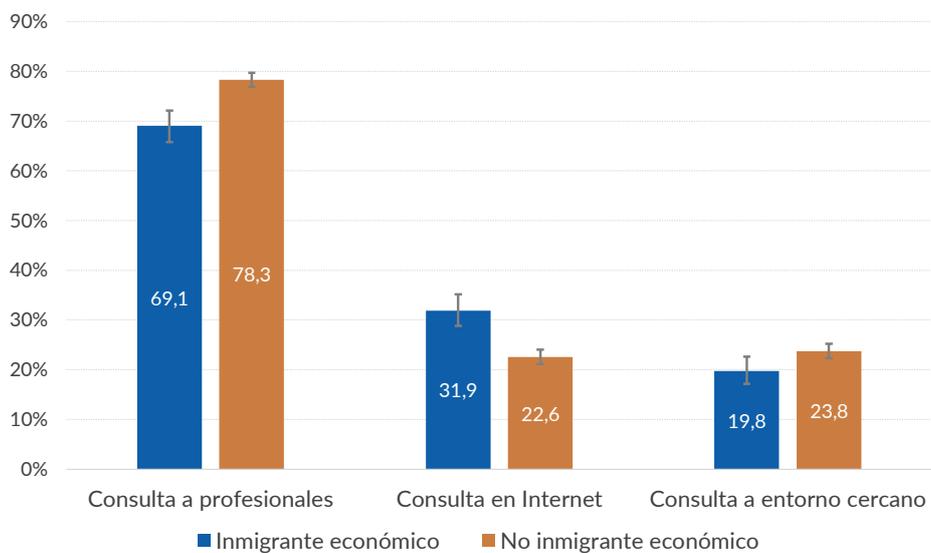
Gráfica 11. Prevalencia de consulta en Internet y entorno cercano (opción única y múltiple) por nivel de estudios según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto al estatus migratorio, se observa que aquellas personas que informaron no ser inmigrantes económicos mostraban una prevalencia más alta tanto en la consulta a profesionales de la salud (opción única y múltiple) (inmigrante económico: 69,1%; IC95%=65,8-72,1; no inmigrante económico: 78,3%; IC95%=76,9-79,7) como en entorno cercano (opción única y múltiple) (inmigrante económico: 19,8%; IC95%=17,2-22,6; no inmigrante económico: 23,8%; IC95%=22,4-25,2). Justo lo contrario es lo que se encuentra en la consulta en internet (opción única y múltiple), destacando las personas inmigrantes por motivos económicos por prevalencias más elevadas frente a quienes no son inmigrantes (inmigrante económico/a: 31,9%; IC95%=28,8-35,2; No inmigrante económico/a: 22,6%; IC95%=21,2-24,0) (gráfica 12).

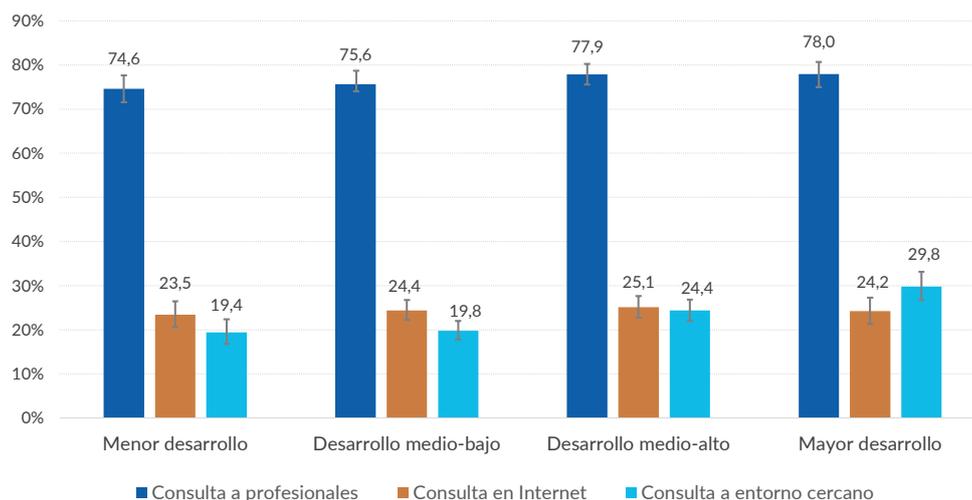
Gráfica 12. Prevalencia de consulta a profesionales, Internet y entorno cercano (opción única y múltiple) por estatus migratorio según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la variable territorial (**gráfica 13**), se ve un gradiente ascendente conforme avanza el desarrollo humano del distrito y la consulta a profesionales de la salud, al igual que con el entorno cercano. De manera más concreta, no existen diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de distritos ni en cuanto a la consulta a profesionales ni en Internet. Sin embargo, sí se encuentran diferencias significativas en lo relativo a la consulta al entorno cercano, destacando las personas que viven en distritos de desarrollo medio-alto o alto, con prevalencias mayores.

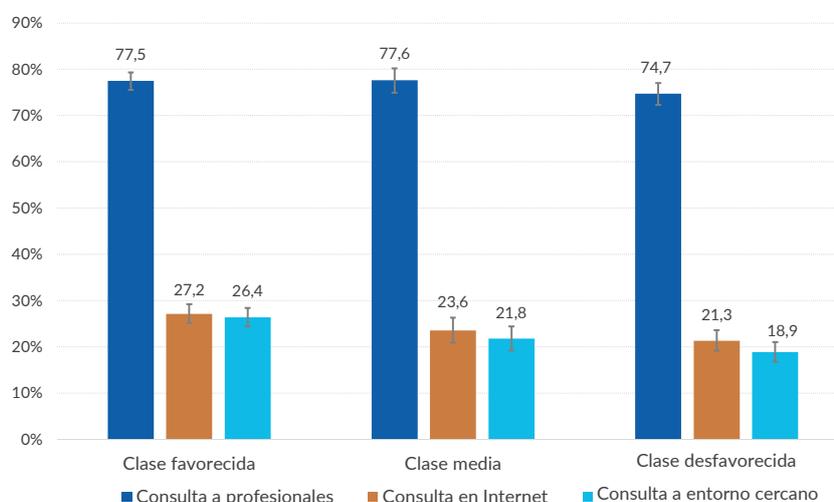
Gráfica 13. Prevalencia de consulta a profesionales, Internet y entorno cercano (opción única y múltiple) por grupo de distritos según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la variable clase social ocupacional familiar (**gráfica 14**), se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre aquellas personas que informan pertenecer a un grupo favorecido (27,2%; IC95%=25,1-29,2) y las de un grupo desfavorecido (21,3%; IC95%=19,2-23,6) en lo que concierne a la consulta en Internet; igualmente en consulta al entorno cercano (favorecido: 26,4%; IC95%=24,4-28,4; desfavorecido: 18,9%; IC95%=16,8-21,1). Concretamente, tanto en la consulta en Internet como al entorno cercano se encuentran gradientes descendentes que informan que conforme más desfavorecida sea la clase social ocupacional familiar a la que uno/a pertenezca, menos se consulta a tales fuentes.

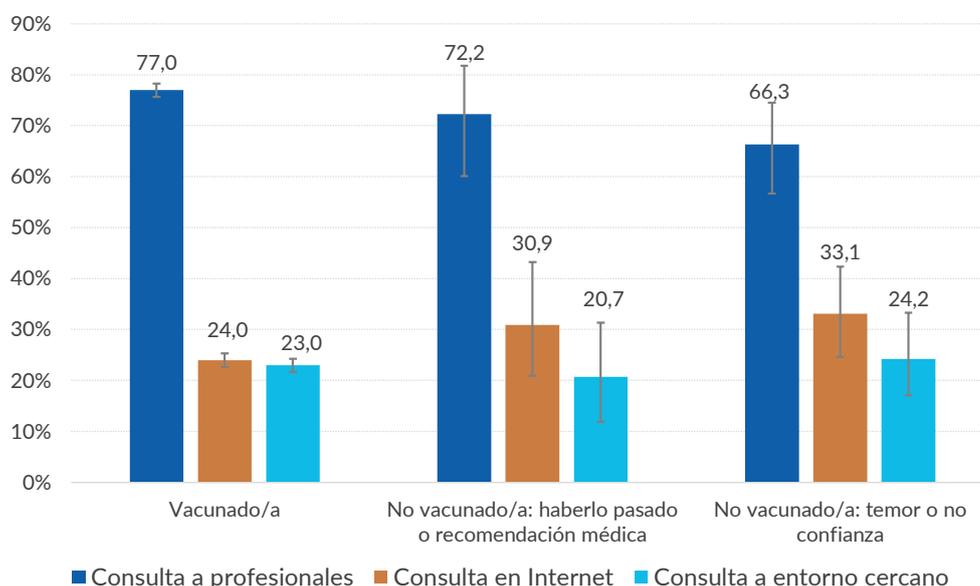
Gráfica 14. Prevalencia de consulta a profesionales, Internet y entorno cercano (opción única y múltiple) por clase social ocupacional familiar según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el estatus vacunal frente al SARS-CoV-2 (**gráfica 15**), se aprecia una prevalencia más baja de consulta a profesionales de la salud para obtener información sanitaria en aquellas personas que informaban no haberse vacunado por temor a los efectos secundarios o desconfianza a la vacuna (66,3%) [IC95%=56,7-74,5] respecto a las personas que comentaron sí estar vacunadas (77,0%) [IC95%=75,7-78,3]. En cuanto a la consulta en Internet, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas según el estatus vacunal, aunque en tal caso son las personas que informaban de no haberse vacunado, por cualquier motivo, las que poseen prevalencias más altas que las vacunadas. Concretamente, en el caso de las personas que consultan a su entorno cercano, son aquellas que manifestaron no haberse vacunado por temor o desconfianza hacia la vacuna, las que denotan una prevalencia más alta, pero sin diferencias estadísticamente significativas en comparación con las dos opciones restantes.

Gráfica 15. Prevalencia de consulta a profesionales, Internet y entorno cercano (opción única y múltiple) por estatus vacunal frente al SARS-CoV-2 según el número total de encuestados/as (N=4.166)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Los análisis bivariantes muestran una relación estadísticamente significativa entre la consulta a profesionales de la salud (opción única y múltiple) y las siguientes variables: sexo (mayor OR para las mujeres), edad (mayor OR para las personas entre 45-64 años), inmigrante económico (mayor OR para aquellas personas que informan de no ser inmigrantes económicos), enfermedad crónica (mayor OR para aquellas personas que declaran tener al menos una enfermedad crónica) y gravedad de la COVID-19 (mayor OR para aquellas personas que notifican una gravedad leve o asintomática de la COVID-19).

En la **tabla 2** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante en cuyo modelo se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,091, por lo que explica el 9,1% de la varianza de la consulta a profesionales de la salud para obtener información sanitaria y clasifica correctamente el 75,5% de los casos. Los resultados indicaron que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que están más fuertemente relacionadas con el “riesgo” de consultar a profesionales de la salud son, de mayor a menor peso estadístico: tener entre 45-64 años, no ser inmigrante económico y tener 65 o más años (**gráfica 16**).

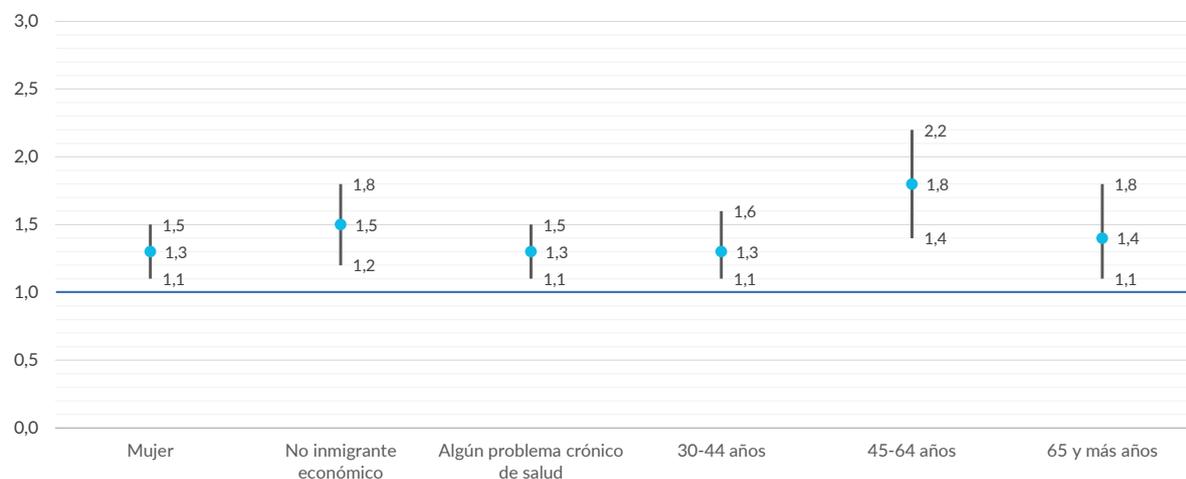
Tabla 2. Distribución de frecuencias de consulta a profesionales de la salud (opción única y múltiple), prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante, según variables de estudio

Variables		Consulta a profesionales de la salud						
		N	n	%	N RLB	OR*	IC95% INF.	IC95% SUP.
Total		4.166	3.189	76,5	4.123			
Sexo	Mujer	2.230	1.757	78,8	2.222	1,3*	1,1	1,5
	Hombre	1.936	1.432	73,9	1.901	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	725	495	68,3	733	1		
	30 a 44 años	1.042	771	74,0	1.051	1,3*	1,1	1,6
	45 a 64 años	1.419	1.149	81,0	1.432	1,8*	1,4	2,2
	65 y más años	980	774	79,0	907	1,4*	1,1	1,8
Inmigrante económico	Sí	813	562	69,1	802	1		
	No	3.353	2.627	78,3	3.321	1,5*	1,2	1,8
Enfermedad crónica	Al menos una	2.776	2.179	78,5	2.847	1,3*	1,1	1,5
	Ninguna	1.235	890	72,0	1.276	1		

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021.

Nota. La regresión logística binaria (RLB) incluyó 4.123 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística.

Gráfica 16. Modelo de regresión logística binaria para la consulta a profesionales de la salud (opción única y múltiple)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 4.123 casos. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad en intervalos (referencia: 15-29 años); Inmigración económica (referencia: Sí inmigración económica); Enfermedad crónica (referencia: ninguna enfermedad crónica)

En lo que concierne a la no consulta a profesionales de la salud (opción única y múltiple), los análisis bivariantes realizados mostraron una relación estadísticamente significativa entre la misma y las siguientes variables: sexo (mayor riesgo para los hombres), edad (mayor riesgo para las personas entre 30-44 años), inmigrante económico (mayor riesgo para aquellas personas no inmigrantes económicos), enfermedad crónica (mayor riesgo para aquellas personas que declararon tener al menos una enfermedad crónica), gravedad de la COVID-19 (mayor riesgo para aquellas personas que notificaron una gravedad leve o asintomática de la COVID-19).

Respecto a la consulta en Internet, se encontró una relación estadísticamente significativa entre la misma y las siguientes variables: edad (mayor riesgo para las personas entre 45-64 años), inmigrante económico (mayor riesgo para aquellas personas no inmigrantes económicos), depresión en el último año (mayor riesgo para aquellas personas que informan no tener depresión durante los últimos 12 meses), enfermedad crónica (mayor riesgo para aquellas personas con al menos una enfermedad crónica), autopercepción del estado de salud (mayor riesgo para aquellas personas que notificaron una buena salud), situación laboral (mayor riesgo para aquellas personas que están trabajando) y gravedad de la COVID-19 (mayor riesgo para aquellas personas que tuvieron una gravedad leve o asintomática).

En cuanto a la no consulta en Internet, se halló una relación estadísticamente significativa entre la misma y las siguientes variables: edad (mayor riesgo para las personas entre 45-64 años), situación laboral (mayor riesgo para aquellas personas que trabajaban), inmigrante económico (mayor riesgo para los/as no inmigrantes económicos/as), depresión en el último año (mayor riesgo para aquellas personas que no tuvieron depresión), enfermedad crónica (mayor riesgo para aquellas personas que declararon tener al menos una enfermedad crónica), autopercepción del estado de salud (mayor riesgo para aquellas personas con buena salud) y gravedad de la COVID-19 (mayor riesgo para aquellas personas que informaron de una gravedad leve o asintomática).

En la **tabla 3** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante en cuyo modelo se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,109, por lo que explica el 10,9% de la varianza en la no consulta en Internet y clasifica correctamente el 75,5% de los casos. Los resultados denotan que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que estaban más fuertemente relacionadas con el “riesgo” a no consultar en Internet son, de mayor a menor peso estadístico: tener 65 años o más y poseer estudios primarios o menos. Tales condiciones aumentan hasta el doble el riesgo de no consultar en Internet, destacando especialmente cuando se informa de ser una persona de 65 o más años, multiplicando en este caso el riesgo por más de cuatro respecto al grupo etario de 15 a 29 años (**gráfica 17**).

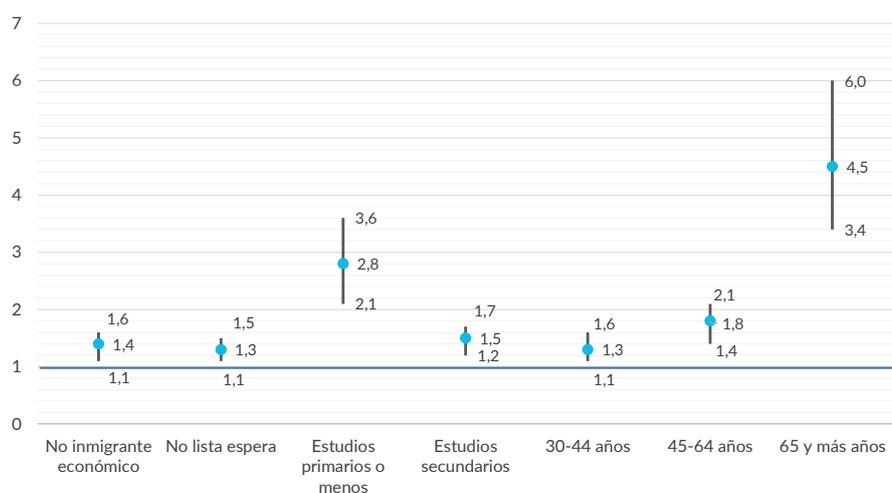
Tabla 3. Distribución de frecuencias de no consulta en Internet (opción única y múltiple), prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante, según variables de estudio

Variables		No consulta en Internet						
		N	n	%	NRLB	OR*	IC95% INF.	IC95% SUP.
Total		4.166	3.150	75,6	4.255			
Sexo	Mujer	2.230	1.702	76,3	2.304	1,0	0,9	1,2
	Hombre	1.936	1.448	74,8	1.951	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	725	467	64,5	745	1		
	30 a 44 años	1.042	706	67,8	1.076	1,3*	1,1	1,6
	45 a 64 años	1.419	1.083	76,3	1.488	1,8*	1,4	2,1
	65 y más años	980	893	91,2	946	4,5*	3,4	6,0
Nivel de estudios	Primarios o menos	780	699	89,7	781	2,8*	2,1	3,6
	Secundarios	1.385	1.043	75,3	1.418	1,5*	1,2	1,7
	Universitarios	1.988	1.397	70,3	2.056	1		
Inmigrante económico	Sí	813	554	68,1	836	1		
	No	3.353	2.596	77,4	3.419	1,4*	1,1	1,6
Dificultad asistencia médica por lista de espera	Sí	1.510	1.087	72,0	1.561	1		
	No	2.641	2.053	77,7	2.694	1,3*	1,1	1,5

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La regresión logística binaria (RLB) incluyó 4.255 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística

Gráfica 17. Modelo de regresión logística binaria para la no consulta en Internet (opción única y múltiple)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 4.255 casos. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad en intervalos (referencia: 15-29 años); Nivel de estudios (referencia: universitarios); Inmigración económica (referencia: Sí en inmigración económica); Dificultad de asistencia médica por lista de espera (referencia: Sí)

Respecto a la consulta al entorno cercano (opción única y múltiple), la misma tenía una relación estadísticamente significativa con las siguientes variables en los análisis bivariantes: edad (mayor riesgo para personas entre 30-44 años), inmigrante económico (mayor riesgo para las personas que informan de no ser inmigrantes económicos), y gravedad de la COVID-19 (mayor riesgo para las personas que tuvieron COVID leve o asintomático).

En la **tabla 4** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante en cuyo modelo se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,037, por lo que explica el 3,7% de la varianza en la no consulta al entorno cercano y clasifica correctamente el 77% de los casos. Los resultados muestran que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que están más fuertemente relacionadas con el riesgo de no consultar al entorno cercano fueron, de mayor a menor peso estadístico: tener 65 años o más y entre 45-64 años; aumentando tales condiciones hasta el doble de riesgo de no consultar al entorno cercano (**gráfica 18**).

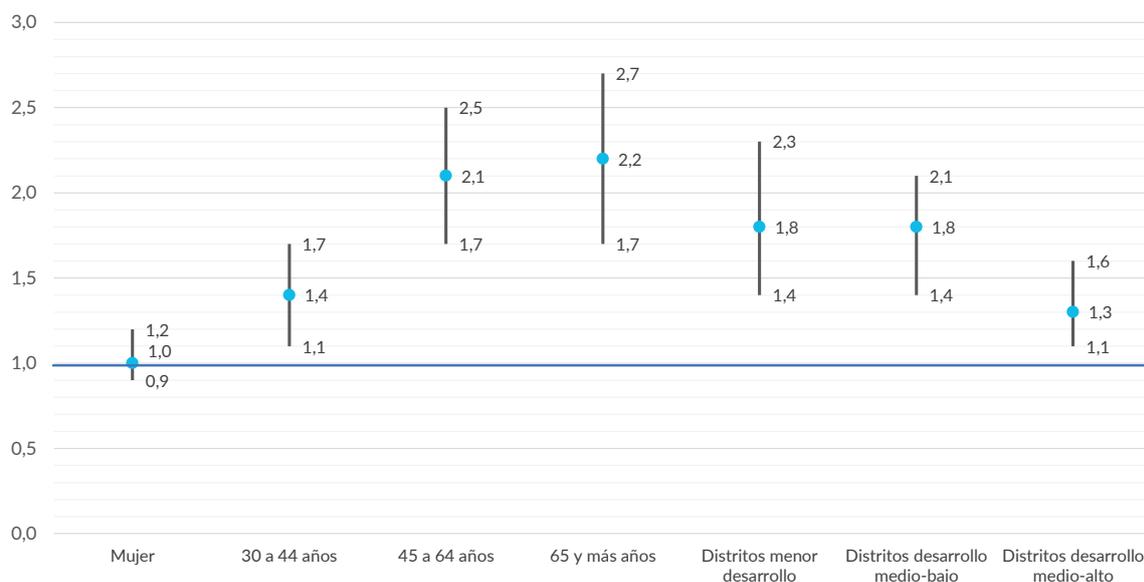
Tabla 4. Distribución de frecuencias de no consulta al entorno cercano (opción única y múltiple), prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante, según variables de estudio

Variables		No consulta a entorno cercano						
		N	n	%	N RLB	OR*	IC95% INF.	IC95% SUP.
Total		4.166	3.210	77,1	4.284			
Sexo	Mujer	2.230	1.730	77,6	2.321	1,0	0,9	1,2
	Hombre	1.936	1.479	76,4	1.963	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	725	491	67,7	750	1		
	30 a 44 años	1.042	768	73,6	1.082	1,4*	1,1	1,7
	45 a 64 años	1.419	1.153	81,2	1.497	2,1*	1,7	2,5
	65 y más años	980	798	81,4	955	2,2*	1,7	2,7
Nivel de distritos	Menor desarrollo	790	637	80,6	831	1,8*	1,4	2,3
	Desarrollo medio-bajo	1.376	1.104	80,2	1.415	1,8*	1,4	2,1
	Desarrollo medio-alto	1.206	912	75,6	1.232	1,3*	1,1	1,6
	Mayor desarrollo	793	557	70,2	806	1		

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La regresión logística binaria (RLB) incluyó 4.284 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística

Gráfica 18. Modelo de regresión logística binaria para la no consulta al entorno cercano (opción única y múltiple)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 4.284 casos. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad en intervalos (referencia: 15-29 años); Grupo de distritos (referencia: mayor desarrollo)

Discusión

Los objetivos de este trabajo han sido conocer las prevalencias de las fuentes habituales de obtención de la información para tomar decisiones sobre la salud por parte de la ciudadanía madrileña y de grupos de personas en función de ciertas variables sociodemográficas, socioeconómicas y psicosociales.

Los hallazgos del presente estudio evidencian que, en términos generales, la mayor parte de la población de la ciudad de Madrid consulta información relativa a su salud con profesionales sanitarios (tanto como opción única o múltiple), encontrándose significativamente mayores prevalencias en las mujeres, en comparación con los hombres. Estas diferencias podrían explicarse debido a cuestiones socioculturales que condicionan el comportamiento según las normas y valores de género tanto en los hombres como en las mujeres⁸, de tal manera que los varones consideren que no deben solicitar ayuda cuando quizá la necesiten, llevando ello a problemas de salud⁹. De hecho, se ha encontrado que los hombres suelen mostrar más dificultades a la hora de pedir ayuda para diferentes problemáticas tales como la depresión, el consumo de sustancias, problemas físicos y eventos estresantes¹⁰⁻¹⁴ o suelen visitar con menos frecuencia los servicios de atención primaria¹⁵⁻¹⁸. Sería fundamental comprender y discutir los roles de género que obstaculizan la asistencia sanitaria para poder prevenir y facilitar el acceso de las personas a los sistemas de cuidado⁸.

No obstante, los hombres destacan por consultar, de forma más general, con su entorno más cercano, pudiéndose deber ello a que como consultan menos otras fuentes que las mujeres, acuden más frecuentemente a sus seres queridos. A pesar de la relación entre la identidad masculina y pedir asistencia⁹ argumentada previamente, podría ser que muchos hombres acudan a su entorno más cercano de cara a solicitar ayuda pidiendo ser “salvados” o “protegidos” por las personas que forman parte de su día a día (p. ej. parejas, padres/madres, hermanos/as, etc.) al considerar a las mismas como cruciales para su desarrollo emocional y apoyo, desgastando esto de manera progresiva el papel de las personas que los rodean. De nuevo, esto resalta la importancia de investigar más a fondo acerca del papel de la búsqueda o consulta de ayuda y/o información sanitaria por parte de los hombres, ya que comprende grandes implicaciones de cara a mejorar tanto la calidad de vida de estos como de aquellas personas cercanas a ellos.

Además, el hecho de que los hombres, aunque de forma no estadísticamente significativa, acudan, en términos generales, a consultar más frecuentemente que las mujeres a su entorno cercano puede que lance el planteamiento acerca de por qué los mismos, bajo determinadas circunstancias, muestran su inclinación a buscar ayuda, mientras que en otras circunstancias no se da tal caso. Probablemente ello se deba a las diferencias de contextos

 Volver al Índice

que moderan la influencia de las normas de género imperantes en la sociedad actual y a las construcciones de masculinidad y feminidad asociadas a las mismas. De hecho, es probable que un hombre no consulte o solicite ayuda cuando considera que su problemática sea poco común y sobre todo cuando lo considera como algo central a su identidad, así como al grupo de referencia de hombres que tenga y si será rechazado por el mismo o por el conjunto de personas que considere en estima⁸.

Por otro lado, la mayoría de las personas encuestadas informaron de que consultaron comúnmente a una única fuente, siendo esta generalmente la de profesionales sanitarios, por lo que se podría decir que la búsqueda activa de cara a tomar decisiones sobre la salud de uno mismo es sobre los/as profesionales. Posiblemente estos resultados puedan deberse a la redacción de la pregunta que se emplea en el cuestionario, aunque parecería claro que, tras la situación de pandemia vivida, y el papel tan importante desempeñado por los/as profesionales sanitarios de cara a la prevención¹⁹, el rol que han desempeñado estos últimos años quizá se haya revalorizado más aún de lo que ya podría estar.

Resulta curioso cómo los medios de comunicación, de cara a obtener información sanitaria, apenas adquieren relevancia, atendiendo a los resultados del presente estudio, considerando su importancia como agentes informativos a lo largo de la pandemia^{20,21}. En relación a lo expuesto en el párrafo anterior, puede que ello quizá se deba a la redacción de la pregunta empleada en la encuesta y que muchas personas respondieran prioritariamente la opción de Internet cuando acudían a tal fuente para consultar medios de comunicación que se encuentran en entornos digitales o bien que los medios de comunicación no sean realmente considerados como fuentes en las que se tomen decisiones en relación a la salud propia, sino más bien como un estímulo al que se encuentran expuestos en su día a día, pero que no se busque activamente.

En lo que concierne a la no consulta a ninguna fuente de información, destacan las personas más mayores (65 o más años). La evidencia muestra que las edades más avanzadas, especialmente las personas de 65 años o más presentan niveles más bajos de alfabetización sanitaria⁴, así como que la capacidad de leer correctamente información médica decrece con la edad⁵. Todo ello se traduce en mayores dificultades de acceso y manejo de la información sanitaria, y por ende, una mayor prevalencia de personas mayores que no consultan ninguna fuente de información sanitaria. Paradójicamente, se trata de la población que requiere de mayor asistencia profesional como es el hecho de las limitaciones, las cuales, de manera significativa, llegan a dificultar seriamente la actividad diaria de este grupo etario^{22,23}. Además, especialmente en las personas de mayor edad cabe considerar el impacto que ha tenido sobre las mismas, aunque en sí también al resto de la población, las restricciones sociales impuestas por la situación pandémica originada por la COVID-19, limitando ello más la vida social y aumentando el sentimiento de soledad de, probablemente, una población que ya de por sí se podía encontrar limitada por ello.

De hecho, se puede esperar que el panorama durante la pandemia haya dificultado las interacciones con seres queridos (p. ej. familiares, amistades, médicos de confianza, etc.), condicionando ello la calidad de vida y la salud de las personas mayores; limitaciones que habrán incrementado el sentimiento de soledad, afectando seriamente su salud²⁴. Por lo tanto, todo lo comentado hace que las personas mayores se conviertan en un grupo de población especialmente vulnerable en cuanto a los niveles de alfabetización sanitaria se refiere²⁵. De ahí, que entre los años 2012 y 2015, la Comisión Europea fundara la *Intervention Research On Health Literacy of the Ageing population* (IROHLA) con el objetivo de plantear intervenciones sobre la población mayor, ya que la edad más avanzada está relacionada con una mayor prevalencia de enfermedades crónicas, además de que el impacto de las políticas en alfabetización sanitaria puede ser superior en las edades más avanzadas que en las jóvenes².

De manera interesante, es notorio enfatizar que según el estatus vacunal de la persona frente al SARS-CoV-2, entre los/as vacunados/as existe mayor frecuencia de consulta a los/as profesionales de la salud, lo cual tiene cierto sentido considerando que los mismos, dentro de la situación pandémica y en cualquier otra circunstancia, tenían el “deber” y/o la “obligación” de informar a la ciudadanía sobre la importancia de las vacunas de cara a combatir la COVID-19. La prevalencia de su consulta disminuye en los/as no vacunados/as, especialmente en aquellas personas que no se han vacunado por temor o no confianza en la vacuna. Estas personas muestran prevalencias más altas de consultas a Internet y a su entorno más cercano. Es importante destacar que se debe prestar atención a esta circunstancia, pues aprovechando la situación de pandemia se detectó un auge de la presencia de ciertos grupos y/o entornos manipulativos (p. ej. grupos antivacunas) que, en muchas ocasiones, reclutan o persuaden a personas a través de los medios y/o contenidos digitales²⁶ de sus teorías, peligrosas para la salud de las personas, a la luz del conocimiento científico. Esto es fundamental tenerlo en cuenta, considerándose que la Asociación para Proteger

al Enfermo de Terapias Pseudocientíficas ha señalado que en España mueren al año entre 1.210 y 1.460 personas por el uso de terapias y medicinas que no se encuentran avaladas científicamente²⁷.

En relación a los análisis multivariantes realizados, los hallazgos revelan que en lo que se refiere a la consulta a profesionales de la salud, destacan aquellos grupos de mayor edad, pudiéndose deber ello a una cuestión meramente educativa y de enseñanza de confiar sobre todo en tales personas en cuanto a la salud se refiere, especialmente considerándose lo comentado anteriormente sobre las personas más mayores (65 y más años), ya que, por las características asociadas a su edad, es probable que requieran de mayor atención sanitaria, aunque también se puede deber a que por circunstancias históricas, sociales y contextuales no cuenten con las herramientas y recursos suficientes para poder discriminar adecuadamente entre diferentes fuentes de cara a tomar decisiones apropiadas en relación a la salud como es el uso de Internet. Sin embargo, no se puede negar los cambios actuales en la sociedad debido a la inmersión del mundo digital sobre la misma y las transformaciones que está conllevando; de ahí que el uso de Internet para consultas sobre salud se ha incrementado inevitablemente²⁸, sobre todo entre las personas más jóvenes, tal y como reflejan los resultados del presente estudio, pero también al público en general, e incluso para los/as propios/as profesionales sanitarios²⁹.

En cuanto a la situación migratoria por motivos económicos es importante considerar que las personas migrantes, en comparación con las no migrantes, suelen contar con una posición desventajosa que genera dificultades para desenvolverse en un sistema sanitario desconocido para ellas, en lo que se refiere al acceso a la atención sanitaria y contar con un médico de cabecera. Esto puede ser de gran relevancia en aquellas personas que se encuentran en los primeros años de residencia tras abandonar su país de origen y que, además de problemas de acceso a la atención sanitaria, lo que no sería la situación de los/as encuestados/as pues para acceder a la muestra debían tener tarjeta sanitaria, puede ser que no cuenten con una red sólida de apoyo social y de personas cercanas³⁰. De ahí, que acudan de manera significativamente más elevada a la segunda fuente de información más consultada como es Internet, frente a quienes no son inmigrantes económicos.

En lo que se refiere a la no consulta en Internet, se encuentra que las variables que más aumentan el riesgo de la misma son los grupos de mayor edad (45-65 y más años) y los estudios primarios o menos, lo cual tiene cierto sentido, pues, probablemente, debido a su nivel educativo, las personas más jóvenes cuentan con mejores recursos y herramientas de cara a realizar búsquedas y/o consultas apropiadas en Internet, frente a las personas más mayores, a pesar de que en el análisis multivariante realizado se elimina el efecto de una variable independiente sobre la otra y cada una es explicativa por sí misma, pero ello no quita que, de cierta manera, la formación educativa se encuentre bastante relacionada con la edad de la persona. De hecho, en las personas más jóvenes, Internet se visualiza como una fuente de información alternativa a las fuentes tradicionales, que les provee de un espacio confidencial y seguro en torno a sus preocupaciones en salud, convirtiéndose así en una cuestión central en el ámbito de la salud pública³¹. Además, un mayor nivel educativo implicaría una mejor opinión personal acerca de las posibilidades y capacidades para manejar de manera autónoma la información que se encuentra en la red^{5,32}, así como discriminar de manera adecuada en medios digitales la información sanitaria de calidad y rigurosa para tomar decisiones sobre la propia salud, y por lo tanto una mayor predisposición de acudir a Internet como fuente de información sanitaria. Ello es coherente con los resultados previamente presentados antes de la realización de los análisis multivariantes, los cuales muestran que aquellas personas con formación universitaria son las que tienen prevalencias más altas de consulta en Internet.

Por otro lado, en lo concerniente a la no consulta al entorno cercano, destacan los grupos de mayor edad. En el caso de las personas más mayores (65 o más años), puede que ello se deba a la situación de soledad en la que se puedan encontrar muchas de ellas^{24,33-35}, unida a las limitaciones propias del envejecimiento²²⁻²⁴, mientras que en lo que se refiere a las personas entre 45-64 años de edad, puede que las mismas incluso cuenten con un entorno cercano y relaciones más estrechas, sólidas y fiables, en comparación con los individuos más mayores, pero que el mismo no sea considerado como una buena fuente de referencia frente a otras fuentes de obtención de información sanitaria. También destacan las personas que viven en distritos de menor desarrollo humano y probablemente ello se deba a que en ellas, debido a cuestiones socioeconómicas y educativas desfavorables, se cuente con referencias de menor calidad y fiables, en comparación con aquellas personas que residen en distritos de mayor desarrollo, sobre todo si se considera que factores como la economía, el estatus social y el nivel educativo, que tan relacionados se encuentran con el distrito en el que viva una persona, se tratan de elementos potentemente relacionados con una baja alfabetización sanitaria²⁵, tal y como se refleja en el presente trabajo,

encontrándose que variables como el estatus migratorio, el nivel de estudios y el de distritos se asocian con la explicación de consultar o no una determinada fuente de información.

Lo anteriormente comentado hace que cobre especial relevancia el considerar y tener en cuenta variables tales como la mayor facilidad de acceso a recursos asistenciales, el nivel educativo y/o el ambiente en el que se conviva (p. ej. mayor o menor nivel de desarrollo humano del distrito de residencia), ya que pueden resultar cruciales de cara a analizar la situación de las personas y conocer los factores que pueden facilitar, o no, el acceso a la información sanitaria^{5,36}, tal y como se encuentra en los resultados del presente estudio. Ello demuestra que el nivel de alfabetización sanitaria está afectado por diferentes factores sociodemográficos, culturales y sociopolíticos, así como por el propio estado de la salud u otros factores psicosociales, de tal manera que el nivel de alfabetización sanitaria también podría considerarse algo dinámico y cambiante a lo largo del tiempo¹.

Finalmente, es necesario resaltar el aspecto novedoso que supone esta investigación al exponer los resultados que reflejan dónde suelen consultar más frecuentemente las personas que viven en la ciudad de Madrid en lo que se refiere a su propia salud, cuestión sobre la que actualmente apenas se explora tras el inicio de la pandemia originada por la COVID-19. Además, debido a que se trata de un estudio de salud, es de gran relevancia, y en consonancia con los objetivos propuestos para el presente informe, conocer los datos en relación a la consulta a profesionales de la salud por parte de la ciudadanía madrileña; de ahí, que la pregunta empleada para este trabajo estuviera formulada mayoritariamente con términos más asociados a la atención médica, aunque resultaría interesante, de cara al futuro, conocer en más profundidad el resto de fuentes de información considerándose las transformaciones y cambios actuales que están acaeciendo en la sociedad española, como es el uso de Internet por los/as más jóvenes. Por otro lado, y como perspectiva futura, también puede que resulte útil el preguntar qué fuente de consulta tiene más credibilidad y/o impacto debido a las fuentes de información que pueden resultar complementarias a los/as profesionales sanitarios.

Conclusiones

- El 57% de la población madrileña manifiesta acudir a profesionales de la salud para tomar decisiones sobre su propia salud, siendo más alto este porcentaje en mujeres y según avanza la edad, a excepción de las personas de 65 o más años.
- Los resultados indican que tener 45 o más años y no ser migrante por motivos económicos económico son factores relevantes a la hora de predecir la consulta a profesionales sanitarios para tomar decisiones sobre la propia salud.
- Tener 45 o más años es predictivo de no utilizar Internet ni el entorno cercano como fuentes de obtención de información sanitaria para tomar decisiones en la salud propia, especialmente tener 65 o más años. También cobran especial relevancia contar con estudios primarios o menos y pertenecer a un distrito de menor o medio-bajo desarrollo en lo que se refiere a la no consulta en Internet y al entorno cercano, respectivamente.



Referencias bibliográficas

1. Kickbusch I, Pelikan JM, Apfel F, Tsouros AD. Health literacy: The solid facts. 2013. World Health Organization Reg Off Eur [Internet]. 2017; Disponible en: <https://www.who.int/europe/publications/item/9789289000154>
2. Rondia K, Adriaenssens J, Van den Broucke S, Colophon L, Den S, Louvain U, et al. Health literacy: ¿what lessons can be learned from the experiences of other countries? [Internet]. 2020. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/355987195_Health_literacy_what_lessons_can_be_learned_from_the_experiences_of_other_countries
3. Falcón-Romero M, Luna Ruiz-Cabello A. Alfabetización en salud: concepto y dimensiones. Proyecto europeo de alfabetización en salud. RCyS [Internet]. 1 de diciembre de 2012;2(2):91-8. Disponible en: <https://www.revistadecomunicacionysalud.es/index.php/rcys/article/view/130>
4. Brainard J, Loke Y, Salter C, Koós T, Csizmadia P, Makai A, et al. Healthy ageing in Europe: prioritizing interventions to improve health literacy. BMC Res Notes [Internet]. 2016;9(1):1-11. Disponible en: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/27176006/>
5. Malik M, Zaidi RZ, Hussain A. Health literacy as a global public health concern: A systematic review. J. Clin. Pharmacol. & Clin. Res. 2017;4(2):1-7.
6. Health Literacy Europe [Internet]. Disponible en: <https://www.healthliteracyeurope.net/>
7. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 [Internet]. 2021 . Disponible en: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9fbe4b2e4b284f1a5a0/?vg-nextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f-310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
8. Addis ME, Mahalik JR. Men, masculinity, and the contexts of help seeking. Am. Psychol. 2003;58(1):5.
9. Moynihan C. Theories of masculinity. Bmj. 1998;317(7165):1072-5.
10. Husaini BA, Moore ST, Cain VA. Psychiatric symptoms and help-seeking behavior among the elderly: An analysis of racial and gender differences. J Gerontol Soc Work. 1994;21(3-4):177-96.
11. McKay JR, Rutherford MJ, Cacciola JS, Kabasakalian-McKay R, Alterman AI. Gender differences in the relapse experiences of cocaine patients. J Nerv Ment Dis. 1996;184(10):616-22.
12. Padesky CA, Hammen CL. Sex differences in depressive symptom expression and help-seeking among college students. Sex Roles. 1981;7:309-20.
13. Thom B. Sex differences in help-seeking for alcohol problems-1. The barriers to help-seeking. Br J Addict. 1986;81(6):777-88.
14. Weissman MM, Klerman GL. Sex differences and the epidemiology of depression. Arch Gen Psychiatry. 1977;34(1):98-111.
15. Gijbbers CM, Kolk AM, van-den-Bosch WJ, van-den-Hoogen HJ. Male and female morbidity in general practice: the nature of sex differences. Soc. sci. med. (1982), 35(5), 665-678. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(92\)90005-b](https://doi.org/10.1016/0277-9536(92)90005-b)
16. Jackson C. Men's health. Opening the flood-gates. Health Visit. 1991;64(8):265-6.
17. Neighbors HW, Howard CS. Sex differences in professional help seeking among adult Black Americans. 1987.
18. Rafuse J. Men's attitudes about seeking health care may put them at risk, conference told. CMAJ. 1993;149(3):329.
19. Rodrigues MA, Silva MV, Errett NA, Davis G, Lynch Z, Dhési S, et al. How can Environmental Health Practitioners contribute to ensure population safety and health during the COVID-19 pandemic? Saf Sci. 2021;136:105136.



20. Rodríguez JS. Periodismo, comunicación institucional y transparencia: aprendizajes de la crisis sanitaria del COVID-19. *RCyS*. 2020;10(2):569-91.
21. Váñez M, Pérez-Montoro M. La comunicación periodística en tiempos de pandemia: análisis del tratamiento de la COVID-19 en la prensa europea. *Hipertext net*. 2020;(21):1-13.
22. Ministerio de Sanidad. Encuesta Europea de Salud en España 2020 EESE 2020 [Internet]. 2020. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/EESE2020_inf_evol_princip_result.pdf
23. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid. [Internet]. 2018. Disponible en: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>
24. Fundación Foessa, Cáritas. Evolución de la cohesión social y consecuencias de la Covid-19 en España. 2022. 681 p.
25. Sørensen K, Pelikan JM, Röthlin F, Ganahl K, Slonska Z, Doyle G, et al. Health literacy in Europe: comparative results of the European health literacy survey (HLS-EU). *Eur J Public Health*. 2015;25(6):1053-1058. doi:10.1093/eurpub/ckv043 Disponible en: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25843827/>
26. Matute H, Blanco F, Yarritu I, Díaz-Lago M, Vadillo MA, Barberia I. Illusions of causality: how they bias our everyday thinking and how they could be reduced. *Front Psychol*. 2015;6:888.
27. Cervera F, Gómez M, Frías F. Primer informe sobre fallecidos a causa de pseudoterapias en España. Asociación para Proteger al Enfermo de Terapias Pseudocientíficas. 2019 46. Disponible en: <https://www.apetp.com/index.php/2019/01/20/primer-informe-sobre-fallecidos-por-pseudoterapias-en-espana/>
28. Siliquini R, Ceruti M, Lovato E, Bert F, Bruno S, De Vito E, et al. Surfing the internet for health information: an italian survey on use and population choices. *BMC Med Inform Decis Mak*. 2011;11:1-9.
29. Betancourt A, Campillo N, Mieres C. Información sobre la salud: una revisión de la literatura existente sobre YouTube como fuente de información sanitaria. *RCyS*. 2021;11:1-18.
30. Ayuntamiento de Madrid Dirección General de Innovación y Estrategia Social. Madrid 2020: Diagnóstico social de la crisis por la Covid-19.(Internet) 2021 52. Disponible en: https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Calidad/Observatorio_Ciudad/06_S_Percepcion/SPCEstudiosSectoriales/ACohe-sionSocialyServiciosSociales/ficheros/Informe_de_resultados_2021_015_ASN.pdf
31. Espinoza N, Pargas L. Pacientes en búsqueda de información sanitaria en internet. Una revisión sistemática. *Comunidad y Salud*. 2019;17(1):53.
32. Consortium of the WHO Action Network M-POHL (2021): International Report on the Methodology, Results, and Recommendations of the European Health Literacy Population Survey 2019-2021 (HLS19) of M-POHL. Austrian National Public Health Institute, Vienna. Online publication:Disponible en <https://m-pohl.net/sites/m-pohl.net/files/inline-files/HLS19%20International%20Report.pdf>
33. Leigh-Hunt N, Bagguley D, Bash K, Turner V, Turnbull S, Valtorta N, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health*. 2017;152:157-71.
34. Richard A, Rohrmann S, Vandeleur CL, Schmid M, Barth J, Eichholzer M. Loneliness is adversely associated with physical and mental health and lifestyle factors: Results from a Swiss national survey. *PLoS One*. 2017;12(7):e0181442.
35. Montejo-Carrasco P, Prada-Crespo D, Montenegro-Peña M. Sentimiento de soledad en las personas mayores de la ciudad de Madrid Encuesta de Salud de la ciudad de Madrid 2017. 2020 58;(Internet) Disponible en: https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2020/06/Sentimiento_de_soledad_en_mayores_de_la_ciudad_de_Madridok.pdf
36. Baker DW, Wolf MS, Feinglass J, Thompson JA, Gazmararian JA, Huang J. Health literacy and mortality among elderly persons. *Arch Intern Med*. 2007 Jul 23;167(14):1503-9. doi: 10.1001/archinte.167.14.1503. PMID: 17646604 Disponible en: <https://jamanetwork.com/journals/jamainternalmedicine/fullarticle/412862>

2.3.7 CONSUMO DE MEDICAMENTOS: TRANQUILIZANTES, ANTIDEPRESIVOS Y ANALGÉSICOS OPIOIDES

Introducción

El detrimento de la situación del sistema sanitario y la actividad económica, junto a las dificultades para socializar y encontrar apoyos en el entorno debido a la irrupción del virus SARS-CoV-2 y las medidas de contención de este, han afectado profundamente a la salud mental de las personas en nuestro país¹. Además, la atención a la salud mental en nuestro sistema sanitario, aunque incluida en la cartera de servicios comunes, no cuenta con el personal suficiente que pueda dar una atención rápida, eficaz y mantenida en el tiempo que se ajuste a la demanda, por lo que la atención de estos problemas desde otros abordajes más allá del farmacológico en el sistema público (psicólogos, psicoterapeutas...) resulta en muchos casos difícil².

La encuesta realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) durante la pandemia halló que la prescripción de psicofármacos duplicó las cifras anteriores a ella, sobre todo de ansiolíticos, sedantes y antidepresivos, siendo su consumo superior a los tres meses en muchos casos³. A su vez, tanto el diagnóstico como el tratamiento de numerosos problemas de salud han visto afectada su atención debido a la saturación del sistema sanitario, volcado y desbordado por la crisis sanitaria de COVID-19, así como a las propias medidas de contención que también se tomaron en los centros de salud y hospitales, suspendiendo y retrasando citas programadas, lo cual ha podido afectar también al tratamiento adecuado de problemáticas crónicas⁴.

Según datos de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)⁵, en el año 2020 España se convirtió en el quinto país europeo con un consumo más elevado de antidepresivos, solo por detrás de Islandia, Portugal, Reino Unido y Suecia, con 88 DDD (dosis diarias definidas) siendo la media de 68 para todo el continente, así como el segundo país que más dinero público destinó a este tipo de fármacos (649 millones de euros), representando el 2,7% de las ventas totales de medicamentos.

Por su parte, el consumo de ansiolíticos también ha experimentado un aumento exponencial a partir de 2020. Según datos recogidos por la Agencia Española de Medicamentos y Productos Sanitarios (AEMPS)⁶ el consumo de este tipo de ansiolíticos e hipnosedantes, que llevaba experimentando una ligera reducción desde el año 2016, pasó de las 87,37 DDD por 1.000 habitantes y día (DHD) en 2019 a las 90,95 DHD en 2020, volviendo a incrementarse su consumo en el año 2021 en 2,35 DHD. Entre ellos, los principios activos más consumidos fueron el lorazepam, alprazolam y diazepam. Además, el último informe publicado por la Junta Internacional de Fiscalización de Estupefacientes (JIFE), presentados por la Sociedad Española de Patología Dual (SEPD), con datos anteriores a la pandemia ya situaba a España como país líder en el consumo de benzodiazepinas siendo este de 110 DHD, seguido de Portugal (85 DHD) y Bélgica (80 DHD), contrastando, por ejemplo, con la situación de un país como Alemania (40 DHD)⁷.

En cuanto a la Comunidad de Madrid, según el informe del Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones (OEDA) que amplía la información aportada por el informe EDADES de 2019/2020⁸, la prevalencia de consumo de estos fármacos alguna vez en la vida fue del 19,0% mientras que el consumo en los últimos 12 meses fue del 10,0%, siendo las cifras para el conjunto del territorio español del 22,5% y 12,0% respectivamente. Es importante señalar que, aunque en momentos puntuales puedan ser un tratamiento útil, se observa un exceso de prescripción en problemáticas como el insomnio y los trastornos de ansiedad, pues no tendría que ser la opción principal de tratamiento y menos a largo plazo, ya que el consumo de estos fármacos no debiera superar las 4-6 semanas al existir un alto riesgo de tolerancia y dependencia, así como de síndrome de abstinencia ante su retirada; en muchos casos además, esta prescripción se encuentra carente de seguimiento efectivo, lo que también propicia un uso indebido por parte de los/as pacientes, dado su fácil acceso, por ejemplo, a través de familiares y conocidos/as⁹.

Respecto a los opioides, el consumo con receta de DHD alcanzó en 2021 el máximo de toda la serie histórica, con 20,86 DHD (siendo 19,91 dosis el año anterior). Los principios activos más consumidos fueron el tramadol y el fentanilo¹⁰, siendo el consumo alguna vez en la vida de este último principio activo el que ha experimentado un mayor incremento, pasando del 1,9% en 2018 al 14,0% en 2022 según el informe EDADES¹¹. El trabajo llevado a



cabo por OEDA⁸, encuentra que para la ciudad de Madrid la prevalencia de haber consumido opioides alguna vez en la vida en el año 2021 fue del 14,6% [IC95%=12,9-16,6] siendo la octava CCAA con mayor tasa de consumo, hallando una prevalencia de 15,2% para el conjunto del territorio, en población de 15-64 años. Por su parte, la AEMPS¹² señalaba que el 60% de los casos de abuso y dependencia al fentanilo en nuestro país se relacionaban con prescripciones indebidas del fármaco en su forma de liberación rápida, es decir, para problemáticas no relacionadas con dolores oncológicos agudos.

A la vista de estos datos es inevitable poner la vista en Estados Unidos, que enfrenta en la actualidad una crisis sanitaria por abuso de opioides sin precedentes (p. ej. fentanilo), contabilizando más de 80.000 muertes sólo durante el año 2021 (más de 200 muertes al día), planteándonos si este escenario puede trasladarse a nuestro país dado el aumento en el consumo de este tipo de fármacos, y habiéndose hallado esas sustancias en el 59% de las 819 muertes por sobredosis en 2019, un 2,1% de ellas de manera exclusiva⁸.

Sin embargo, en España la estructura del sistema sanitario público y las peculiaridades de la situación estadounidense que rodearon el inicio y mantenimiento de esta epidemia, dotan a ambas sociedades de realidades muy distintas y parece muy difícil que dicha situación se diera en nuestro país, mientras el Sistema Nacional de Salud (SNS) se proteja¹³. Si bien, recetados y utilizados correctamente son fármacos que pueden ayudar a mejorar la vida de las personas que conviven con el dolor, es importante velar por un uso y prescripción responsable de estas sustancias, acotando su prescripción y ampliando la investigación de otras vías no farmacológicas para mitigarlo y sobrellevarlo, sin dejar de poner el foco en el uso sin receta de estos medicamentos.

Teniendo toda esta información presente, que da cuenta de cómo en España el uso de estas sustancias se encuentra en aumento en los últimos años, es de creciente interés conocer datos sobre el consumo de estos fármacos en la población madrileña, sobre todo tras la irrupción de la COVID-19. Los objetivos de este informe son, por tanto, conocer el consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides en la población de la ciudad de Madrid, tanto en las últimas dos semanas como en el último año, según distintos tipos de variables socioeconómicas, demográficas y de salud, así como determinar cuáles de estos factores son los que mejor explican dicho consumo. Además, se analizará el nivel de consumo de estos medicamentos sin prescripción facultativa y qué factores están asociados a esas conductas.

Método

Fuentes de datos

Los datos sobre el consumo de los medicamentos mencionados (tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides) fueron extraídos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21). Las preguntas se incluyeron en la versión 2 del cuestionario (N=4.316), siendo los resultados representativos y elevables al conjunto de la población madrileña.

Instrumentos

Se preguntó a través del cuestionario si la persona había tomado algún tipo de medicación (tranquilizantes/ ansiolíticos/medicación para dormir, antidepresivos o medicamentos fuertes para el dolor), tanto en las últimas dos semanas como durante el último año -sin incluir las últimas dos semanas-, además de si lo hizo con o sin prescripción médica, por medio de las siguientes cuestiones:

C6. A continuación voy a leerle una lista de tipos de medicamentos, por favor dígame si los ha consumido en el último año, en las últimas 2 semanas y si le fueron recetados por el médico:

- *Tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir (lexatín, valium, orfidal, etc.):*
 - C6.A_1. Lo ha tomado: En las últimas dos semanas/ En el último año (pero no en las últimas 2 semanas) /No lo ha tomado
 - C6.B_1. Recetado: Siempre recetado por el médico/ A veces sin prescripción/ Siempre sin prescripción.

- Antidepresivos (*fluoxetina, paroxetina, escitalopram, esertia, etc.*):
 - C6.A_2. *Lo ha tomado: En las últimas dos semanas/ En el último año (pero no en las últimas 2 semanas) /No lo ha tomado*
 - C6.B_2. *Recetado: Siempre recetado por el médico/ A veces sin prescripción/ Siempre sin prescripción.*
- Medicamentos fuertes para el dolor (*tramadol, adolonta, dolantina, pazital, codeína y parches de morfina, fentanilo, metadona, etc.*):
 - C6.A_1. *Lo ha tomado: En las últimas dos semanas/ En el último año (pero no en las últimas 2 semanas) /No lo ha tomado*
 - C6.B_1. *Recetado: Siempre recetado por el médico/ A veces sin prescripción/ Siempre sin prescripción.*

De cara a cruzar esta información con otros ítems relacionados con la salud se ha decidido utilizar la pregunta de la ESCM'21 sobre enfermedades o problemas crónicos de salud diagnosticados: tensión alta, infarto de miocardio/angina de pecho/enfermedad coronaria, artrosis (excluyendo artritis), dolor de espada crónico (cervical), dolor de espalda crónico (lumbar), alergia crónica, asma (incluida asma alérgica), diabetes, colesterol alto, ansiedad crónica, depresión, migrañas o dolor de cabeza frecuente, problemas de tiroides, varices en las piernas, cataratas, problemas crónicos en la piel, síndrome post COVID/COVID persistente. Por lo demás, y como en otros análisis de este Estudio, se cruzan las respuestas también con variables de determinantes sociales de salud.

Análisis de datos

Primero, tras excluir las opciones “no sabe/no contesta” se recodificaron las categorías de la primera pregunta de cada tipo de medicamento, fusionando la primera y segunda opción en una sola “consumo de medicamento (tranquilizantes, antidepresivos o analgésicos opioides) en el último año (incluidas las últimas dos semanas). Además, se generó una nueva variable “haber consumido al menos uno de estos tres tipos de fármacos (tranquilizantes, antidepresivos o analgésicos opioides) durante el último año”, de manera que esta variable quedó con dos categorías: “ha consumido al menos uno de ellos en los últimos 12 meses” o “no ha consumido ninguno durante el último año”.

La segunda cuestión sobre si lo había tomado tras serle recetado o no, se recodificó de tal manera que una categoría era “siempre recetado por el médico” y la segunda una fusión de las dos restantes “a veces sin prescripción” y “siempre sin prescripción”, que pasaron a ser la categoría denominada “consumo sin receta”.

La pregunta sobre enfermedades o problemas crónicos de salud se cruzó con la anterior, tanto cada enfermedad o problema de salud individualmente como recodificando aquellas que tienen que ver con el dolor en una sola variable: dolor cervical, lumbar, migraña y artrosis.

También se recodificó la variable “situación laboral de la persona entrevistada”, de tal manera que se resumió en cuatro categorías: estudiante, trabajo remunerado (trabaja), no trabaja (parado/a y ha trabajado antes/busca su primer empleo, ERE, ERTE, jubilado/a o pensionista, prejubilado/a, pensionista que no ha trabajado anteriormente) y trabajo doméstico no remunerado (TDNR), así como “dificultad para llegar a fin de mes”, dicotomizando sus categorías: con dificultad (con mucha dificultad, con dificultad, con cierta dificultad) y sin dificultad (con cierta facilidad, con facilidad, con mucha facilidad).

Se efectuó, a través del programa estadístico SPSS, en primer lugar un análisis descriptivo de los datos con los intervalos de confianza al 95% correspondientes (IC95%) para comparar las cifras entre sí por medio de la herramienta *tablas personalizadas*, con la muestra ponderada para poder elevar los resultados a la población general, cruzando cada pregunta sobre medicamentos, en cada una de sus delimitaciones temporales, con variables socioeconómicas y demográficas tales como: sexo, edad, clase social ocupacional familiar, nivel de estudios, grupo de distritos de residencia por nivel de desarrollo humano, estatus migratorio, situación laboral y dificultad para llegar a fin de mes, además de las mencionadas anteriormente relacionadas con la salud. Además, se realizó un análisis descriptivo del consumo sin receta de cada uno de los grupos de fármacos según las mismas variables socioeconómicas y demográficas.



También se ha elaborado un análisis de la concordancia entre el consumo de antidepresivos y el diagnóstico de depresión en cada distrito, por medio del índice de Kappa de Cohen a través de la herramienta *tablas cruzadas* en este mismo software (SPSS), así como el cálculo del coeficiente de correlación de Pearson para conocer si se daba esta circunstancia entre la concordancia estudiada, representada por ese estadístico (Kappa), y el porcentaje de personas mayores de 45 años en el distrito. Para interpretarlo se ha utilizado la escala de valoración de Kappa propuesta por Landis y Koch en 1977¹⁴: $-\infty$ -0,00 pobre; 0,01-0,20 leve; 0,21-0,40 aceptable; 0,41-0,60 moderada; 0,61-0,80 considerable y 0,81-1,00 casi perfecta.

Posteriormente se realizó un análisis bivalente calculando las odds ratio brutas de cada variable dependiente (consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides en el último año) respecto a las variables independientes seleccionadas, para posteriormente incluir las que presentaron una OR bivalente significativa en un análisis multivariante (RLM), obteniendo de esta manera un modelo explicativo del riesgo de consumir cada tipo de fármaco, con sus OR ajustadas por el resto de las variables.

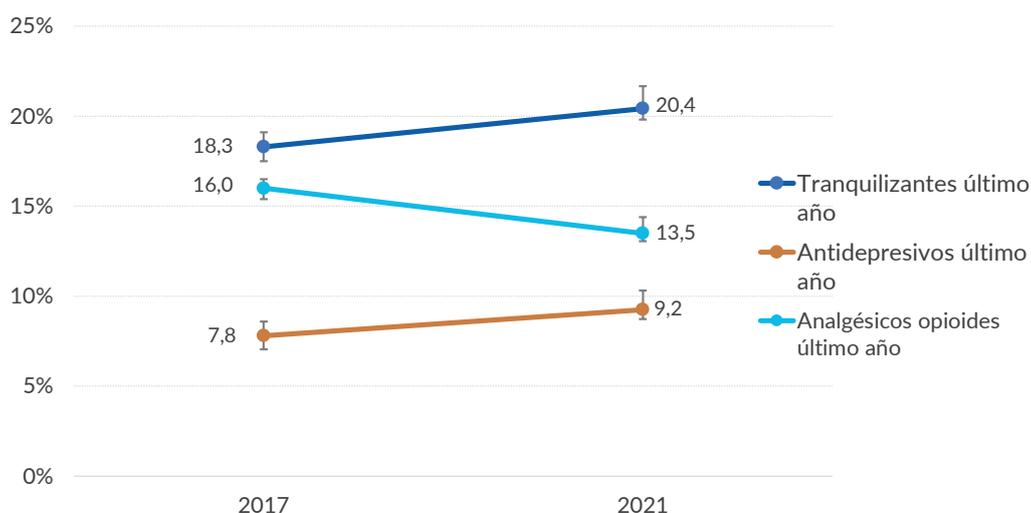
Resultados

Un 30,4% [IC95%=29,5-31,4] de la población de la ciudad de Madrid consumió en el último año algún tipo de fármaco de los estudiados en la ESCM'21 (tranquilizantes, antidepresivos o analgésicos opioides), de los cuales un 12,0% (IC95%=11,0-13,0) respondió haberlo hecho en las dos últimas semanas.

Por tipo de medicamento encontramos que el consumo en el último año de tranquilizantes fue del 20,4%, el de antidepresivos 9,2% y de analgésicos opioides 13,5%, mientras en las dos últimas semanas era del 7,5%, 3,4% y 4,6% respectivamente. Esto contrasta con lo hallado en la ESCM'17¹⁵ pues, aunque a nivel global la prevalencia de haber consumido al menos uno de estos tres tipos de fármacos en un año fue la misma (30,4% en 2017 [IC95%=29,5-31,4] y 30,4% en 2021 [IC95%=29,1-31,8]), la prevalencia en las dos últimas semanas fue más elevada en 2017 [20,3%; IC95%=19,5-21,1] que en el año 2021 [12,0%; IC95%=11,0-13,0].

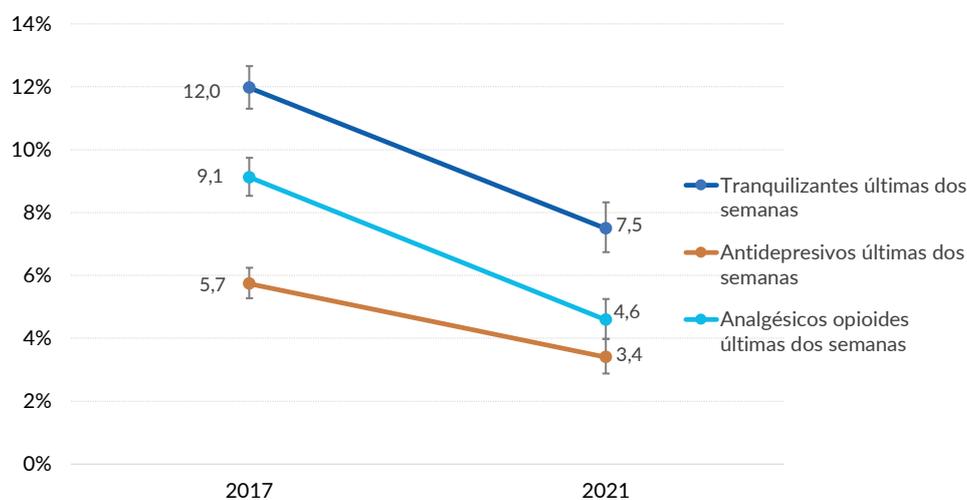
El consumo de tranquilizantes y antidepresivos en los últimos 12 meses aumentó respecto a la encuesta anterior, aunque el consumo de analgésicos opioides bajó tres puntos porcentuales, siendo todas las diferencias estadísticamente significativas (**gráfica 1**). Si nos fijamos en los consumos de estos tres grupos de fármacos en las dos últimas semanas sucede lo contrario, disminuyeron de forma significativa respecto a lo notificado en la ESCM'17 (**gráfica 2**).

Gráfica 1. Prevalencia de consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides en el último año. Comparativa 2017 y 2021



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 y 2021

Gráfica 2. Prevalencia de consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides en las últimas dos semanas. Comparativa 2017 y 2021

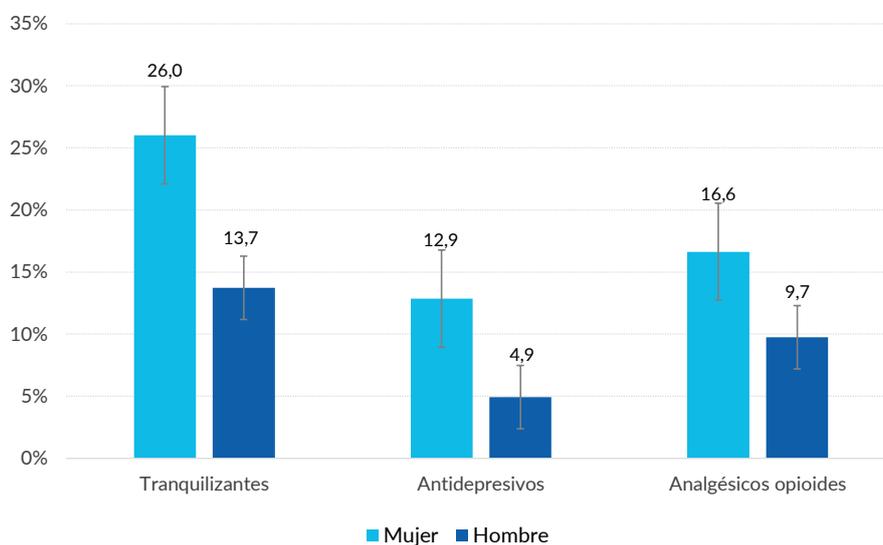


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 y 2021

Consumo de medicamentos en el último año según variables demográficas y socioeconómicas

Según diferentes variables demográficas y socioeconómicas, se observa que el consumo de psicofármacos y fármacos fuertes para el dolor fue más frecuente en mujeres que en hombres, encontrando diferencias estadísticamente significativas, duplicándose incluso en la mayor parte de los casos, el consumo en ellas (**gráfica 3**).

Gráfica 3. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año por sexo, según tipo de fármaco

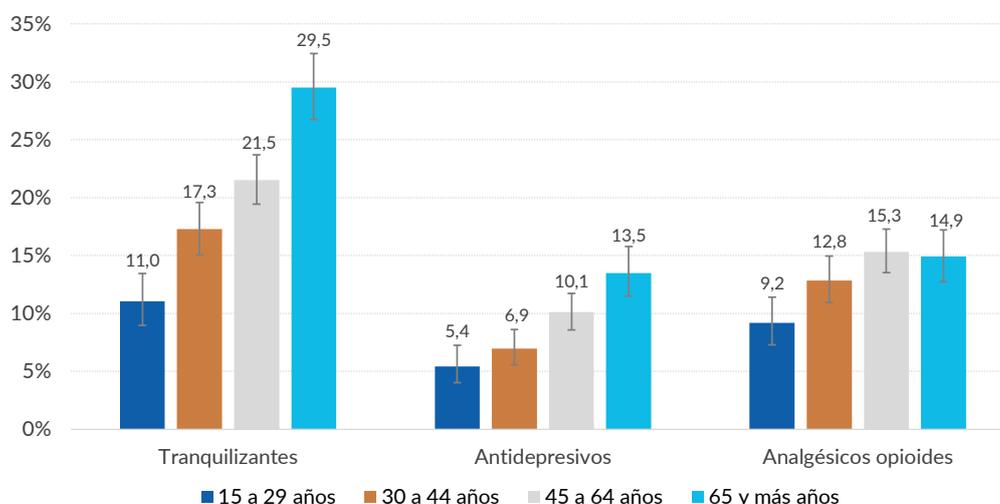


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupos etarios, se aprecia en la **gráfica 4** un gradiente en el consumo de tranquilizantes (encontrando diferencias estadísticamente significativas entre todas las edades según sus IC95%), así como en antidepresivos. En el caso de los medicamentos fuertes para el dolor vemos que mientras los/as menores de 44 años presentaban una prevalencia menor que los otros dos grupos etarios de mayor edad, solo se alcanzó significación estadística entre el grupo más joven (15-29 años) y los grupos de 45-64 años y 65 o más años.



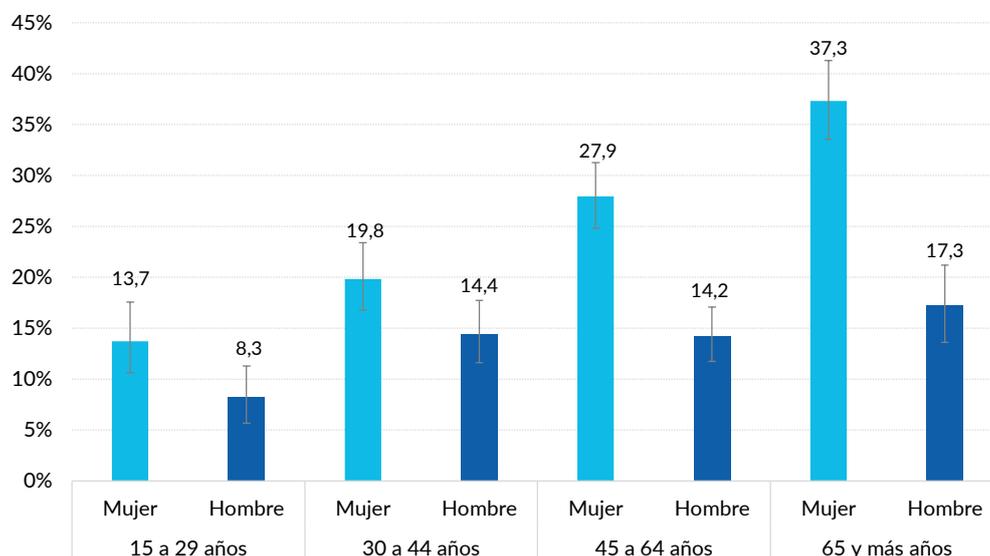
Gráfica 4. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año por grupos de edad, según tipo de fármaco



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

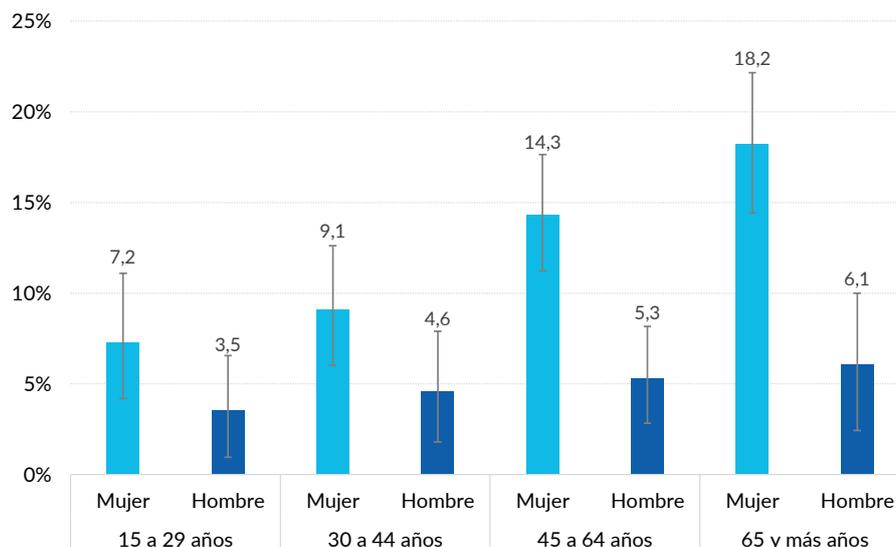
Según el grupo de medicamentos consumidos durante el último año por edades y sexo, se observa que en las mujeres existe un gradiente directo marcado por la edad (a más edad, mayor es el consumo de los tres grupos de fármacos), algo que no se aprecia en los hombres, o al menos no de manera tan clara. Además, se encuentra que entre hombres y mujeres las diferencias son más acentuadas (y estadísticamente significativas) en el consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides conforme avanza la edad (gráficas 5 a 7).

Gráfica 5. Prevalencia de consumo de tranquilizantes en el último año por grupos de edad, según sexo



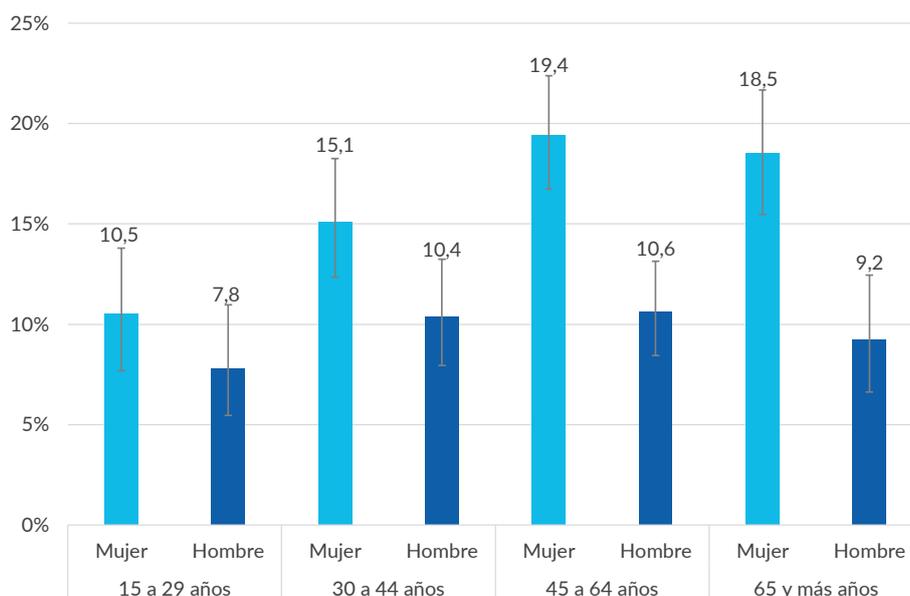
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 6. Prevalencia de consumo de antidepresivos en el último año por grupos de edad, según sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 7. Prevalencia de consumo de analgésicos opioides en el último año por grupos de edad, según sexo



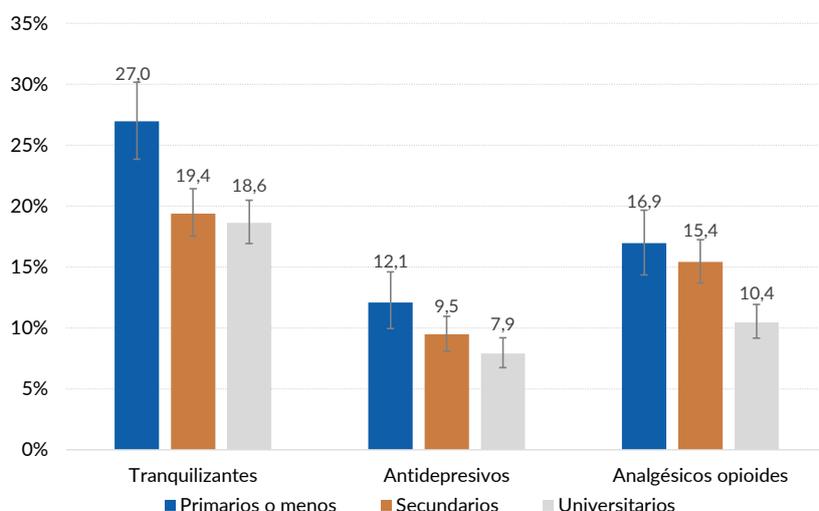
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por nivel de estudios (**gráfica 8**), son las personas con estudios primarios o menos quienes tomaron más fármacos, aunque solo se encontraron diferencias estadísticamente significativas con los demás niveles en el caso de los tranquilizantes; en analgésicos opioides también se observaron diferencias significativas entre estudios primarios o menos y secundarios respecto a universitarios y en el caso del consumo de antidepresivos hubo únicamente diferencias entre primarios o menos y universitarios.

El posterior análisis multivariante ayudará a dilucidar si este consumo más elevado en población con menor nivel de estudios se debe al nivel de estudios alcanzado en sí mismo o a que en este nivel educativo inferior están sobrerrepresentadas las personas de 65 o más años.



Gráfica 8. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año por nivel de estudios, según tipo de fármaco



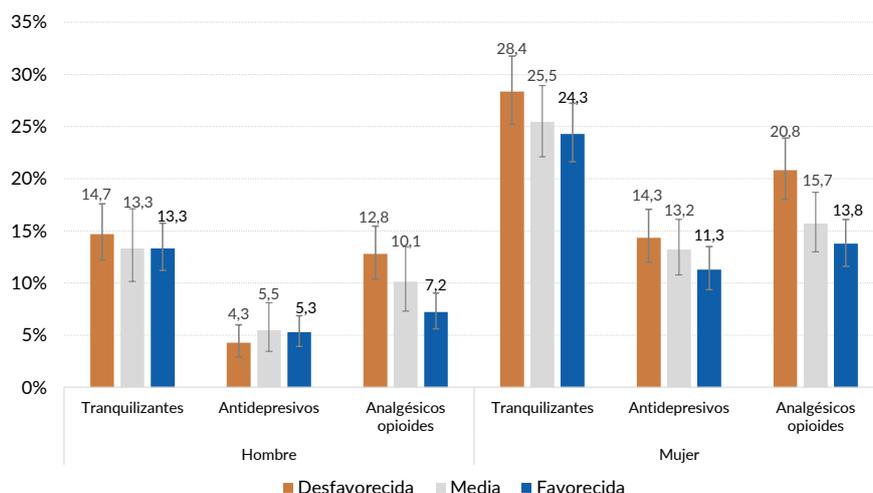
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo a la clase social ocupacional familiar no se hallaron diferencias estadísticamente significativas en el consumo de tranquilizantes y antidepresivos en el último año, siendo la prevalencia entre el 18,9% y 21,9% en el caso de los primeros, y entre 8,3% y 10,3% en los segundos.

Sí se vieron diferencias significativas en el consumo de analgésicos fuertes para el dolor entre la clase social desfavorecida y la favorecida, siendo el consumo en la primera más elevado [17,0%; IC95%=15,1-19,1] que en la segunda [12,1%; IC95%=9,2-13,6]. La clase media, por su parte, no mostró diferencias significativas respecto a ninguna de las otras dos [13,6%; IC95%=11,6-15,9].

Por otro lado, es interesante comprobar cómo se distribuye la prevalencia del consumo de fármacos por clases sociales, según el sexo. Mientras en los hombres no se encontraron diferencias estadísticamente significativas salvo en analgésicos opioides entre la clase favorecida y la desfavorecida, siendo además la prevalencia de consumo de tranquilizantes y antidepresivos muy similar en las tres, en las mujeres sí se apreció un gradiente por clase social, aunque solo se encontraron, de nuevo, diferencias significativas en el caso de los analgésicos fuertes para el dolor, entre la clase favorecida y la desfavorecida (gráfica 9).

Gráfica 9. Prevalencia de consumo de medicamentos por clase social ocupacional familiar y sexo, según tipo de fármaco

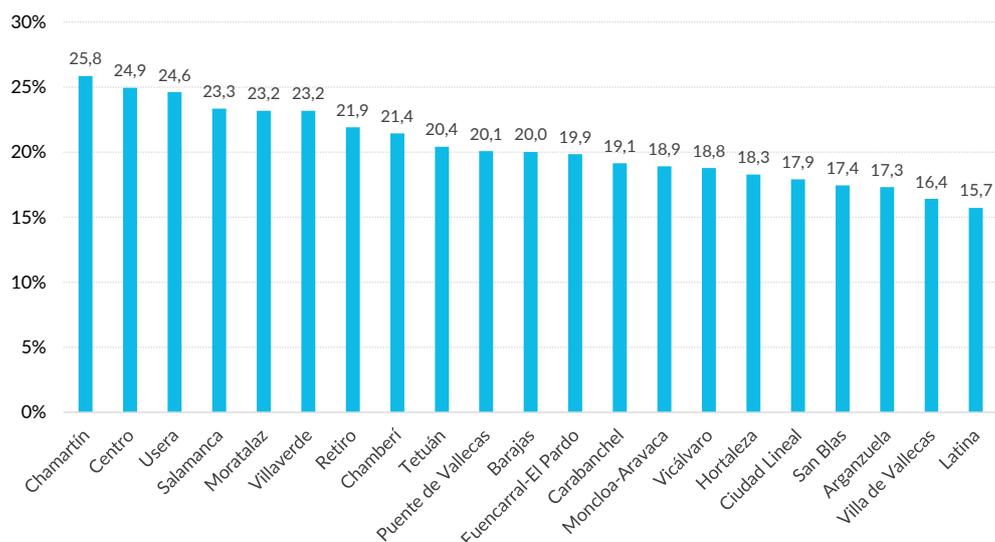


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

Por distritos (**gráfica 10**), se aprecia que las prevalencias de consumo de tranquilizantes más altas se relacionan en general con distritos pertenecientes al grupo de mayor nivel de desarrollo -alto y medio alto- (Chamartín, Centro), aunque también se encuentra entre los tres con mayor prevalencia de consumo el distrito de Usera, que pertenece al grupo de distritos de menor desarrollo. Si observamos lo que ocurre con los distritos al agruparlos según nivel de desarrollo humano, no se apreciaban diferencias estadísticamente significativas entre las prevalencias de consumo de tranquilizantes en cada clúster, siendo del 21,7% [IC95%=18,9-24,6] en el grupo de menor desarrollo, del 18,6% [IC95%=16,6-20,6] en el de desarrollo medio-bajo, 19,9% [IC95%=17,7-22,2] en el de desarrollo medio-alto y 23,1% en el de mayor desarrollo [IC95%=20,4-26,2].

Gráfica 10. Prevalencia de consumo de tranquilizantes en el último año por distritos

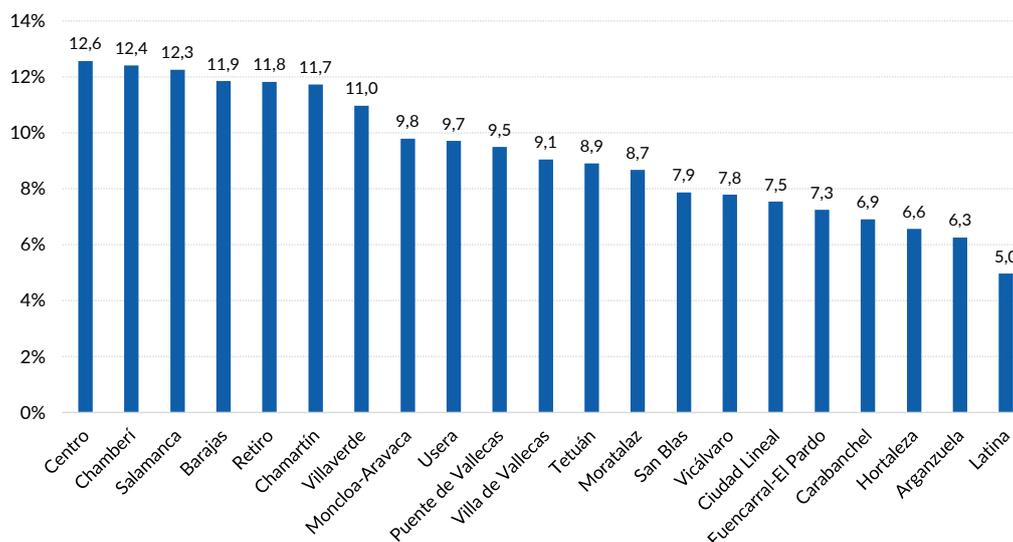


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En el caso del consumo de antidepresivos (**gráfica 11**) en cada uno de los distritos, las prevalencias más elevadas se relacionaron, de nuevo, con distritos con mayor nivel de desarrollo humano (Centro, Chamberí, Salamanca) y las prevalencias más bajas con distritos de menor nivel, excepto el caso de Arganzuela que pertenece al grupo de distritos con nivel de desarrollo medio-alto. Sin embargo, si observamos los datos agrupando los distritos por nivel de desarrollo se aprecia que la relación entre la prevalencia de consumo y dicho desarrollo es inversa (a menor nivel, mayor prevalencia), dándose la más elevada en el grupo de menor desarrollo [16,9%; IC95%=14,5-19,6], mientras que la prevalencia más baja se encontró en el de desarrollo mayor [10,9%; IC95%=9,0-13,3], considerándose estas diferencias como estadísticamente significativas.



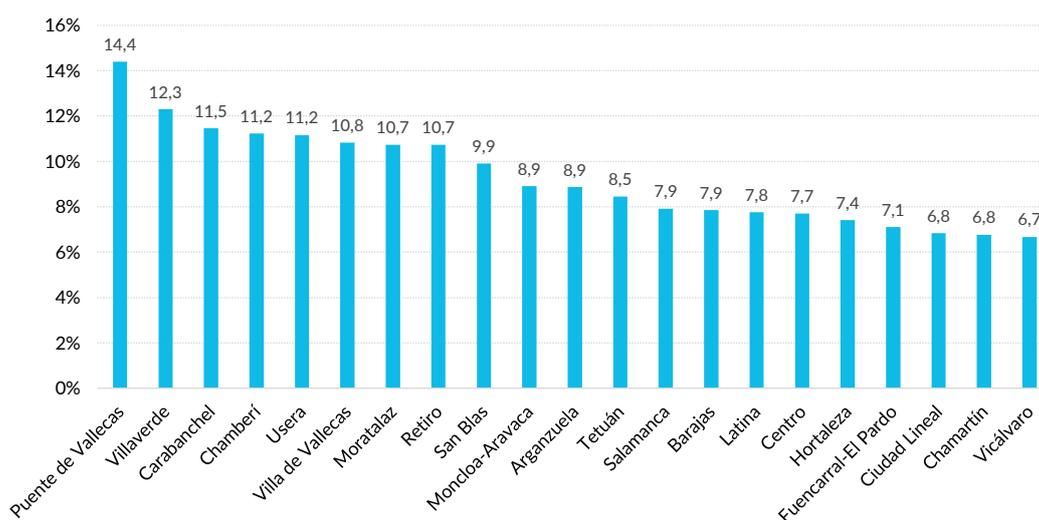
Gráfica 11. Prevalencia de consumo de antidepresivos en el último año por distritos



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Se ha considerado también de interés comparar estos datos con los correspondientes a la prevalencia del diagnóstico de depresión según distritos, pues parece haber cierta discordancia entre cómo se distribuye territorialmente la prevalencia de dicho diagnóstico y la del consumo de antidepresivos. Si comparamos esos datos (**gráficas 11 y 12**) se aprecia que las mayores prevalencias de padecimiento del trastorno se dieron principalmente en aquellos distritos con menor nivel de desarrollo (Puente de Vallecas, Villaverde, Carabanchel, Chamberí y Usera), discrepando así con la distribución del consumo de este psicofármaco, destacando por ejemplo el caso de Carabanchel, que siendo el tercero con mayor prevalencia de diagnóstico de depresión, es el número 18 en consumo de antidepresivos.

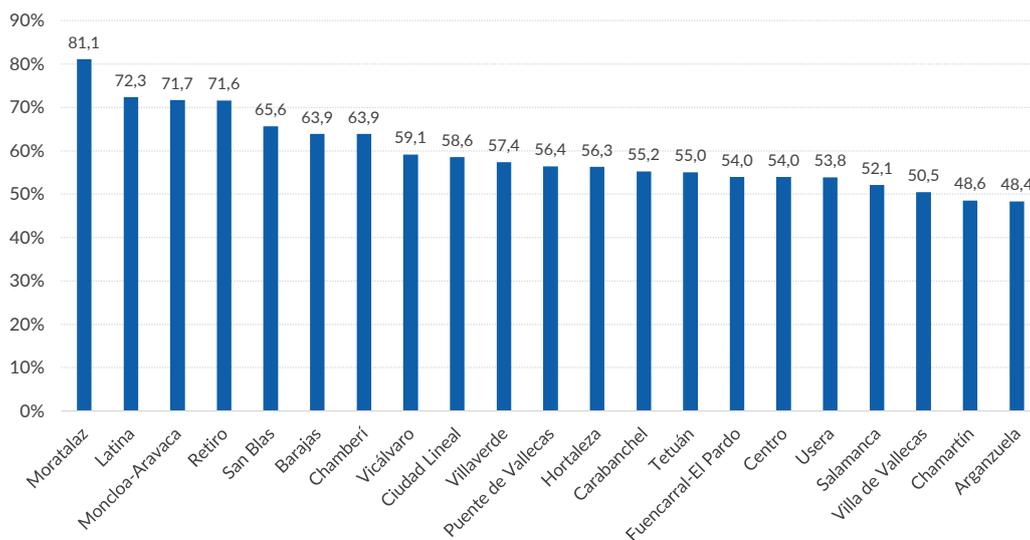
Gráfica 12. Prevalencia de diagnóstico de depresión por distrito



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Para comprobar si la relación entre ambos datos existe a partir de una concordancia razonable, se ha calculado el índice de Kappa por distritos entre ambas variables (prevalencia de diagnóstico de depresión y de consumo de antidepresivos), representado en la **gráfica 13**. Así se observa que Moratalaz es el distrito que obtiene una mayor concordancia entre ambos datos, siendo esta casi perfecta según la escala de valoración del índice Kappa de Landis y Koch¹⁴, seguido de los distritos de Latina, Moncloa, Retiro, San Blas y Barajas (concordancias considerables). En donde se encontró un menor índice de acuerdo fue en los distritos madrileños de Chamartín y Arganzuela (fuerza de la concordancia moderada), al igual que la magnitud del índice para el conjunto de la ciudad (59,9%).

Gráfica 13. Índice de Kappa de concordancia entre consumo de antidepresivos y diagnóstico de depresión por distritos

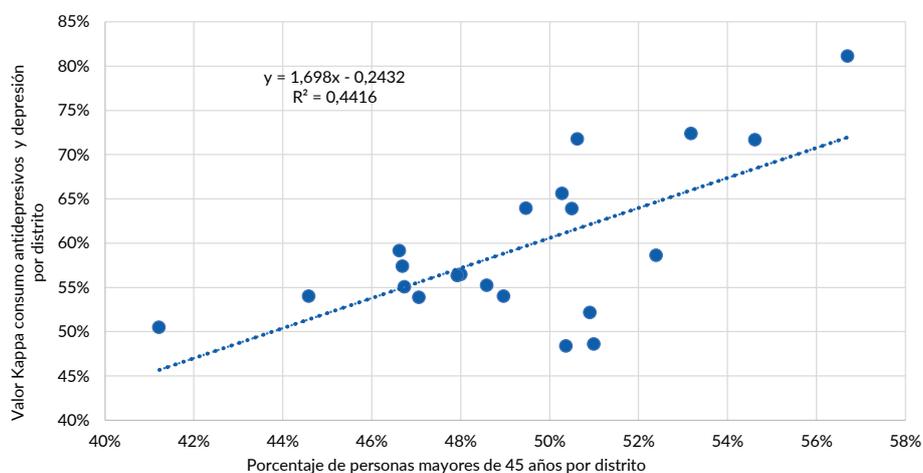


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Al no apreciarse en esta aproximación que esta concordancia entre el consumo de antidepresivos y el diagnóstico de depresión parezca deberse al nivel de desarrollo de los distritos, se exploran otras características distritales, estudiando si esa concordancia pudiera estar relacionada con el envejecimiento de distritos, por lo que se ha calculado la correlación de Pearson entre ambos fenómenos. Así, se muestra en la **gráfica 14** que existe cierta correlación lineal entre el valor de Kappa y el porcentaje de personas mayores de 45 años en los distritos, mostrando un coeficiente de correlación (r) de 0,66 ($R^2=44,16\%$, $p<0,01$), pudiéndose concluir que se da una correlación positiva de magnitud moderada entre ambas variables, es decir, que existe una mayor concordancia entre el consumo de antidepresivos y el diagnóstico de depresión a medida que el distrito presenta un porcentaje más elevado de personas mayores de 45 años.



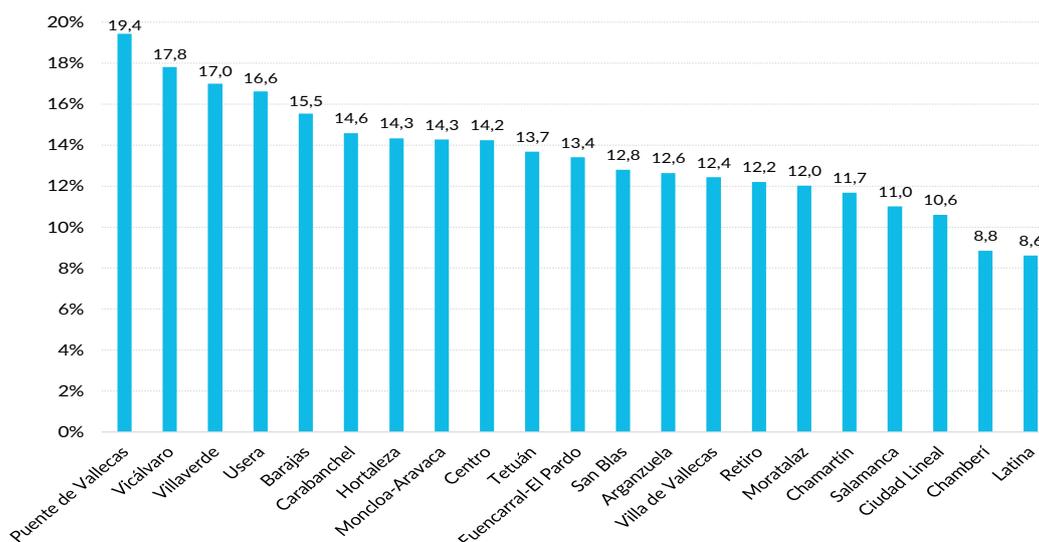
Gráfica 14. Diagrama de dispersión de la correlación lineal de Pearson entre el índice de Kappa para la concordancia entre consumo de antidepresivos y diagnóstico de depresión vs. porcentaje de personas mayores de 45 años por distrito de residencia



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 y Padrón Municipal de Habitantes

Por su parte, las prevalencias más elevadas de consumo de analgésicos fuertes para el dolor (**gráfica 15**) se dieron con mayor frecuencia en aquellos distritos pertenecientes al grupo de menor nivel de desarrollo y desarrollo medio-bajo (Puente de Vallecas, Vicálvaro y Villaverde) mientras que las prevalencias de menor consumo no se relacionaron tan claramente con los distritos de mayor desarrollo (Latina, Chamberí y Ciudad Lineal). Si observamos lo que ocurre al agrupar estos distritos, vemos que la prevalencia para el grupo de menor desarrollo fue del 9,3% [IC95%=7,4-11,4]; para el de desarrollo medio-bajo 7,8% [IC95%=6,5-9,3]; para el medio-alto 9,1% [IC95%=7,5-10,8] y para el de mayor desarrollo 12,1% [IC95%=10,0-14,5], encontrándose únicamente diferencias con significación estadística entre el de mayor desarrollo y el de desarrollo medio-bajo, siendo más elevada la prevalencia en el primero.

Gráfica 15. Prevalencia de consumo de analgésicos opioides en el último año por distritos



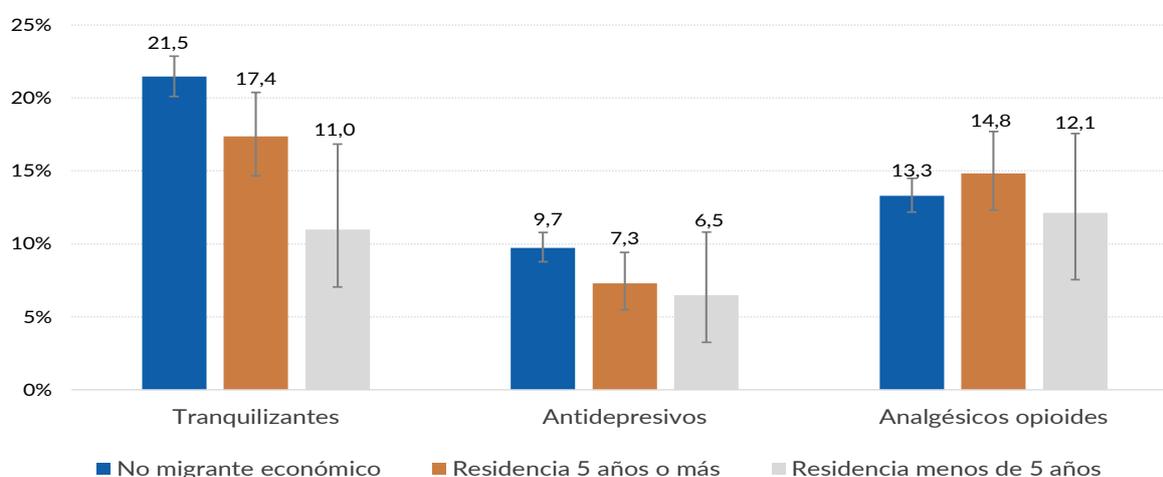
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el estatus migratorio (**gráfica 16**) no se apreciaron diferencias estadísticamente significativas excepto en el consumo de tranquilizantes, siendo este más elevado en las personas que no son consideradas migrantes económicas que en las consideradas como tal, encontrándose diferencias significativas solo con respecto a aquellas que llevaban menos de cinco años en España.

En el caso de los antidepresivos se halló también un mayor consumo en las personas no migrantes económicas que en las que sí lo son, y dentro de estas últimas también fue algo superior en aquellas que llevaban residiendo más de cinco años en nuestro país, pero sin alcanzarse significación estadística.

Por último, en cuanto a la toma de analgésicos opioides no hubo diferencias significativas en ningún caso, aunque es algo más elevado el porcentaje en las personas migrantes por motivos económicos con más de cinco años de residencia en España.

Gráfica 16. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año según estatus migratorio y tiempo de residencia en las personas migrantes por motivos económicos, por tipo de fármaco



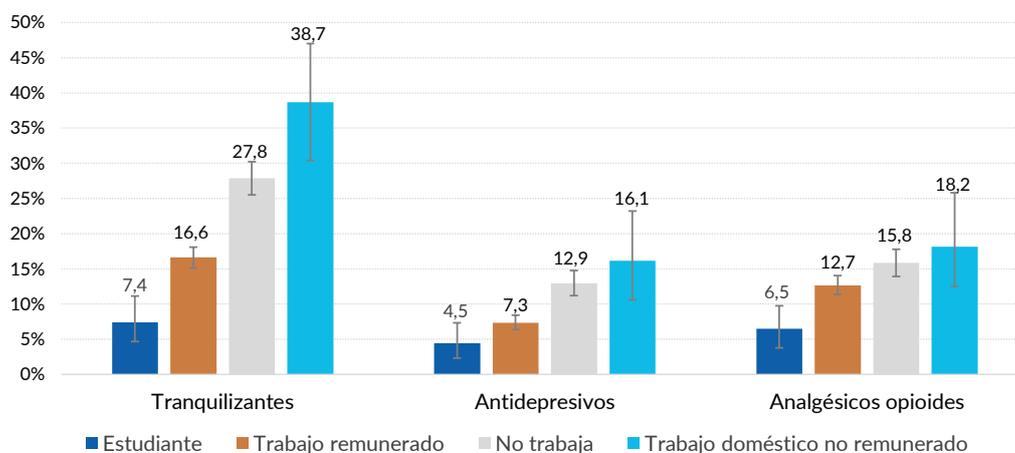
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 17** puede verse que son las personas con un TDNR las que tomaban con mayor frecuencia cualquiera de los tres tipos de fármacos analizados, siendo las diferencias estadísticamente significativas en el caso de los tranquilizantes respecto a todas las demás situaciones laborales; en antidepresivos con respecto a estudiantes y quienes tienen un trabajo remunerado y en opioides únicamente respecto a los/as estudiantes.

En general, las personas que menos medicamentos consumían eran aquellas que eran estudiantes, seguidas de las que contaban con un trabajo remunerado.



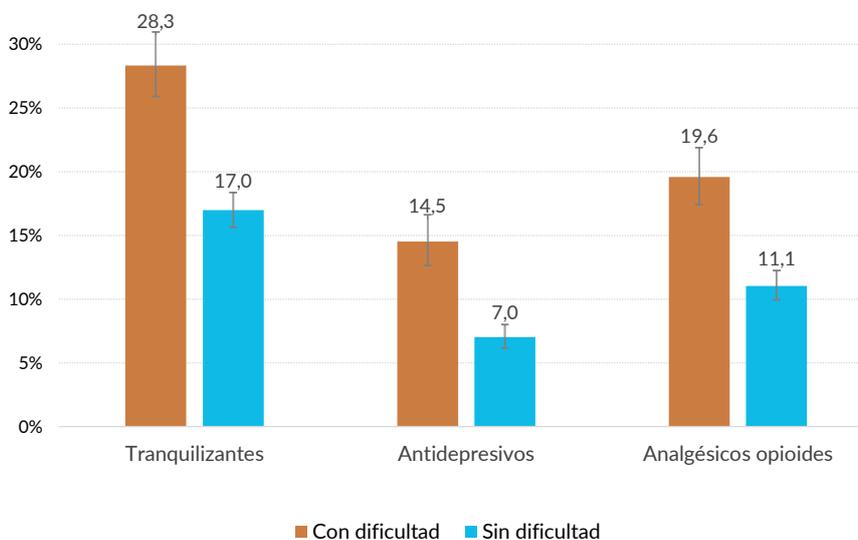
Gráfica 17. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año según situación laboral, por tipo de fármaco



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

También la dificultad para llegar a fin de mes fue un factor que marcaba diferencias estadísticamente significativas en la prevalencia de consumo de todos los grupos de medicamentos, siendo las personas con dificultad para hacerlo las que consumieron estos con una mayor frecuencia (**gráfica 18**).

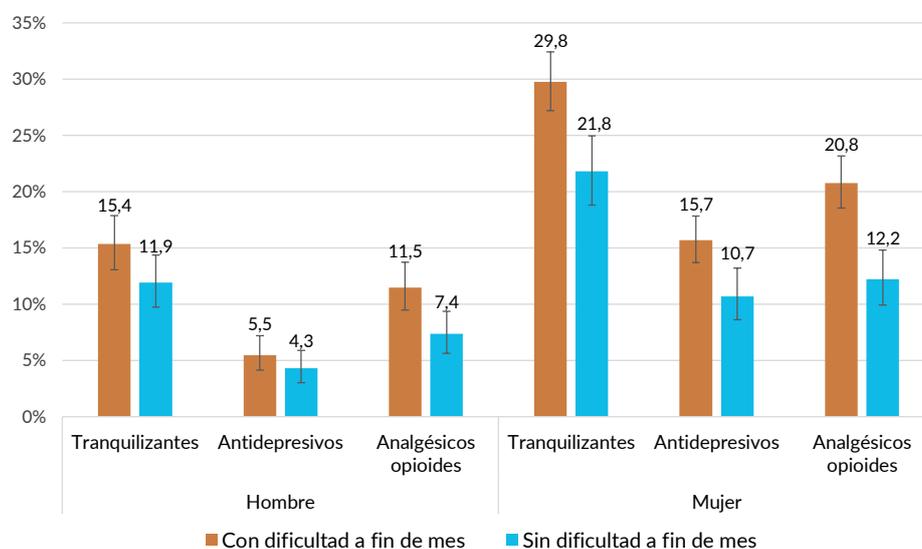
Gráfica 18. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año según dificultades para llegar a fin de mes, por tipo de fármaco



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por sexo, mientras que en los hombres no se hallaron diferencias estadísticamente significativas en ningún caso entre quienes afirmaban llegar o no a fin de mes, en las mujeres se apreciaron diferencias significativas en todos los casos (**gráfica 19**).

Gráfica 19. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año según dificultad para llegar a fin de mes, por sexo y tipo de fármaco



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En general, el consumo de psicofármacos y analgésicos opioides parece darse con mayor frecuencia en aquellos casos en los que la persona padece alguna enfermedad o problema crónico de salud frente a quienes no, aunque su trastorno no esté directamente relacionado en muchos casos con la prescripción de dichos medicamentos.

Así, por tipo de fármaco vemos que, en el caso de los analgésicos opioides, tener al menos una de las enfermedades o problemas crónicos de los diecisiete por los que se preguntaba en la ESCM '21 se tradujo en una prevalencia de consumo del 16,5% [IC95%=15,2-17,9] frente a un 5,2% [IC95%=4,1-6,5] en quienes no padecieron ninguno de estos trastornos en el último año. Por cada enfermedad o problema de salud, se hallaron diferencias estadísticamente significativas en todos los casos excepto en alergia, diabetes o enfermedades crónicas de la piel. Las prevalencias de consumo más elevadas se dieron en personas que afirmaron sufrir (o haber sufrido en el último año) ansiedad crónica, migraña, artrosis, depresión, dolor cervical crónico o dolor lumbar crónico, superando estas tres últimas prevalencias el 30% (tabla 1).

Tabla 1. Prevalencia de consumo de analgésicos opioides según enfermedad o problema crónico de salud

Variables		n	N	Prevalencia	IC95% inf-sup
Tener al menos una enfermedad o problema crónico de salud	Ninguno	65	1.251	5,2%	4,1-6,5
	Al menos uno	474	2.868	16,5%	15,2-17,9
Tensión alta	No	426	3.411	12,5%	11,4-13,6
	Sí	141	790	17,8%	15,3-20,6
Infarto de miocardio	No	535	4.064	13,2%	12,2-14,2
	Sí	31	143	22,0%	15,5-29,0
Artrosis	No	381	3.581	10,6%	9,7-11,7
	Sí	184	616	29,9%	26,4-33,6



Dolor cervical crónico	No	346	3.509	9,9%	8,9-10,9
	Sí	219	694	31,6%	28,2-35,1
Dolor lumbar crónico	No	300	3.383	8,9%	7,9-9,9
	Sí	267	822	32,4%	29,3-35,7
Alergia crónica	No	429	3.405	12,6%	11,5-13,7
	Sí	136	796	17,1%	14,6-19,8
Asma	No	499	3.888	12,8%	11,8-13,9
	Sí	67	320	21,0%	16,8-25,6
Diabetes	No	526	3.924	13,4%	12,4-14,5
	Sí	42	284	14,6%	11,0-19,3
Colesterol alto	No	416	3.324	12,5%	11,4-13,7
	Sí	148	871	17,0%	14,6-19,6
Depresión	No	448	3.825	11,7%	10,7-12,8
	Sí	119	382	31,1%	26,7-35,9
Ansiedad crónica	No	464	3.832	12,1%	11,1-13,2
	Sí	103	376	27,5%	23,1-32,1
Migraña	No	402	3.627	11,1%	10,1-12,1
	Sí	164	578	28,4%	24,8-32,2
Problemas de tiroides	No	477	3.845	12,4%	11,4-13,5
	Sí	87	358	24,4%	20,1-28,9
Varices	No	451	3.722	12,1%	11,1-13,2
	Sí	117	485	24,0%	20,5-28,1
Cataratas	No	500	3.875	12,9%	11,9-14,0
	Sí	67	328	20,4%	16,3-25,0
Problemas crónicos de piel	No	511	3.882	13,2%	12,1-14,3
	Sí	56	326	17,2%	13,4-21,6
Síndrome post COVID	No	521	4.021	13,0%	11,9-14,0
	Sí	41	173	23,8%	17,8-30,4

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En el caso del consumo de antidepresivos se observa en la **tabla 2** que la prevalencia en personas con al menos una enfermedad o problema crónico de salud fue del 4,7% [IC95%=3,9-5,5] frente al 0,2% [IC95%=0,1-0,6] entre quienes no presentaron ninguna de ellas. Se encontraron diferencias significativas en todos los casos excepto en infarto de miocardio/angina de pecho/enfermedad coronaria, diabetes y enfermedades crónicas de la piel. Las prevalencias de consumo más elevadas se dieron sobre todo en aquellas personas que padecían o habían padecido depresión en el último año (casi una cuarta parte de ellas), ansiedad crónica o síndrome post COVID.

Tabla 2. Prevalencia de consumo de antidepresivos según enfermedad o problema crónico de salud

Variables		n	N	Prevalencia	IC95% inf-sup
Tener al menos una enfermedad o problema crónico de salud	Ninguno	3	1.251	0,2%	0,1-0,6
	Al menos uno	134	2.868	4,7%	3,9-5,5
Tensión alta	No	94	3.411	2,8%	2,2-3,3
	Sí	49	790	6,2%	4,7-8,0
Infarto de miocardio	No	136	4.064	3,4%	2,8-3,9
	Sí	6	143	4,3%	1,8-8,4
Artrosis	No	97	3.581	2,7%	2,2-3,3
	Sí	45	616	7,3%	5,4-9,6
Dolor cervical crónico	No	93	3.509	2,7%	2,2-3,2
	Sí	50	694	7,2%	5,5-9,3
Dolor lumbar crónico	No	83	3.383	2,5%	2,0-3,0
	Sí	60	822	7,3%	5,7-9,2
Alergia crónica	No	97	3.405	2,9%	2,3-3,4
	Sí	43	796	5,4%	4,0-7,1
Asma	No	124	3.888	3,2%	2,7-3,8
	Sí	18	320	5,6%	3,5-8,6
Diabetes	No	129	3.924	3,3%	2,8-3,9
	Sí	15	284	5,1%	3,1-8,3
Colesterol alto	No	90	3.324	2,7%	2,2-3,3
	Sí	51	871	5,8%	4,4-7,6
Depresión	No	50	3.825	1,3%	1,0-1,7
	Sí	93	382	24,3%	20,2-28,8
Ansiedad crónica	No	74	3.832	1,9%	1,5-2,4
	Sí	69	376	18,5%	14,7-22,5
Migraña	No	98	3.627	2,7%	2,2-3,3
	Sí	45	578	7,8%	5,8-10,2
Problemas de tiroides	No	120	3.845	3,1%	2,6-3,7
	Sí	23	358	6,4%	4,2-9,3
Varices	No	113	3.722	3,0%	2,5-3,6
	Sí	31	485	6,3%	4,5-8,8
Cataratas	No	123	3.875	3,2%	2,7-3,8
	Sí	20	328	6,1%	3,9-9,1
Problemas crónicos de piel	No	127	3.882	3,3%	2,7-3,9
	Sí	16	326	5,0%	2,9-7,7
Síndrome post COVID	No	127	4.021	3,1%	2,7-3,7
	Sí	16	173	9,1%	5,6-14,2

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Por último (tabla 3), una de cada cuatro personas que afirmaba tener alguna de las enfermedades o problemas crónicos de salud preguntados había consumido tranquilizantes en el último año. Tomando cada trastorno crónico de manera aislada se hallaron diferencias estadísticamente significativas a favor de quienes padecen o padecieron en los últimos doce meses dichos problemas en todos los casos excepto diabetes y problemas crónicos de piel. Las prevalencias más elevadas de consumo de este psicofármaco se encontraron, sobre todo, en la depresión (un 73,5% de las personas con esta enfermedad) y ansiedad crónica (68,4%), seguidos del dolor cervical crónico, migraña, síndrome post COVID, infarto de miocardio/angina de pecho/enfermedad coronaria y dolor lumbar crónico.

Tabla 3. Prevalencia de consumo de tranquilizantes según enfermedad o problema crónico de salud

Variables		n	N	Prevalencia	IC95% inf-sup
Tener al menos una enfermedad o problema crónico de salud	Ninguno	85	1.251	6,8%	5,5-8,3
	Al menos uno	737	2.868	25,7%	24,1-27,3
Tensión alta	No	612	3.411	17,9%	16,7-19,3
	Sí	247	790	31,2%	28,1-34,6
Infarto de miocardio	No	805	4.064	19,8%	18,6-21,1
	Sí	54	143	37,9%	30,1-45,9
Artrosis	No	628	3.581	17,5%	16,3-18,8
	Sí	223	616	36,3%	32,5-40,1
Dolor cervical crónico	No	574	3.509	16,4%	15,2-17,6
	Sí	285	694	41,0%	37,4-44,8
Dolor lumbar crónico	No	552	3.383	16,3%	15,1-17,6
	Sí	307	822	37,3%	34,1-40,7
Alergia crónica	No	642	3.405	18,9%	17,6-20,2
	Sí	215	796	27,0%	24,0-30,2
Asma	No	770	3.888	19,8%	18,6-21,1
	Sí	88	320	27,3%	22,8-32,6
Diabetes	No	785	3.924	20,0%	18,8-21,3
	Sí	74	284	26,1%	21,2-31,4
Colesterol alto	No	616	3.324	18,5%	17,2-19,9
	Sí	237	871	27,3%	24,3-30,2
Depresión	No	577	3.825	15,1%	14,0-16,2
	Sí	281	382	73,5%	69,0-77,8
Ansiedad crónica	No	602	3.832	15,7%	14,6-16,9
	Sí	257	376	68,4%	63,5-72,9
Migraña	No	636	3.627	17,5%	16,3-18,8
	Sí	222	578	38,4%	34,5-42,4
Problemas de tiroides	No	758	3.845	19,7%	18,5-21,0
	Sí	99	358	27,7%	23,2-32,5
Varices	No	692	3.722	18,6%	17,4-19,9
	Sí	165	485	34,1%	29,9-38,3

Cataratas	No	750	3.875	19,4%	18,1-20,6
	Sí	106	328	32,4%	27,4-37,5
Problemas crónicos de piel	No	777	3.882	20,0%	18,8-21,3
	Sí	81	326	25,0%	20,4-29,7
Síndrome post COVID	No	787	4.021	19,6%	18,4-20,8
	Sí	66	173	38,1%	31,2-45,5

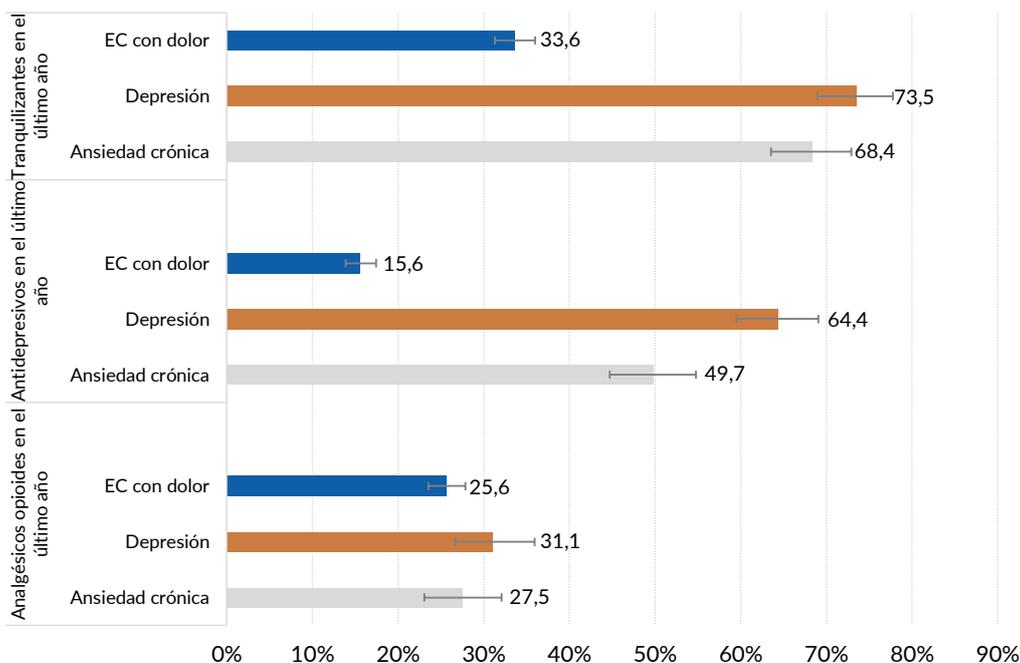
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Resulta interesante comprobar en la **gráfica 20** cómo se distribuyen más concretamente las prevalencias de consumo de los distintos medicamentos durante el último año, según las problemáticas y trastornos para los que principalmente se receta su uso: ansiedad crónica, depresión y enfermedades crónicas relacionadas directamente con el dolor (lumbar, cervical, artritis y migraña).

En el caso de los tranquilizantes, quienes más consumieron este tipo de fármacos en el último año fueron las personas que afirmaron padecer (o haber padecido en dicho periodo temporal) ansiedad crónica o depresión, siendo aquellas con depresión las que tuvieron una prevalencia de consumo algo más elevada que aquellas con ansiedad crónica (73,5% frente a un 68,4%) aunque las diferencias no resultaron estadísticamente significativas. También se observa que una de cada cuatro personas que notificaron sufrir alguna enfermedad crónica relacionada con el dolor consumía este tipo de medicamentos.

En cuanto a los antidepresivos, las personas encuestadas con depresión eran quienes tomaban este tipo de psicofármacos más frecuentemente, con diferencias significativas respecto a las personas con ansiedad crónica. Por su parte, llama la atención que la prevalencia de consumo de analgésicos opioides fue más elevada en los sujetos con ansiedad crónica diagnosticada y sobre todo, de depresión, que aquellos que manifestaron tener dolor, aunque estas diferencias no alcanzaron significación estadística.

Gráfica 20. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año según enfermedades o problemas crónicos de salud con dolor, ansiedad crónica o depresión, por tipo de fármaco



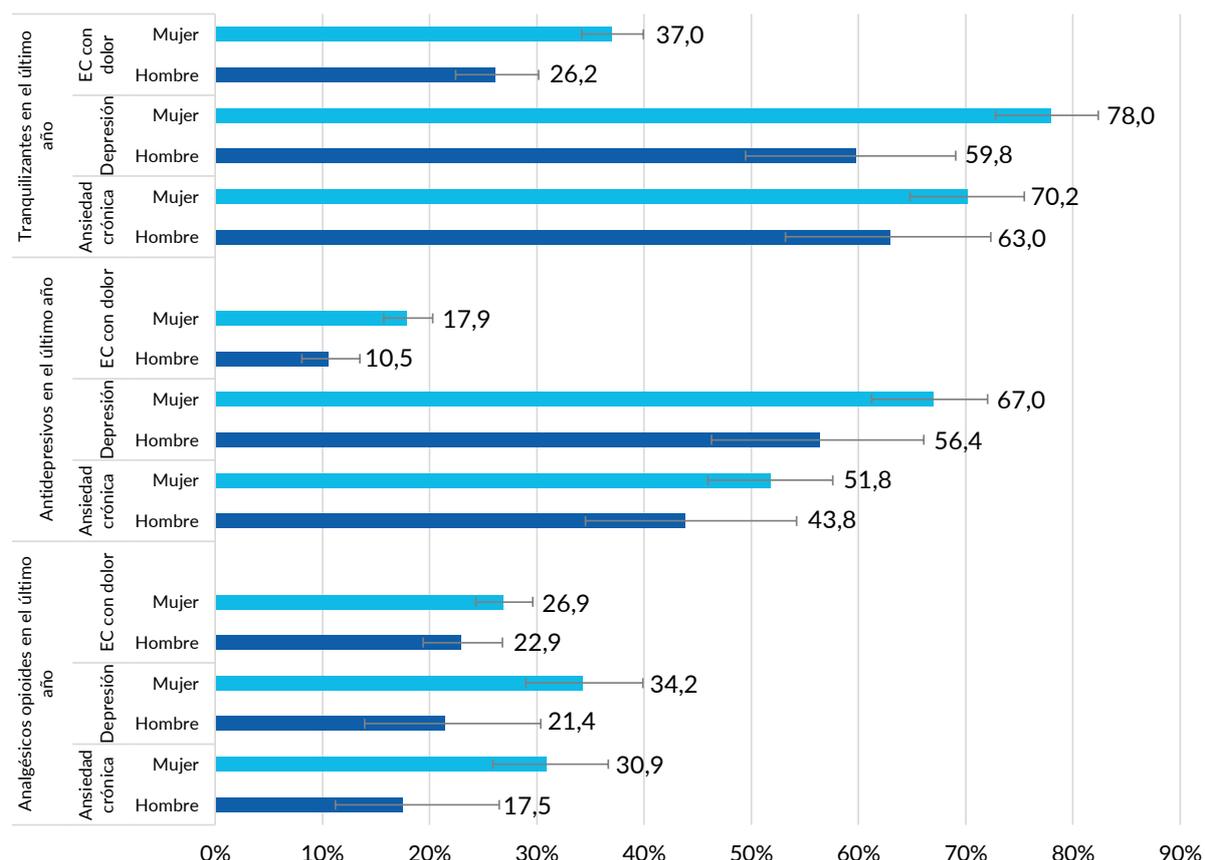
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. EC: enfermedades o problemas crónicos de salud listados en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Por sexo se aprecia que, en general, las mujeres presentaron mayores prevalencias de consumo de medicamentos ante el padecimiento de las distintas problemáticas mencionadas, siendo estas diferencias estadísticamente significativas respecto a los hombres en el caso del consumo de tranquilizantes ante el padecimiento de dolor y de depresión, y en consumo de antidepresivos en el caso de tener algún trastorno doloroso (**gráfica 21**).

Gráfica 21. Prevalencia de consumo de medicamentos en el último año según problemática (dolor, ansiedad crónica o depresión), por sexo y tipo de fármaco



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. EC: enfermedades o problemas crónicos de salud listados en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

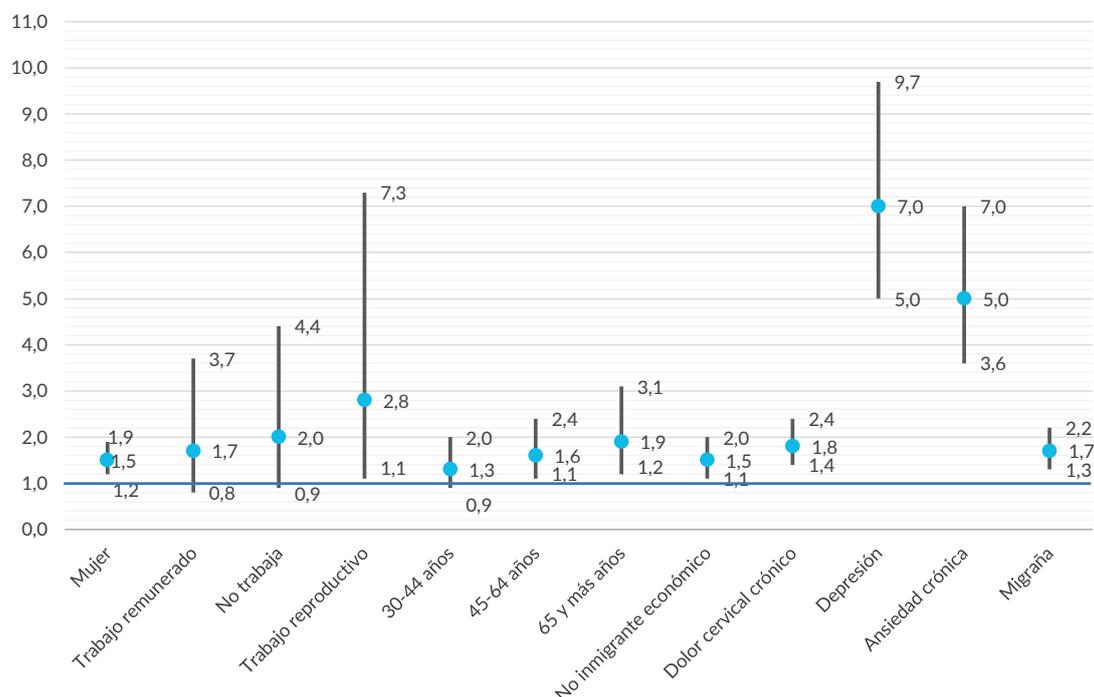
Tras calcular las prevalencias, se han llevado a cabo varios análisis bivariantes por cada tipo de fármaco consumido en el último año con las diferentes variables socioeconómicas, demográficas y de salud antes mencionadas. Aquellas que mostraron unas odds ratio brutas significativas se introdujeron posteriormente en un análisis multivariante para conocer los modelos explicativos o predictivos con las OR de las variables que los componen, ajustadas por el resto de factores introducidos en ellos.

Los factores que mejor explicaban el consumo de tranquilizantes una vez controlado el efecto del resto de variables fueron: padecer/haber padecido en el último año depresión (con al menos 5 veces más riesgo respecto a quienes no tuvieron), seguido de ansiedad crónica, dedicarse al TDNR, tener 65 años o más, sufrir dolor cervical crónico o migraña, tener entre 50-64 años, no ser migrante por motivos económicos y ser mujer.

Destaca que sean precisamente las personas que afirman tener (o haber tenido en los últimos 12 meses) depresión quienes más tranquilizantes consumen, por encima de aquellas que presentan ansiedad crónica y teniendo en cuenta la posible presencia de ambos trastornos a la vez. Las variables de grupo de distrito de residencia por nivel de desarrollo humano, nivel de estudios y el resto de las enfermedades crónicas que habían presentado unas odds ratio significativas en los análisis bivariantes previos quedaron excluidas del modelo final (**gráfica 22**).

[Volver al Índice](#)

Gráfica 22. Consumo de tranquilizantes en el último año vs. algunos determinantes sociales y de comorbilidad. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95%. (N=3.503)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
 Nota. Las categorías que no se muestran son las de referencia.

Tal y como se aprecia en la **tabla 4** la variable que mejor explica, con diferencia, el riesgo de haber tomado anti-depresivos en el último año fue tener depresión (o haberla tenido en los doce meses previos), con un riesgo al menos 20,5 veces superior que aquellas personas sin depresión. A este factor le siguió, en peso estadístico, la ansiedad crónica con un riesgo 3,5 veces mayor que no presentar ese trastorno, y tener 65 años o más con respecto al grupo etario más joven. También resultó explicativo del riesgo el hecho de vivir en un distrito del grupo de mayor desarrollo, ser mujer y pertenecer a la clase media. La situación laboral, la dificultad para llegar a fin de mes, el nivel de estudios y el resto de las enfermedades o problemas crónicos de salud no expresaron unas odds ratio significativas en el modelo final.

Tabla 4. Consumo de antidepresivos en el último año vs. algunos determinantes sociales y de comorbilidad. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N=3.045)

Variable		OR	IC95%
Sexo	Hombre	1	
	Mujer	1,75*	1,23-2,49
Edad	15-29 años	1	
	30-44 años	1,12	0,61-2,06
	45-64 años	1,58	0,87-2,88
	65 y más años	2,68*	1,27-5,66
Clase social ocupacional familiar	Desfavorecida	1	
	Media	1,95*	1,21-3,15
	Favorecida	1,41	0,90-2,20

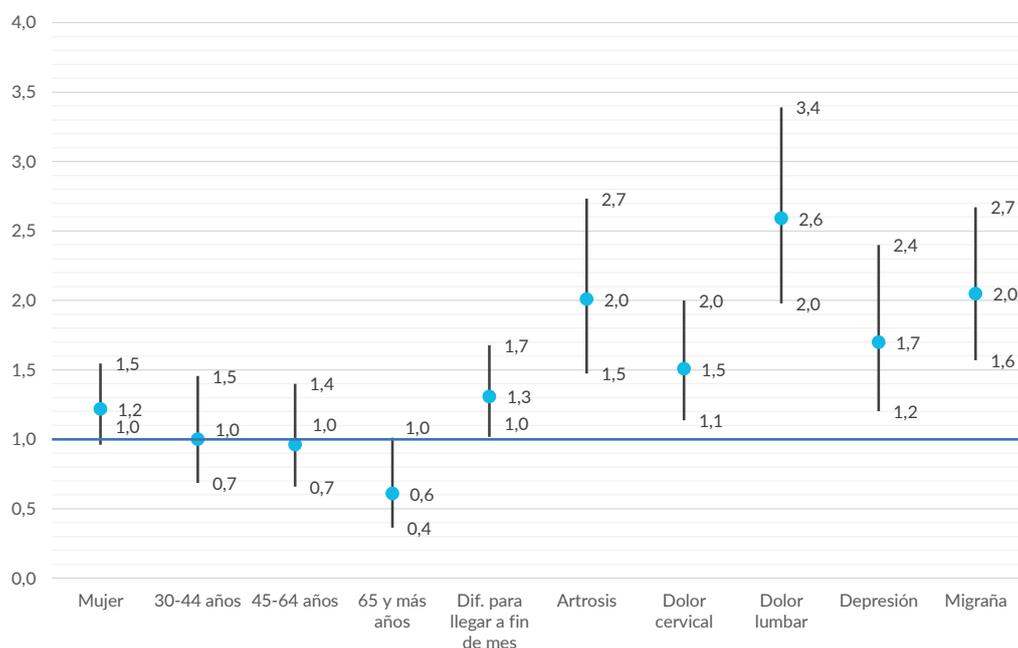


Depresión	No depresión	1	
	Depresión	29,16*	20,51-41,46
Ansiedad crónica	No ansiedad	1	
	Ansiedad	3,54*	2,36-5,31
Grupo de distritos por desarrollo	Menor desarrollo	1	
	Medio-bajo	1,04	0,65-1,66
	Medio-alto	1,44	0,94-2,19
	Mayor desarrollo	1,98*	1,27-3,10

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por último, los factores que mejor explicaban el hecho de haber consumido analgésicos opioides en el último año, una vez ajustado su efecto por el resto de variables, serían: dolor lumbar crónico (con un riesgo 2,59 veces mayor que quienes no presentaron esta patología), migraña, artrosis, depresión, dolor cervical crónico y dificultad para llegar a fin de mes. El resto de las variables (grupos de edad, ser mujer, tener otra de las enfermedades o problemas crónicos de salud preguntados en el cuestionario, grupo de distrito por nivel de desarrollo humano en el que se reside y nivel de estudios) no mostraron unas OR significativas (gráfico 23).

Gráfica 23. Consumo de analgésicos opioides en el último año vs. algunos determinantes sociales y de comorbilidad. Modelo de regresión logística binaria. Variables independientes con OR e IC95% (N=3.492)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
Nota. Las categorías que no se muestran son las de referencia.

Consumo de medicamentos sin receta

En general, la prevalencia de consumo de tranquilizantes sin receta en 2021 fue del 10,1% [IC95%=8,2-12,2], 7,5% en analgésicos opioides [IC95%=5,6-9,9] y 1,5% en antidepresivos [IC95%=0,6-3,1]. Por grupo de medicamentos, en el caso de los tranquilizantes (tabla 5) las prevalencias más elevadas de consumo sin receta (*a veces o siempre sin receta*) se dieron en los hombres, con diferencias significativas respecto a las mujeres; en personas de 15-29 años y de 30-44 años con diferencias significativas respecto al resto de grupos de edades superiores,

Volver al Índice

pero sin ellas entre sí; también en quienes contaban con estudios universitarios, con diferencias significativas respecto a los que tenían estudios primarios o menos; y quienes poseían una situación económica más favorable (3.800 € o más ingresos mensuales en el hogar).

Por situación laboral, las prevalencias mayores de consumo sin receta se dieron en las personas estudiantes y en quienes contaban con un trabajo remunerado respecto a quien no trabaja y quienes se dedican al TDNR (diferencias significativas); por problemas de salud las variables que reflejaron diferencias estadísticamente significativas fueron no padecer depresión ni alguna enfermedad o problema crónico de salud que conllevara dolor, frente a la situación contraria. Sin embargo, no se hallaron diferencias significativas en la prevalencia de tener o no ansiedad crónica, entre las diversas clases sociales familiares (aunque el consumo sin receta era algo más elevado en las clases favorecidas), ni entre grupos de distrito o estatus migratorio.

En general, las prevalencias más elevadas de todas se dieron en las personas pertenecientes a los grupos etarios más jóvenes y quienes estudiaban (situación también muy relacionada con la edad de la persona entrevistada).

Tabla 5. Prevalencias de consumo sin receta de tranquilizantes según variables demográficas, socioeconómicas y de comorbilidad

	Variables	n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	41	263	15,6%	11,6-20,3
	Mujer	46	596	7,8%	5,8-10,1
Edad	15-29 años	21	83	25,6%	16,9-35,4
	30-44 años	32	185	17,0%	12,4-23,2
	45-64 años	26	303	8,6%	5,8-12,1
	65 y más años	9	288	3,0%	1,6-5,6
Nivel de estudios	Primarios o menos	10	204	5,0%	2,5-8,5
	Secundarios	27	306	8,8%	6,0-12,4
	Universitarios	50	349	14,5%	11,0-18,3
Clase social ocupacional familiar	Desfavorecida	48	336	14,3%	10,9-18,3
	Media	17	206	8,2%	5,1-12,6
	Favorecida	23	303	7,4%	5,0-11,0
Grupo de distritos por desarrollo	Menor desarrollo	12	174	6,8%	3,8-11,4
	Medio-bajo	28	262	10,8%	7,4-14,9
	Medio-alto	26	237	11,0%	7,5-15,4
	Mayor desarrollo	21	186	11,5%	7,3-16,4
Estatus migratorio	Migrante económico	70	724	9,7%	7,7-12,0
	No migrante económico	17	136	12,8%	7,7-18,8
Ingreso mensual neto de todo su hogar	Menos de 1.100 €	6	146	4,3%	1,7-8,3
	De 1.100 € a menos de 1.650 €	12	169	7,3%	3,9-11,7
	De 1.650 € a menos de 2.300 €	18	167	10,6%	6,8-16,1
	De 2.300 € a menos de 3.800 €	21	131	15,7%	10,5-23,0
	3.800 € o más	18	109	16,7%	10,5-24,3



Situación laboral	Estudiante	6	19	32,9%	14,4-53,9
	Trabajo remunerado	62	403	15,3%	12,1-19,1
	No trabaja	19	386	4,8%	3,1-7,4
	TDNR	1	50	2,0%	0,2-9,0
Ansiedad crónica	No	71	602	11,8%	9,4-14,6
	Sí	17	257	6,5%	4,1-10,1
Depresión	No	76	577	13,1%	10,6-16,1
	Sí	12	281	4,2%	2,4-7,1
EC con dolor	Ninguna EC con dolor	45	320	14,1%	10,6-18,2
	Alguna EC con dolor	40	528	7,6%	5,5-10,1

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. EC: enfermedades o problemas crónicos de salud listados en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por su parte, la prevalencia de consumo de antidepresivos sin receta fue muy baja (n=6 personas), casi anecdótica, por lo que no se hallaron diferencias significativas en ningún caso, debido a ese ínfimo tamaño muestral que anula cualquier tipo de análisis.

Por último, en lo relativo al consumo sin receta de analgésicos opioides por grupos de edad, las diferencias estadísticamente significativas sólo se establecieron entre los dos grupos etarios más jóvenes (quienes mayor prevalencia de consumo sin receta presentaron) y los otros dos más mayores; por nivel de estudios, quienes contaban con estudios universitarios o secundarios presentaban mayores prevalencias de consumo sin receta que aquellas personas con estudios primarios o menos, alcanzando significación estadística dichas diferencias (pero no entre ellos).

En el caso de los/as estudiantes presentaron un consumo sin receta que superó el 30% (como en el caso de los tranquilizantes sin prescripción facultativa), con diferencias estadísticamente significativas con respecto a quienes tenían un trabajo remunerado y quienes no trabajaban, no así con quienes ejercían TDNR. En cuanto a los ingresos mensuales del hogar se aprecia que aquellas personas que se encuentran en el rango entre los 2.300 € y los 3.800 € tuvieron prevalencias más altas que en el resto de las franjas monetarias, siendo estas diferencias significativas sólo respecto a quienes contaban con menos ingresos.

No se hallaron diferencias significativas entre quienes tenían ansiedad crónica o depresión, aunque sí entre quienes padecían una enfermedad o problema crónico de salud que asociase dolor en su sintomatología, siendo aquellas personas sin esta problemática quienes más tomaban analgésicos opioides sin receta; tampoco se encontraron diferencias significativas entre las diversas clases sociales (algo más elevada la prevalencia en la más desfavorecida) ni por grupo de distritos (las prevalencias más elevadas se dieron en los de mayor y menor nivel de desarrollo humano) (tabla 6).

Tabla 6. Prevalencias de consumo sin receta de analgésicos opioides según variables demográficas, socioeconómicas y de comorbilidad

	Variables	n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Hombre	20	187	10,4%	6,9-15,7
	Mujer	23	381	6,0%	4,0-8,8
Edad	15-29 años	14	69	20,7%	12,1-30,9
	30-44 años	14	138	10,5%	5,9-16,0
	45-64 años	11	216	4,9%	2,7-8,6
	65 y más años	3	145	2,2%	0,6-5,4
Nivel de estudios	Primarios o menos	1	128	0,7%	0,1-3,6
	Secundarios	22	243	8,9%	5,9-13,1
	Universitarios	20	196	10,2%	6,6-15,0
Clase social ocupacional familiar	Desfavorecida	19	188	9,9%	6,4-15,0
	Media	10	134	7,8%	3,9-12,8
	Favorecida	12	236	5,3%	2,8-8,5
Grupo de distritos por desarrollo	Menor desarrollo	12	136	8,5%	4,9-14,5
	Medio-bajo	11	177	6,2%	3,3-10,5
	Medio-alto	10	168	6,2%	3,1-10,3
	Mayor desarrollo	9	88	10,7%	5,2-17,8
Estatus migratorio	Migrante económico	28	449	6,2%	4,3-8,8
	No migrante económico	14	119	12,2%	6,9-18,5
Ingreso mensual neto de todo su hogar	Menos de 1.100 €	1	95	1,0%	0,1-4,8
	De 1.100 € a menos de 1.650 €	13	129	9,7%	5,8-16,2
	De 1.650 € a menos de 2.300 €	5	119	4,0%	1,6-9,0
	De 2.300 € a menos de 3.800 €	12	83	14,0%	8,2-23,2
	3.800 € o más	6	56	10,2%	4,6-20,8
Situación laboral	Estudiante	5	16	31,3%	13,1-55,6
	Trabajo remunerado	26	308	8,5%	5,7-11,9
	No trabaja	9	219	4,2%	2,1-7,4
	TDNR	2	24	8,3%	1,8-24,1
Ansiedad crónica	No	36	464	7,8%	5,6-10,5
	Sí	6	103	5,9%	2,5-11,6
Depresión	No	38	448	8,5%	6,2-11,3
	Sí	5	119	3,8%	1,6-9,0
EC con dolor	Ninguna EC con dolor	24	157	15,0%	10,3-15,8
	Alguna EC con dolor	18	403	4,4%	2,8-6,8

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. EC: enfermedades o problemas crónicos de salud listados en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



Discusión

El objetivo de este trabajo ha sido conocer el consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides en la población de la ciudad de Madrid, según distintos tipos de variables socioeconómicas, demográficas y de salud, así como determinar cuáles son los factores que mejor explican dicho consumo. Además de analizar el consumo de estos medicamentos sin prescripción facultativa y qué factores se asocian a esas conductas.

En la ESCM'21, tres de cada diez personas del municipio de Madrid de 15 o más años declararon haber consumido tranquilizantes, antidepresivos o medicamentos fuertes para el dolor en el último año -cifra muy similar a la obtenida en la ESCM'17¹⁵-, siendo el 12% de este consumo en las anteriores dos semanas a ser encuestados/as. Los fármacos más consumidos en los últimos doce meses fueron los tranquilizantes (20,4%), seguido de los analgésicos opioides (13,5%) y los antidepresivos (9,2%).

Si comparamos esas cifras con los datos obtenidos en la ESCM'17¹⁵ se observa que la prevalencia de consumo de tranquilizantes y antidepresivos ha aumentado, mientras que la de analgésicos opioides disminuyó, siendo en todos los casos estas diferencias estadísticamente significativas; sin embargo, cabe señalar que, si analizamos los datos aportados sobre el consumo en las últimas dos semanas de los tres tipos de fármacos, este ha disminuido con respecto a hace cuatro años.

Centrándonos en el consumo de estos medicamentos durante el último año, en comparación con los datos aportados en la ESCM'17¹⁵ se aprecia que el consumo de tranquilizantes y antidepresivos en las mujeres aumentó en el año 2021, aunque este incremento solo fue significativo en el caso de los antidepresivos: de un 10,5% en 2017 [IC95%=9,7-11,4] a un 12,9% en 2021 [IC95%=11,5-14,3], mientras que en los hombres el aumento no ha sido tan acusado -menos de un 1%- en antidepresivos y tranquilizantes, no encontrándose por tanto diferencias significativas. Por su parte, el uso de analgésicos opioides presentó un descenso en ambos sexos, aunque las diferencias fueron únicamente significativas en los hombres, pasando de un 12,4% en el año 2017 [IC95%=11,4-13,4] a un 9,7% en 2021 [IC95%=8,5-11,1].

En cuanto a la evolución en el consumo por tramos de edad, vemos que tanto el consumo de antidepresivos como el de tranquilizantes se incrementó, excepto en el caso de estos últimos en personas de 15 a 29 años, donde se halla una ligera disminución, aunque las diferencias sólo son significativas en personas de 65 o más años en cuanto al consumo de antidepresivos, pasando de un 9,4% en 2017 [IC95%=8,2-10,7] a un 13,5% en el año 2021 [IC95%=11,5-15,8]. Por su parte, el consumo de analgésicos opioides también presentó un ligero descenso en todos los tramos de edad en 2021, aunque en ningún caso estas diferencias son significativas al compararlas con el año 2017.

En general, que el consumo de ambos psicofármacos durante el último año previo a la encuesta haya aumentado concuerda con lo encontrado por otros organismos, como la OCDE, que señalaba a España como uno de los cinco países de Europa con mayor consumo de antidepresivos⁵, o la AEMPS que reflejó un aumento de hasta el 6,8% entre 2019 y 2021 en la utilización de ansiolíticos e hipnosedantes⁶. Sin embargo, en cuanto al consumo de analgésicos fuertes para el dolor, la encuesta EDADES de 2021¹¹ halló que el consumo de este tipo de medicamentos alcanzó el máximo de la serie histórica: un 6,8% (5,8% en hombres y 7,9% en mujeres de 15 a 65 años), lo cual diferiría con nuestros datos, en los que observamos un descenso significativo respecto a 2017¹⁵, aunque la prevalencia obtenida para la ciudad de Madrid en 2021 sí es mayor que el dato que aporta la encuesta EDADES (cabe reseñar que EDADES acota la muestra hasta los 64 años y en la ESCM no hay límite superior de edad), de ahí lógicamente que nuestra prevalencia sea mayor; además, este mismo informe señala que el consumo de hipnosedantes en el último año se situaba en el 13,1% en el tramo de edad de 15 a 64 años (10,3% en hombres y 16,0% en mujeres), alcanzando la prevalencia de consumo más elevada de su registro histórico, tendencia que también se encontraría en los resultados de la ESCM'21, aunque más elevada en nuestro caso (20,4%).

Si comparamos con otras encuestas de salud, como l'Enquesta de Salut de Barcelona 2021¹⁶, dirigida a población mayor de 15 años, ésta también encontraba un aumento en el consumo de psicofármacos (ansiolíticos, sedantes y antidepresivos, tratados en este caso de manera conjunta), observando que el consumo en mujeres pasó del 20,1% en 2016 al 23% en el año 2021, y del 11,9% al 12,8% en el caso de los hombres, siendo esta tendencia similar en nuestros resultados. También hallan un gradiente en el consumo de psicofármacos conforme aumenta la edad, sobre todo, de nuevo, en el caso de las mujeres; alcanzando un consumo del 31,3% en mujeres de 65 a 74 años y

del 47% para aquellas mayores de 75 años y, aunque en nuestros resultados los tramos etarios se distribuyen en diferentes rangos, también se observa que este gradiente directo es más acusado en las mujeres y que son las de mayor edad (65 o más años) quienes más psicofármacos toman, tanto tranquilizantes (37,3%) como antidepresivos (18,2%) en comparación con mujeres más jóvenes y con los hombres de cualquier edad. Por clase social, la encuesta de Barcelona notificaba un mayor consumo en las clases más desfavorecidas que en las favorecidas, tanto en hombres como mujeres, mientras en nuestro caso, aunque encontramos también dicha tendencia en mujeres, no se denota en los hombres, ya que el consumo de tranquilizantes y antidepresivos según la clase social es muy similar en todas ellas.

Volviendo a los resultados de la ESCM'21, en comparación con los de la ESCM'17¹⁵ no hubo diferencias estadísticamente significativas en el consumo de tranquilizantes en los últimos 12 meses en ninguno de los 21 distritos, mientras que en el de analgésicos opioides se revela un descenso respecto a 2017 en 10 de ellos:

- Arganzuela: de 14,5% [IC95%=11,4-18,1] a 6,3% [IC95%=3,4-10,0];
- Fuencarral-El Pardo: de 17,4% [IC95%=14,6-20,4] a 7,3% [IC95%=4,4-11,5];
- Latina: de 13,5% [IC95%=11,0-16,2] a 5,0% [IC95%=2,5-8,4];
- Carabanchel: de 19,2% [IC95%=16,4-22,4] a 6,9% [IC95%=4,0-11,0];
- Puente de Vallecas: de 19,8% [IC95%=16,7-22,9] a 9,5% [IC95%=6,0-14,1];
- Ciudad Lineal: de 15,2% [IC95%=12,6-18,4] a 7,5% [IC95%=4,5-11,9];
- Hortaleza: de 15,5% [IC95%=12,4-18,8] a 6,6% [IC95%=3,7-10,6];
- Villaverde: de 20,4% [IC95%=16,6-24,6] a 11,0% [IC95%=7,3-16,0];
- Villa de Vallecas: de 20,0% [IC95%=15,5-24,9] a 9,1% [IC95%=5,7-13,7];
- San Blas: de 18,0% [IC95%=14,6-21,9] a 7,9% [IC95%=4,8-12,3].

En cuanto a los antidepresivos, aumentó el consumo de estos en el último año, siendo esas diferencias estadísticamente significativas en los casos de Usera, Puente de Vallecas, Hortaleza, Villaverde y Vicálvaro. Se aprecia, además, que mientras los distritos que en 2021 tuvieron una mayor prevalencia de consumo se enmarcaban en los grupos de desarrollo medio-alto y alto, las prevalencias de depresión encontradas en 2021 son más elevadas en los distritos de menor nivel de desarrollo humano.

Para intentar averiguar el porqué de estas discrepancias entre el diagnóstico del trastorno depresivo y el consumo de medicamentos antidepresivos se realizó un análisis de concordancia a nivel individual (índice de Kappa) con la muestra de la ESCM'21 en cada distrito, que mostró, en primer lugar, una concordancia global en la muestra de toda la ciudad bastante elevada, así como que la mayor concordancia entre el consumo de antidepresivos ante un diagnóstico de depresión se daba en el distrito de Moratalaz, seguido de Latina, Moncloa-Aravaca y Retiro, lo que parece indicar, de modo aproximativo, que no está relacionada con el nivel de desarrollo humano de los distritos.

Por su parte, el coeficiente de correlación lineal de Pearson indicó la existencia de cierta correlación positiva y de magnitud moderada entre la concordancia medicación-diagnóstico de depresión y el porcentaje de personas de edad media y mayores en cada distrito (eligiéndose el punto de corte en 45 años de manera arbitraria), lo que puede indicar que, a medida que la persona diagnosticada de depresión tiene más edad, la tendencia a tratar el trastorno por medio de antidepresivos es más elevada, siempre a través del foco de análisis con datos agregados por distrito. Entre los posibles motivos cabe pensar en cuestiones generacionales, como un estigma para acudir a psicoterapia en generaciones mayores, en un menor acceso a lo largo de la vida a psicoeducación o una educación emocional más pobre¹⁷ y/o en una tendencia incrementada a la medicalización de estas personas debido a factores como el edadismo por parte del personal sanitario que atiende a personas mayores con problemas de salud mental. Todos estos motivos podrían considerarse barreras para recibir otro tipo de tratamientos¹⁸.

Es relevante señalar que, según el estatus migratorio, la prevalencia de consumo de psicofármacos fue más elevada en población no migrante económica, y que dentro de los que sí lo eran, esta es más alta en las personas que llevan 5 o más años viviendo en España, lo cual puede justificarse, en mayor o menor medida, por el efecto del "migrante sano/a", observando cómo esta circunstancia se atenúa, incluso llega a revertirse, cuanto más tiempo



Llevar viviendo en el país de acogida¹⁹. Esto también explicaría por qué la prevalencia del consumo de analgésicos opioides fue superior en las personas migrantes por motivos económicos con más años de residencia en el país, siendo las cifras para las que llevan menos de 5 años y quienes no tienen ese estatus, muy similares (algo mayor en los/as no migrantes), aunque en ningún tipo de medicamento esas diferencias entre las tres categorías llegaron a ser significativas.

Por situación laboral, nuestros resultados muestran que las prevalencias de consumo de cualquiera de estos tres grupos de fármacos son más elevadas en las personas que se dedican al TDNR (en su mayoría mujeres), con diferencias estadísticamente significativas con el resto de las categorías laborales en el caso de los tranquilizantes, sólo con estudiantes en el caso de los analgésicos opioides y con estudiantes y quienes tienen un trabajo remunerado en el caso de los antidepresivos. Esta tendencia concuerda con los resultados obtenidos en la Encuesta Nacional de Salud de 2017, donde eran las personas que se dedicaban a este tipo de trabajo quienes mayor prevalencia de consumo de tranquilizantes y antidepresivos presentaban, mayor incluso que aquellas que se encontraban en situación de desempleo²⁰.

También es interesante observar que mientras el hecho de no poder llegar a fin de mes conlleva diferencias en las mujeres en el consumo de cualquiera de estos tres grupos de medicamentos, en hombres no parecen darse dichas diferencias. Cuando tenemos en cuenta la clase social ocupacional familiar, volvemos a apreciar que este gradiente se da sólo en las mujeres, mientras que en los hombres este sólo se aprecia para el uso de analgésicos fuertes para el dolor. Estos resultados son similares a los encontrados por Cabezas²¹ y por Matud et al.²² en los que se señalan que, desde una perspectiva interseccional, a mayor vulnerabilidad social en las mujeres mayor es su sobremedicalización, mientras que en hombres no parece darse esta situación o al menos no parece encontrarse un gradiente tan acusado.

En cuanto a las enfermedades o problemas crónicos de salud, en general se aprecia que el padecimiento de cualquiera de las diecisiete por las que se pregunta en la ESCM'21 implica prevalencias más altas de consumo de cualquiera de los tres tipos de fármacos, siendo las diferencias significativas -excepto en diabetes y problemas crónicos de la piel- en cuanto a consumo de tranquilizantes y analgésicos opioides, además de infarto de miocardio/angina de pecho/enfermedad coronaria y asma en antidepresivos. Cabe señalar que 7 de cada 10 personas que padecían depresión (en el momento de ser encuestados/as o durante el año previo) tomaban tranquilizantes, mientras que en el caso de los antidepresivos fueron 6 de cada 10. Llama también la atención que, entre las cinco enfermedades con prevalencias más elevadas de consumo de analgésicos opioides, además de aquellas cuya sintomatología se basa principalmente en el dolor, se encuentren el trastorno de ansiedad crónica y la depresión, lo que también coincide con lo hallado por otros trabajos, como el de Calvo y Torres-Morera²³.

Por enfermedad y sexo (uniendo las enfermedades o problemas crónicos de salud relacionados con el dolor, ansiedad crónica o depresión), se obtiene que las mujeres tuvieron mayores prevalencias de consumo de cualquiera de los fármacos, cualesquiera fuesen las dolencias que presentaran, en comparación con las de los hombres. Mientras que las mujeres consumen con más frecuencia tranquilizantes en la depresión, más incluso que cuando padecen ansiedad crónica (aunque esas diferencias no son significativas), en los hombres la ingesta de esos fármacos está más en consonancia con la problemática asociada, de la misma forma que sucede en el consumo de analgésicos fuertes (en hombres la prevalencia de consumo más elevada se encuentra en el padecimiento de enfermedades relacionadas con el dolor, mientras en mujeres la prevalencia de consumo de estos analgésicos más alta se da en la depresión).

El hecho de que las mujeres sean más frecuentemente medicalizadas (sobre todo si hablamos de psicofármacos) ha suscitado el desarrollo de numerosos trabajos al respecto en los últimos años, dirigidos a conocer qué mecanismos y factores operan detrás de dicha actitud. En ellos se postula que si bien las circunstancias estructurales y culturales de la sociedad patriarcal repercuten en un mayor riesgo en ellas de sufrir más enfermedades tanto físicas como psicológicas, que aumenta cuando se tienen en cuenta diversos factores de vulnerabilidad social que interseccionan con el género, también se observa una mayor tendencia a la medicalización de circunstancias vitales que son naturales o, en el otro extremo, la "normalización" de dolores intensos y crónicos, que deriva en el desconocimiento clínico de trastornos como en el caso de la endometriosis, o bien que ante el padecimiento de enfermedades físicas y dolor, unido quizás a la falta de investigación de ciertos trastornos o dolores inespecíficos que son más frecuentes en ellas, son más propensas a recibir prescripción de este tipo de fármacos y que estas problemáticas sean tratadas como psicósomáticas, aunque ese no sea el tratamiento adecuado. A lo

largo de la historia de la medicina no siempre se han tenido en cuenta las posibles diferencias que podrían presentar síntomas de ciertas enfermedades en la mujer -como sucede, por ejemplo, en el infarto-, infradiagnosticando en ellas tales trastornos y tratándolos más tarde, asumiendo que son de origen psicológico cuando no lo son, o siendo identificados por sí mismas más tardíamente retrasando su petición de ayuda clínica^{21,24}.

Según los resultados que se derivan de los análisis multivariantes efectuados, los factores con más peso para explicar el consumo de tranquilizantes en el último año fueron: padecer depresión (con un riesgo siete veces más alto que aquellas personas sin ese trastorno), ansiedad crónica, así como dedicarse al TDNR (con casi tres veces más riesgo que los/as estudiantes). Por su parte, el riesgo de consumir antidepresivos es explicado principalmente por la depresión (con un riesgo casi 30 veces superior a si no se padece), seguido de la ansiedad crónica y tener 65 o más años (OR=2,7 respecto al grupo etario de 15-29 años). En relación con el riesgo de tomar analgésicos opioides en los últimos doce meses, los factores que mejor lo explicaban en nuestro estudio han sido el padecimiento de dolor lumbar crónico, seguido de migraña y artrosis (lo cual es lógico pues se trata de patologías muy dolorosas); destaca que ninguna variable socioeconómica o demográfica haya resultado ser explicativa para el consumo de estos fármacos, una vez ajustado por el efecto de todas las variables incluidas en el modelo, y que sin embargo el trastorno depresivo siga, por sí mismo, suponiendo un riesgo mayor de consumir este tipo de medicamentos (OR=1,7), es decir, un 70% más riesgo de tomar analgésicos fuertes para el dolor si se padece o ha padecido en el último año depresión, respecto al caso contrario.

De lo anteriormente expuesto se deduce que el consumo de analgésicos opioides se dirige de manera prácticamente exclusiva al tratamiento de afecciones que conlleven dolor físico, dato positivo que se utilicen por tanto cuando su indicación es la adecuada, debiendo considerarse también que el trastorno depresivo por sí mismo parece conllevar a su vez un mayor riesgo de consumo de estos fármacos. Por su parte, el uso de antidepresivos está reservado principalmente para el tratamiento de tal trastorno, mientras que el de tranquilizantes sí atendería a un espectro mayor de problemáticas (para las que, por otra parte, también está indicado, como es el caso de trastornos musculoesqueléticos), aunque destaca que sea en la depresión donde mayor riesgo de utilización de este fármaco se presenta, por encima incluso del propio trastorno de ansiedad crónica.

Aunque se observa que el consumo sin receta ha disminuido en los tres tipos de fármacos respecto a los datos ofrecidos por la ESCM'17¹⁵, las prevalencias siguen siendo alarmantes en el caso de los tranquilizantes y analgésicos opioides, sobre todo en población joven y que, además, en comparación con los datos aportados por el estudio EDADES de 2022¹¹ las cifras obtenidas para la ciudad de Madrid en nuestra encuesta son más elevadas. Según el informe EDADES'22¹¹ el consumo sin receta en personas entre 15 y 64 años en España fue del 1,3% en hiposedantes y del 0,6% en analgésicos opioides vs. 10,1% en tranquilizantes y 7,5% en analgésicos opioides según la ESCM'21, en población de 15 o más años.

Destaca también que el consumo de estas sustancias sin prescripción facultativa en la ciudad de Madrid fue más elevado en personas que no presentaban diagnóstico de enfermedades o trastornos que pudiesen justificar su utilización. Aunque no podemos saber o inferir las razones que están detrás de esta circunstancia, con los datos que manejamos dada la naturaleza de esta investigación epidemiológica transversal, es un hecho que el consumo de opioides y benzodiacepinas sin supervisión y pauta médica, sobre todo a edades más tempranas, conlleva un elevado riesgo de abuso y dependencia, incluso muertes por sobredosis en el caso de los analgésicos fuertes¹³.

Conclusiones

- En la ciudad de Madrid el 30,4% de las personas de 15 o más años consumieron tranquilizantes, antidepresivos o analgésicos opioides en el último año, un 12,0% de ellas en las dos semanas previas a ser encuestadas.
- Respecto al año 2017 hubo un aumento en la prevalencia de consumo de tranquilizantes y antidepresivos, pero un descenso en el de medicamentos fuertes para el dolor.
- Las mujeres tuvieron mayores prevalencias de consumo en los tres tipos de medicamentos en el último año, habiendo aumentado en mayor medida que los hombres su consumo de psicofármacos en 2021 respecto a 2017.



- Las prevalencias de consumo de los tres grupos de fármacos aumentaron conforme más desfavorecida era la clase social familiar en el caso de las mujeres, al igual que si tenían dificultades para llegar a fin de mes.
- En general, las mayores prevalencias de consumo de tranquilizantes y antidepresivos se dieron en los distritos madrileños con mayor nivel de desarrollo humano al contrario que en el consumo de analgésicos fuertes.
- El hecho de padecer alguna enfermedad o problema de salud crónico conllevó una mayor prevalencia de consumo de tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opioides, sobre todo en las mujeres.
- Además de la depresión y la ansiedad crónica, tener 65 o más años, dedicarse al trabajo doméstico no remunerado y ser mujer son algunos de los factores que mejor explican el riesgo de consumir psicofármacos.
- La prevalencia de consumo de tranquilizantes sin prescripción médica en 2021 fue del 10,1%; 1,5% en antidepresivos y 7,5% en analgésicos opioides, siendo estas cifras significativamente menores a las obtenidas hace cuatro años.

Referencias bibliográficas

1. Jiménez L, Brik E. [Internet]. Madrid: Itad; Incremento del Consumo de Psicofármacos en España debido al COVID-19. Disponible en: <https://itadsistemica.com/adicciones/incremento-consumo-psicofarmacos-en-espana-debido-al-covid19/>
2. Fernández-García X. Situación de la psicología clínica en el Sistema Nacional de Salud (SNS) y perspectivas de crecimiento. Ansiedad y Estrés [Internet]. 2021 [citado 21 de julio de 2023];27: 31-40. Disponible en: <https://doi.org/10.5093/anyes2021a5>
3. Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) [Internet] (2021). Encuesta sobre la salud mental de los españoles durante la pandemia de la COVID-19. Recuperado de: http://www.cis.es/cis/opencms/ES/NoticiasNovedades/InfoCIS/2021/Documentacion_3312.html
4. Federación de Asociaciones Científico Médicas Españolas (FACME). Impacto de la COVID-19 en lo NO-COVID. Estrategias e intervenciones para “re-priorizar” la atención NO-COVID en el Sistema Nacional de Salud [Internet]. 2021 [Citado 20 de abril de 2023]. Disponible en: <https://facme.es/wp-content/uploads/2021/11/Documento-Integral-Impacto-del-COVID-19-en-lo-NO-COVID-19.pdf>
5. Yanatma S. Europe's mental health crisis in data: Which country uses the most antidepressants? Euronews. next [Internet]. 16 de mayo 2023 [consultado 17 de julio de 2023]. Recuperado de: <https://www.euronews.com/next/2023/05/16/europes-mental-health-crisis-in-data-which-country-uses-the-most-antidepressants>
6. Agencia Española de Medicamentos y Productos Sanitarios (AEMPS). Utilización de medicamentos ansiolíticos e hipnóticos en España [Internet]. Madrid: AEMPS; 2022 [citado 21 de julio de 2023]. v.2861. Disponible en: <https://www.aemps.gob.es/medicamentos-de-uso-humano/observatorio-de-uso-de-medicamentos/informes-ansioliticos-hipnoticos/>
7. Junta Internacional de Fiscalización de Estupefacientes (JIFE). Informe 2019 [Internet]. Viena: Naciones Unidas – JIFE; 2020 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://www.incb.org/documents/Publications/AnnualReports/AR2019/Annual_Report/Spanish_ebook_AR2019.pdf
8. Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. Estadísticas 2021. Alcohol, tabaco y drogas ilegales en España [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas; 2021 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: <https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/sistemasInformacion/informesEstadisticas/pdf/2021OEDA-INFORME.pdf>
9. Lligoña A (coord.) Guía de consenso para el buen uso de benzodiazepinas. Gestión de riesgos y beneficios [Internet]. Valencia: Socidrogalcohol; 2019 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/publicaciones/catalogo/bibliotecaDigital/publicaciones/pdf/2021/2019_GUIA_Buen_uso_opioides_Socidrogalcohol.pdf

10. Agencia Española de Medicamentos y Productos Sanitarios (AEMPS). Utilización de medicamentos opioides en España [Internet]. Madrid: AEMPS; 2022 [citado 21 de julio de 2023]. v.200619. Disponible en: <https://www.aemps.gob.es/medicamentos-de-uso-humano/observatorio-de-uso-de-medicamentos/utilizacion-de-medicamentos-opioides-en-espana/>
11. Ministerio de Sanidad. Encuesta sobre alcohol y otras drogas en España (EDADES), 1995-2022 [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el plan Nacional sobre Drogas; 2022 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/sistemasInformacion/sistemaInformacion/pdf/2022_Informe_EDADES.pdf
12. Agencia Española de Medicamentos y Productos Sanitarios (AEMPS). Fentanilo de liberación inmediata: importancia de respetar las condiciones de uso autorizadas [Internet]. Madrid: AEMPS; 21 de febrero de 2018 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://www.aemps.gob.es/informa/notasInformativas/medicamentosusohumano-3/seguridad-1/2018/ni-muh_fv_5-2017-fentanilo/
13. Martínez-Oró DP. Opioides en España. Ni repunte de heroína ni crisis de opioides a la americana [Internet]. Barcelona: Episteme. Investigación e Intervención Social; 2019 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://pnsd.sanidad.gob.es/noticiasEventos/actualidad/2019_Actualidadpublica/pdf/20191211_Opioides_en_Espana_Ni_repunte_heroina_ni_crisis_americana.pdf
14. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*. 1977;33:159-74.
15. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 [Internet]. Madrid; 2018 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: http://madrid-salud.es/area_profesional/
16. Bartoll-Roca X, Pérez K, Artazcoz L. Informe de resultats de l'Enquesta de Salut de Barcelona del 2021 [Internet]. Barcelona: Agència de Salut Pública de Barcelona; 2021 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://www.aspb.cat/wp-content/uploads/2022/11/ASPB_Enquesta-Salut-Barcelona-2021.pdf
17. Ferreres V, Pena-Garijo, J, Ballester M, Edo S, Sanjurjo I, Ysern L. ¿Psicoterapia, farmacoterapia o tratamiento combinado? Influencia de diferentes variables clínicas en la elección del tratamiento. *Rev. Asoc. Esp. Neuropsiq* [Internet]. 2012 [citado 3 de agosto de 2023];32(114):271-286. Disponible en: <https://dx.doi.org/10.4321/S0211-57352012000200005>
18. Ausín B. Estigma y salud mental en las personas mayores de 65 años desde la perspectiva de género. En: Ruiz-Cantero MT, coord. *Perspectiva de género en medicina*. [Internet]. Barcelona: Fundacion Dr. Antoni Esteve; 2019 [citado 3 de agosto de 2023]. Disponible en: <https://www.esteve.org/wp-content/uploads/2019/05/EM-39-08.pdf>
19. Malmusi D, Ortiz-Barreda G. Desigualdades sociales en salud en poblaciones inmigradas en España. Revisión de la literatura. *Revista Española Salud Pública*. [Internet]. Noviembre-diciembre 2014. [citado 21 de julio de 2022]. 88:687-701. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/170/17032295011.pdf>
20. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Nacional de Salud en España 2017. Serie informes monográficos: #1 – Salud Mental [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad; 2018 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: SALUD_MENTAL.pdf (sanidad.gob.es)
21. Cabezas-Rodríguez A. Desigualdades de género en salud mental. Análisis de su medicalización desde la perspectiva interseccional [Tesis]. País Vasco: Universidad del País Vasco - Euskal Herriko Unibertsitatea. Archivo Digital Docencia e Investigación; 2021 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: https://addi.ehu.es/bitstream/handle/10810/54756/TESIS_CABEZAS_RODRIGUEZ_ANDREA.pdf?sequence=1&isAllowed=y
22. Matud MP, García L, Bethencourt JM, Rodríguez-Wabgüermert C. Género y uso de medicamentos ansiolíticos e hipnóticos en España. *Journal of Feminist, Gender and Women Studies* [Internet]. 2017 [citado 21 de julio de 2023]. Disponible en: <https://doi.org/10.15366/jfgws2017.5.003>



23. Calvo R, Torres-Morera LM. Tratamiento con opioides en dolor crónico no oncológico: Recomendaciones para una prescripción segura. Rev. Soc. Esp. Dolor. 2017. Disponible en: [10.20986/resed.2017.3550/2016](https://doi.org/10.20986/resed.2017.3550/2016)
24. Romo N, Meneses C. Malestares en las mujeres y usos diferenciales de psicofármacos: propuestas críticas desde el feminismo. En: Markez I (coord.). Adicciones: Conocimiento, atención integrada y acción preventiva. Madrid: Asociación Española de Neuropsiquiatría (AEN); 2015 [citado 2 de julio de 2023]. P. 113-126. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=825165>

2.3.8 ESTATUS VACUNAL FRENTE AL SARS-COV-2

Introducción

El objetivo de la vacunación frente a la COVID-19 es la prevención y protección de la población frente a la enfermedad grave y la mortalidad causada por el virus SARS-CoV-2.

El 21 de diciembre del año 2020, la Comisión Europea autorizó la vacuna Comirnaty (BioNTech/Pfizer) y se acordó su distribución para comenzar a vacunar entre los días 27 y 29 de diciembre de ese año, en los países de la Unión Europea. En España, la vacunación se inició el domingo 27 de diciembre, estableciendo prioridades según el grado de vulnerabilidad y exposición entre los diferentes grupos de la población mayor de 12 años. Posteriormente, la comisión de Salud Pública, reunida con fecha 7 de diciembre de 2021, estableció la vacunación en población infantil entre 5 y 11 años¹⁻³.

Las vacunas utilizadas fueron las autorizadas por la Unión Europea: Comirnaty (BioNTech/Pfizer) y Spikevax (Moderna), que tienen como componente principal el ARNm que codifica la producción de la proteína S del SARS-CoV-2. Por otro lado, han sido también usadas las vacunas Vaxzevria (AstraZeneca) y Jcovden (Janssen), siendo estas vacunas de vector vírico no replicativo, ambas de adenovirus, que contiene el material genético (ADN) del SARS-CoV-2¹.

Los datos oficiales en Madrid señalaban que un 89,3% de la población mayor de 5 años recibió al menos una dosis, y un 88,7% tenía la pauta completa a fecha octubre de 2022. En los/las menores entre 5 y 12 años, el 47,7% recibieron al menos una dosis. A nivel nacional, el 90,9% de la población mayor de 5 años tenía al menos puesta una dosis, mientras que el 89,4% recibieron la pauta completa a dicha fecha³.

El estudio de los determinantes que afectan a la vacunación es esencial para la prevención de la enfermedad y la mortalidad, pero además para el control y la planificación en momentos de crisis sanitarias futuras⁴. La vacunación no solo tiene una importancia directa en la salud de la población, sino que ofrece a su vez un impacto determinante sobre el sistema asistencial y a nivel socioeconómico², por lo que conocer los datos referidos al estatus vacunal permite comprender algunos factores relacionados con no recibir la vacuna (en inglés, “vaccine hesitancy”), entendida como el aplazamiento o el rechazo hacia la vacunas a pesar de la disponibilidad de las mismas y de los servicios de vacunación⁵, siendo este fenómeno algo complejo y dinámico, pudiendo estar influenciado por múltiples factores⁶.

El objetivo de este informe fue conocer la distribución del estatus vacunal de la población madrileña frente al virus SARS-CoV-2 y su relación con diferentes variables sociodemográficas de interés.

Método

Fuente de datos

Los resultados procedieron de los datos obtenidos en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), en personas de 15 o más años.

Análisis de datos

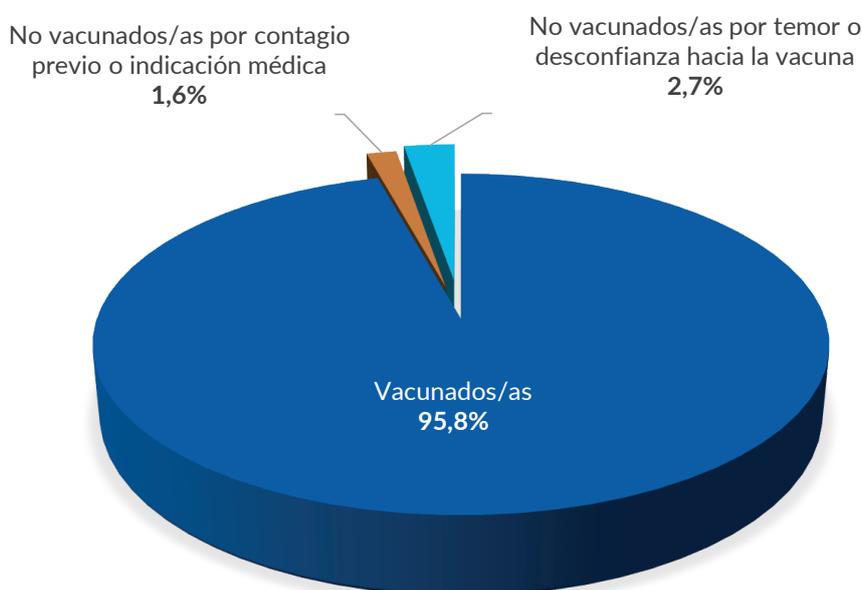
Para analizar el estatus vacunal frente al SARS-CoV-2 se incluyó en el cuestionario la siguiente pregunta: “¿Se ha vacunado usted frente al coronavirus? y de no haberlo hecho, ¿cuál fue el motivo?”

Se realizó un análisis descriptivo del estatus vacunal, mediante el uso del programa estadístico SPSS, para conocer la tasa de vacunación y no vacunación en función de distintas variables sociodemográficas: sexo, clase social ocupacional familiar (CSO), variable territorial (grupo de distritos de residencia según su nivel de desarrollo humano), nivel de estudios y estatus migratorio, calculándose también los intervalos de confianza al 95% (IC95%).

Resultados

Analizando la distribución del estatus vacunal (**gráfica 1**), se puede observar que el 95,8% de las personas de la muestra se habían vacunado, frente a un 4,2% que no lo habían hecho en el momento de ser encuestadas. De las personas que no se vacunaron, el 1,6% no se habían vacunado por estar contagiados/as de COVID-19 o por indicación médica, frente al 2,7% que no lo hicieron por temor a los efectos secundarios o desconfianza hacia la vacuna.

Gráfica 1. Tasa de vacunación frente al SARS-CoV-2 (N=8.294)

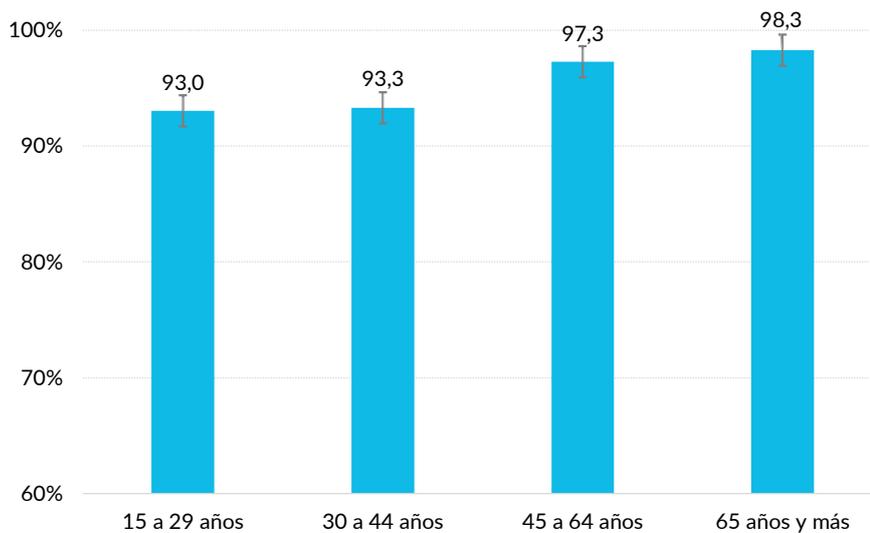


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el sexo, no se encontraron diferencias significativas entre hombres y mujeres en la tasa de vacunación, siendo del 95,6% [IC95%=95,0-96,3] para los hombres y del 95,9% [IC95%=95,3-96,5] en las mujeres. En cuanto a la no vacunación, no se apreciaron tampoco diferencias estadísticamente significativas entre sexos, ni para la no vacunación por contagio previo o indicación médica ni por temor a los efectos secundarios o desconfianza hacia la vacuna, siendo la frecuencia de esta última del 2,7% [IC95%=2,2-3,3] en los hombres y del 2,6% [IC95%=2,2-3,2] en las mujeres.

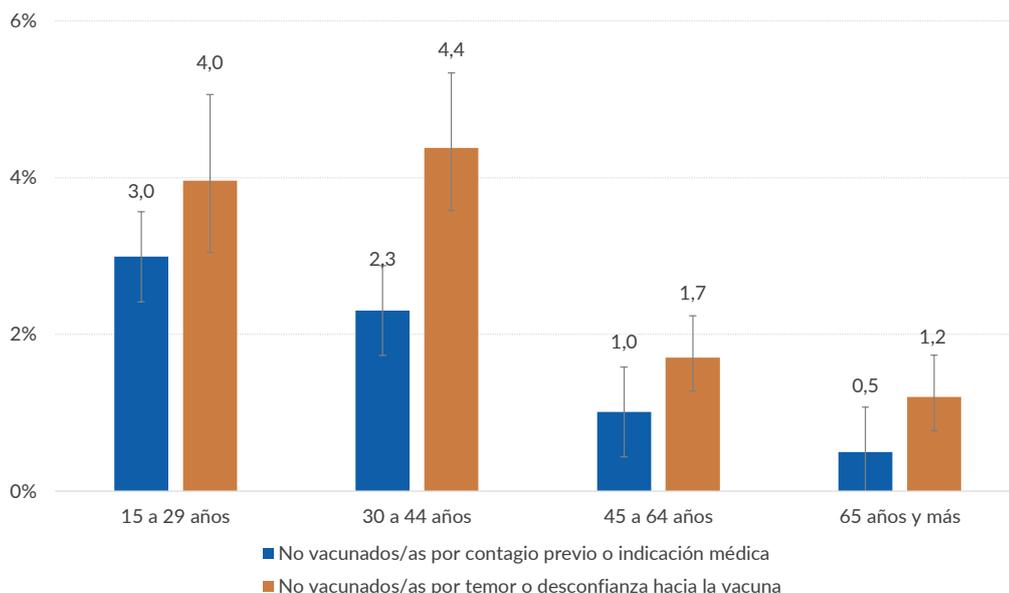
Analizando la vacunación por grupos de edad (**gráfica 2**), se aprecia una mayor tasa de vacunación en personas de 45 años o más frente a los/las menores de esta edad, alcanzando dicha diferencia significación estadística. En cuanto a la no vacunación (**gráfica 3**), se halló un mayor porcentaje en la no vacunación por contagio o indicación médica en los/as encuestados/as entre 15 y 44 años, siendo estas diferencias estadísticamente significativas, respecto a las personas de 45 años y más. De la misma manera, se observa una mayor frecuencia de no vacunación por temor o desconfianza en los individuos entre 15 y 44 años, siendo estas diferencias estadísticamente significativas respecto a las personas de 45 años y más. El motivo aducido con mayor frecuencia para la no vacunación en las personas de 15 a 44 años fue el temor o desconfianza hacia la vacuna.

Gráfica 2. Tasa de vacunación según grupos de edad (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 3. Prevalencia de no vacunación y motivos del rechazo, según grupos de edad (N=8.294)

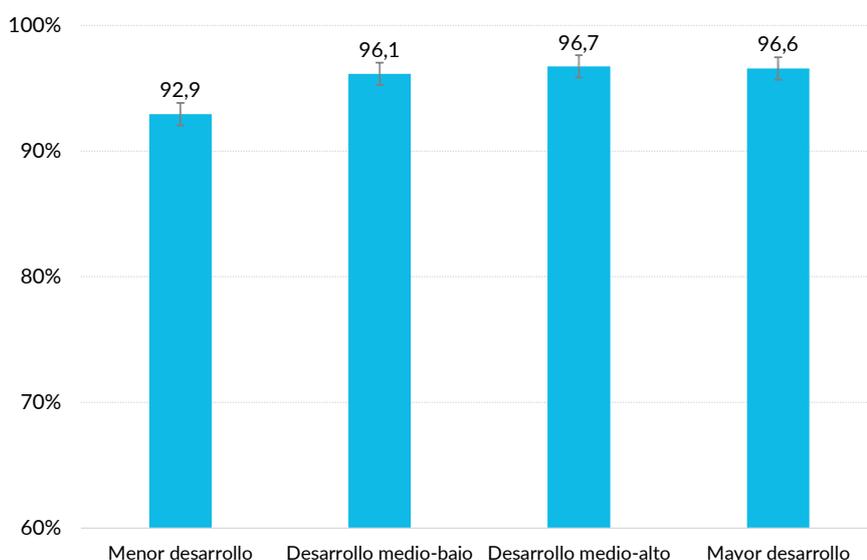


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo a la tasa de vacunación según la variable territorial (**gráfica 4**), se aprecia una menor frecuencia de vacunación en el grupo de distritos de menor desarrollo, alcanzando estas diferencias significación estadística respecto a los otros tres grupos de distritos con mayor desarrollo.

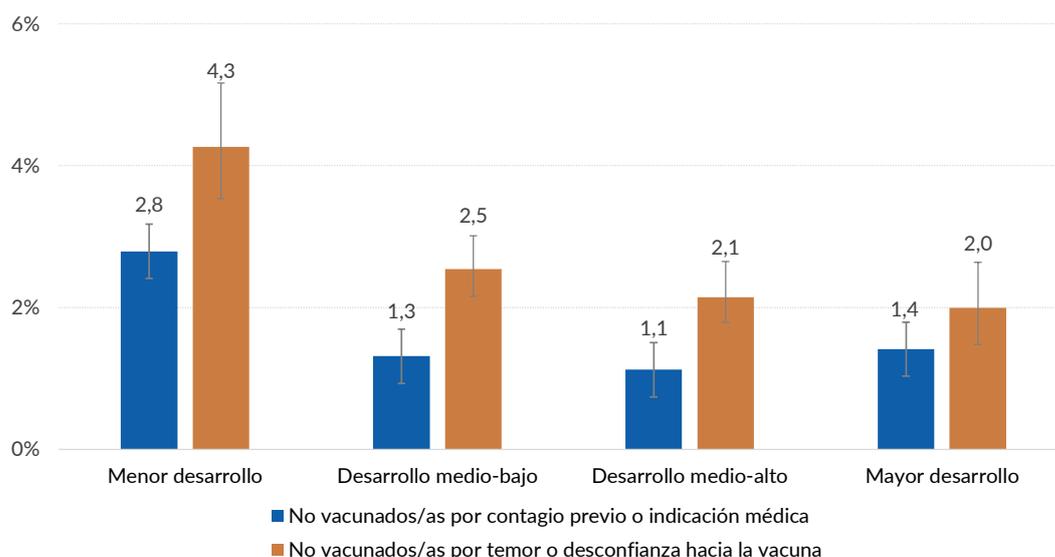
En cuanto a la no vacunación (**gráfica 5**), por contagio o indicación médica, hubo un mayor porcentaje de esta en el grupo de distritos con menor desarrollo (2,8%) [IC95%=2,1-3,7] frente a los otros tres grupos de distritos. Atendiendo a la no vacunación por temor o desconfianza hacia la vacuna, también se encontró una mayor frecuencia de la no vacunación en el grupo de distritos de menor desarrollo (4,3%) [IC95%=3,3-5,3] en comparación a los otros tres, siendo estas diferencias estadísticamente significativas. Así, el motivo más frecuentemente argumentado para no vacunarse en los distritos de menor desarrollo fue el temor o desconfianza hacia la vacuna.

Gráfica 4. Tasa de vacunación según grupos de distritos por nivel de desarrollo humano (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 5. Prevalencia de no vacunación y motivos del rechazo, según grupos de distritos por nivel de desarrollo humano (N=8.294)

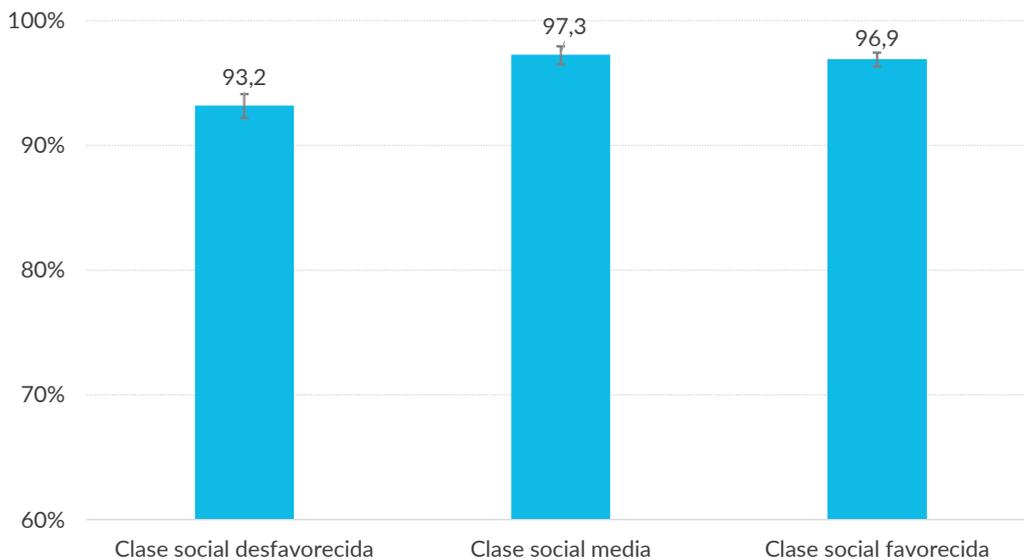


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



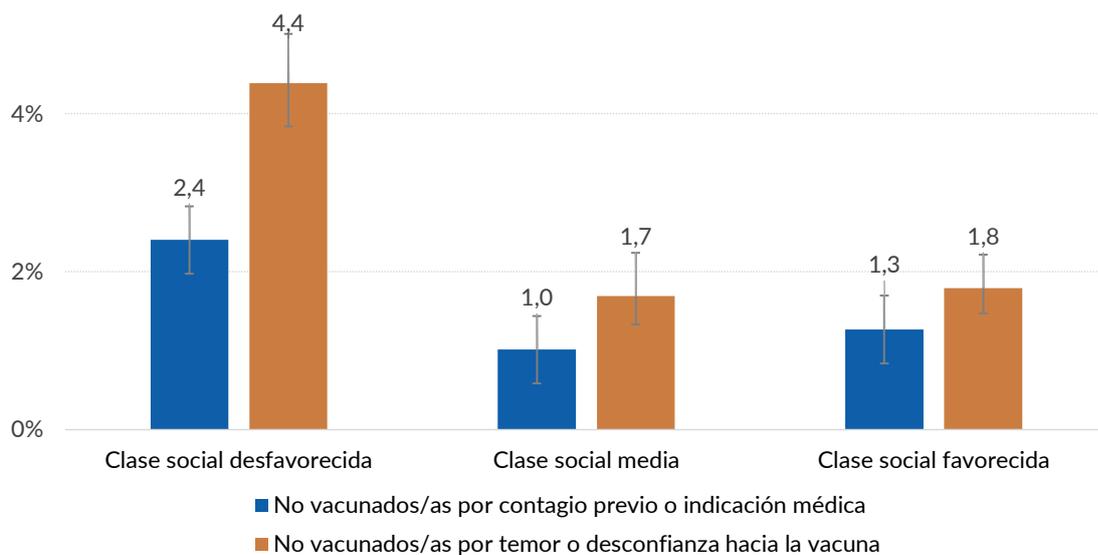
Según la CSO (gráfica 6), se refleja un mayor porcentaje de vacunación en las personas de clase social favorecida (96,9%) [IC95%=96,3-97,5] y media (97,3%) [IC95%=96,5-98,0] frente a las de clase social desfavorecida (93,2%) [IC95%=92,2-94,1]. En cuanto a la no vacunación, existía un mayor porcentaje de no vacunación por contagio o indicación médica en los sujetos de clase social desfavorecida (2,4%) [IC95%=1,9-3,8] frente a las personas de clase social media y favorecida, siendo estas diferencias significativas. En cuanto a la no vacunación (gráfica 7), por temor o desconfianza, se halló una mayor frecuencia, estadísticamente significativa, de no vacunación para la clase desfavorecida (4,4%) [IC95%=3,7-5,2] frente a las otras dos clases, siendo este motivo el más esgrimido para no ser vacunado/a.

Gráfica 6. Tasa de vacunación según clase social ocupacional familiar (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 7. Prevalencia de no vacunación y motivos del rechazo, según clase social ocupacional familiar (N=8.294)



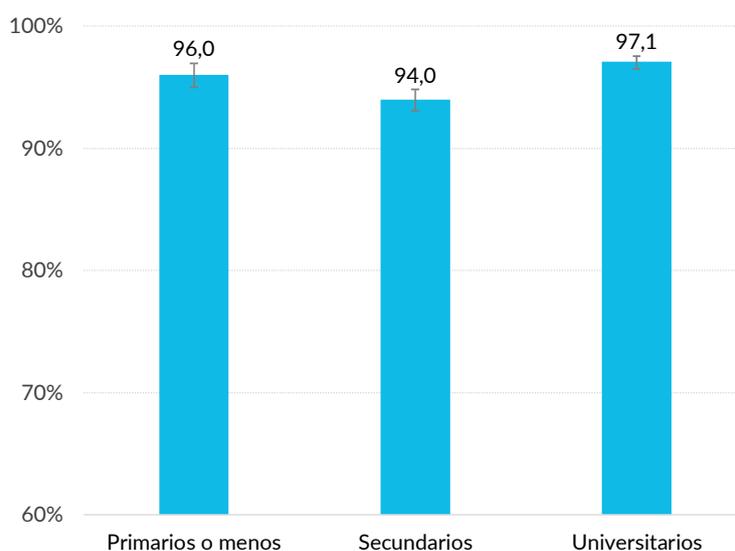
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

Analizando la tasa de vacunación según el nivel de estudios (**gráfica 8**), se muestra una menor frecuencia de vacunación en las personas con estudios secundarios (94,0%) [IC95%=93,1- 94,8], en comparación a las personas con estudios universitarios (97,1%) [IC95%=96,5-97,6] y primarios o menos (96,0%) [IC95%=95,0-97,0], alcanzando estas diferencias significación estadística.

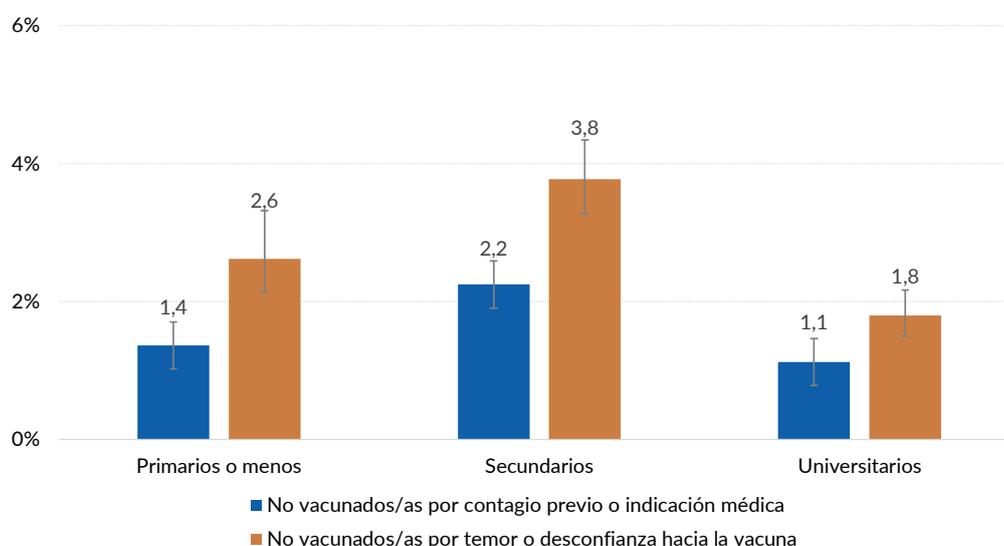
En cuanto a la no vacunación (**gráfica 9**), hubo una mayor frecuencia de personas que refirieron el contagio previo o indicación médica, entre las que contaban con estudios secundarios, en comparación a las que poseían estudios universitarios y primarios o menos. Para la no vacunación por temor o desconfianza se aprecia un mayor porcentaje en las personas con estudios secundarios y primarios o menos, frente a las personas con estudios universitarios, siendo las diferencias estadísticamente significativas entre las personas con estudios universitarios y aquellas que tenían estudios secundarios.

Gráfica 8. Tasa de vacunación según nivel de estudios (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

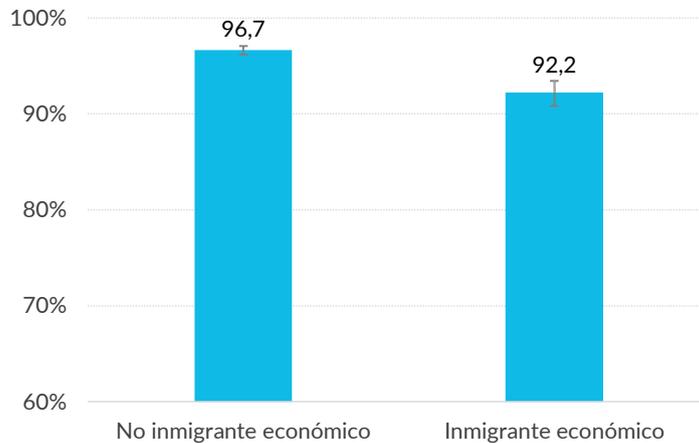
Gráfica 9. Prevalencia de no vacunación y motivos del rechazo, según nivel de estudios (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo al estatus migratorio (**gráfica 10**), se observa una mayor tasa de vacunación en las personas que no eran inmigrantes económicas, con un 96,7% [IC95%=96,2-97,1] frente a las que lo eran (92,2%) [IC95%=90,8-93,4], llegando estas diferencias a ser significativas si nos atenemos a sus respectivos IC95%.

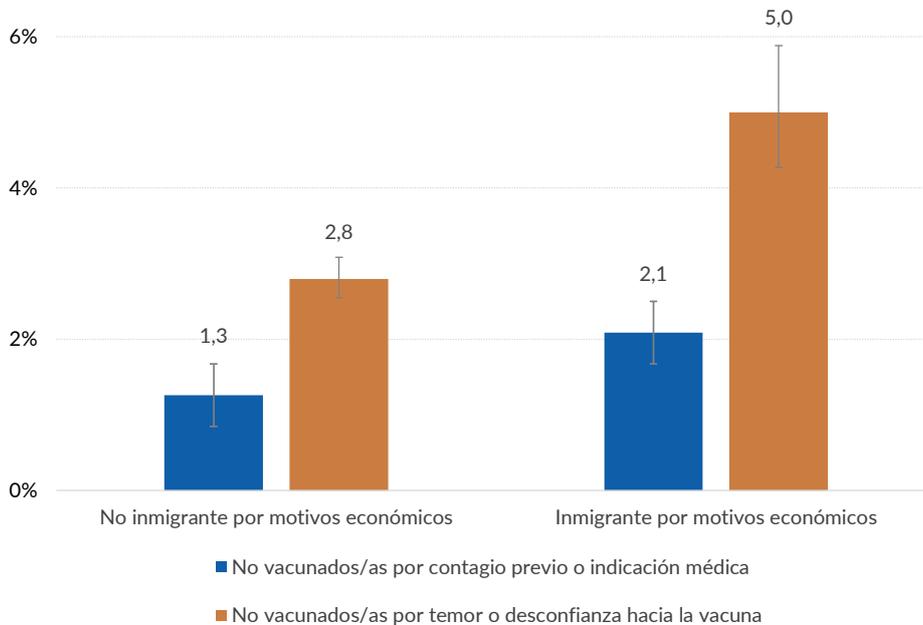
Gráfica 10. Tasa de vacunación según estatus migratorio (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto a la no vacunación (**gráfica 11**), las personas que no eran inmigrantes económicos se vacunaron menos por contagio previo o indicación médica (1,3%) [IC95%=1,0-1,5] y por temor a los efectos secundarios o desconfianza hacia la vacuna (2,8%) [IC95%=2,1-3,7], que aquellas inmigrantes por motivos económicos, alcanzando estas diferencias significación estadística en sendos motivos.

Gráfica 11. Prevalencia de no vacunación y motivos del rechazo, según estatus migratorio (N=8.294)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

Factores como la confianza en las autoridades sanitarias, la seguridad y la eficacia de las vacunas, el tipo de información sanitaria, la accesibilidad o el coste, el tiempo de disponibilidad, la percepción del riesgo, la responsabilidad colectiva o cuestiones religiosas y políticas, son factores que pueden incidir en la posibilidad o en la decisión de vacunarse, interactuando de forma dinámica según diferentes variables sociodemográficas como la edad, la clase social, el nivel de estudios o el estatus migratorio^{4,6,7}.

El éxito de la vacunación, en este caso frente a la COVID-19, no obedece en exclusiva a cuestiones clínicas o científicas de las que depende el desarrollo de las vacunas, sino también a cuestiones sociales y públicas, determinando cuántas personas tendrán la disposición y la posibilidad de vacunarse. Es por lo que la Organización Mundial de la Salud (OMS) identificó que las dudas sobre la vacuna se situaban como una de las diez grandes amenazas en el ámbito de la salud pública⁸.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en la ESCM'21, podemos señalar que la mayoría de las personas de la muestra manifestaron que habían sido vacunadas en la fecha en que fueron encuestadas. Entre aquellas que no lo hicieron, existía un mayor porcentaje que no lo realizó por temor a los efectos secundarios o por desconfianza hacia la vacuna, aunque las diferencias no fueron estadísticamente significativas.

No hay ninguna diferencia en el estatus vacunal si tenemos en cuenta la variable del sexo, ya sea por vacunación o no vacunación. En diferentes investigaciones tampoco se ha encontrado una tendencia clara en cuanto a la vacunación y el sexo⁷. Algunos trabajos han señalado que los hombres son más proclives a vacunarse respecto a las mujeres, debido a una percepción más positiva acerca de la efectividad vacunal. Sin embargo, otras investigaciones plantean que los hombres estarían menos predispuestos a la vacunación al tener un menor grado de percepción de los riesgos respecto a la posibilidad de infección⁶.

Según la edad, encontramos mayor tasa de vacunación entre las personas mayores de 45 años, mientras que la no vacunación -por cualquier motivo- es superior entre los individuos de 15 a 44 años. Cabe destacar la influencia del momento temporal de la vacunación sobre estos resultados. En nuestro país, se comenzó a vacunar a las personas mayores de 80 años a partir del mes de febrero del 2021, acabando por las personas entre 50 y 59 años. En una tercera etapa, a partir del mes de junio del año 2021, la vacuna estaba ampliamente disponible y se empezó a vacunar a las personas entre 40 y 49 años, hasta finalmente autorizar la vacuna para los/as niños/as entre 5 y 11 años⁹.

Existen estudios que destacan que las personas de mayor edad son más propensas a ser vacunadas en comparación a aquellas más jóvenes, lo que se relaciona con factores asociados a una mayor preocupación acerca de su vulnerabilidad ante la enfermedad⁶. También se remarca que los grupos de personas de más edad presentaban una mayor confianza en las vacunas, lo cual puede influir en la decisión final de vacunarse o no. Esto podría explicarse debido a que las personas de mayor edad han sido testigos de la eficacia de los programas de vacunación durante su ciclo vital, además de que, por ejemplo, las personas jóvenes están más expuestas a información falsa o negativa acerca de las vacunas en las redes sociales⁸. Es por lo que, en algunos casos, se ha podido observar que los/as jóvenes tienden a dudar más sobre la vacuna que las personas de cierta edad⁷. Por otro lado, la juventud podría percibir su estado de salud de una manera más positiva, incidiendo así en una menor preocupación por la gravedad de la enfermedad debida al virus SARS-CoV-2, y por consiguiente, predisponerse a una menor intención y frecuencia de vacunación⁶.

Si atendemos a la tasa de vacunación según el territorio, apreciamos que en el grupo de distritos de menor desarrollo existía una menor frecuencia de vacunación, en contraposición a los distritos de mayor desarrollo. En cuanto a los motivos de la no vacunación, en los distritos de menor desarrollo y desarrollo medio-bajo se presentaron mayores porcentajes de no vacunación, tanto por contagio previo o indicación médica, como por temor a los efectos secundarios o desconfianza hacia la vacuna. De la misma manera, en la prevalencia según la CSO, se observa que las personas de la clase social desfavorecida tuvieron menor porcentaje de vacunación y desagregando por motivos específicos, mayor frecuencia de no vacunación tanto por contagio previo o indicación médica como por temor o desconfianza, siendo esta última la causa con mayor peso.

Otras investigaciones también hallaron relación entre haber experimentado problemas económicos y ser este un factor predictivo de indecisión o rechazo hacia la vacunación⁷. Una de las hipótesis planteadas es que las



personas en situaciones de vulnerabilidad tienden a culpar a las instituciones y al gobierno de las ineficaces medidas empleadas para paliar la pandemia. La hipótesis general plantea que puede existir una mayor desconfianza también hacia el sistema sanitario, mermando la confianza en las vacunas y aumentando el rechazo a estas. A pesar de ello, un gran número de trabajos han investigado la privación económica como determinante de confianza hacia la vacuna, encontrando que la dirección de influencia no es clara⁷. También es relevante señalar que una menor tasa de vacunación pudiera deberse a que las poblaciones más vulnerables son las que están más afectadas por barreras de acceso a la vacuna: incompatibilidad laboral o incapacidad de obtener permisos laborales, imposibilidad de desplazamiento, etc.

En cuanto al nivel educativo, nos encontramos que las personas con estudios secundarios se vacunaron menos respecto a los otros dos grupos; los individuos con estudios universitarios se habían visto menos afectados por indicación médica o contagio previo, y las personas que poseían estudios primarios (o menos) y secundarios presentaban mayor temor y desconfianza hacia la vacuna. Según algunas revisiones, el nivel educativo y la situación laboral son dos elementos clave que influirían en la decisión de vacunarse, de tal manera que los sujetos con mayor predisposición a la vacunación eran los que presentaban mayores niveles educativos. Se plantea que esto es debido a que un mayor nivel de instrucción pudiera facilitar un mejor entendimiento de la información acerca de las vacunas (alfabetización sanitaria), o aminorar las barreras de acceso a la información técnica o del ámbito académico para elegir vacunarse o no de manera informada⁶. Por ello podría argumentarse que un mayor y mejor conocimiento acerca de las cuestiones sanitarias se asociaría de manera favorable con actitudes positivas hacia las vacunas⁸.

Finalmente, si nos fijamos en el estatus migratorio, las personas inmigrantes por motivación económica se vacunaron menos que las que no lo eran, y presentaron una mayor tasa de no vacunación tanto por indicación médica o contagio como por temor o desconfianza hacia la vacuna, siendo este último el motivo más habitualmente argumentado. Si tenemos en cuenta que las personas inmigrantes pertenecen en mayor medida a grupos de población en situación de vulnerabilidad, estarían probablemente afectadas por barreras de acceso o expuestas a los determinantes de vacunación que previamente se han destacado; como desconfianza hacia las instituciones sanitarias, problemas de accesibilidad a los servicios de salud, mayores barreras para manejar la información relacionada con las vacunas, etc.

Conclusiones

- A finales del año 2021, casi el 96% de las personas encuestadas en Madrid se habían vacunado frente al SARS-CoV-2, siendo el principal motivo de no hacerlo el temor o desconfianza ante la vacuna (2,7%).
- Teniendo en cuenta los factores demográficos, no se observaron diferencias claras entre las tasas de vacunación en hombres y mujeres, mientras que la edad destacó más como elemento relevante a este respecto.
- Entre los determinantes socioeconómicos resaltan como variables que influyeron a la hora de que las personas decidieran recibir la vacuna frente al SARS-CoV-2 el nivel de desarrollo territorial en el que viven, la clase social ocupacional familiar y el estatus migratorio.
- Conocer la distribución de la población vacunada en función de las diferentes variables sociodemográficas permitirá la planificación de estrategias en contextos de emergencias sanitarias como la vivida por la COVID-19, así como una distribución adecuada de los recursos de manera preventiva ante posibles pandemias futuras.

Referencias bibliográficas

1. Consejo interterritorial. Sistema Nacional de Salud. Estrategia de Vacunación Frente a COVID-19 En España (Actualización 11) [Internet]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/vacunaciones/covid19/Actualizaciones_Estrategia_Vacunacion/docs/COVID-19_Actualizacion11_EstrategiaVacunacion.pdf
2. Dirección General de Salud Pública Consejería de Sanidad. Documento Técnico de Vacunación Frente a COVID-19 En La Comunidad de Madrid [Internet]. Disponible en: https://www.comunidad.madrid/sites/default/files/doc/sanidad/prev/doc_tecnico_vacunacion_covid-19.pdf
3. Ministerio de Sanidad - Profesionales - Cuadro de Mando Resumen de Datos de Vacunación [Internet]. Disponible en: <https://www.sanidad.gob.es/profesionales/saludPublica/ccayes/alertasActual/nCov/pbi-Vacunacion.htm>
4. Yigit M, Ozkaya-Parlakay A, Senel E. Evaluation of COVID-19 Vaccine Refusal in Parents. 40(4):e134. Disponible en: https://journals.lww.com/pidj/Fulltext/2021/04000/Evaluation_of_COVID_19_Vaccine_Refusal_in_Parents.1.aspx
5. European Centre for Disease Prevention, Control. Vaccine Hesitancy [Internet]. Disponible en: <https://www.ecdc.europa.eu/en/immunisation-vaccines/vaccine-hesitancy>
6. Truong J, Bakshi S, Wasim A, Ahmad M, Majid U. What factors promote vaccine hesitancy or acceptance during pandemics? A systematic review and thematic analysis. Health Promot Int. 17 de febrero de 2022;37(1).
7. Piltch-Loeb R, Silver DR, Kim Y, Norris H, McNeill E, Abramson DM. Determinants of the COVID-19 Vaccine Hesitancy Spectrum. 17(6):e0267734. Disponible en: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC9159626/>
8. Hudson A, Montelpare WJ. Predictors of Vaccine Hesitancy: Implications for COVID-19 Public Health Messaging. 18(15):8054.
9. Vacunación COVID-19 Gobierno de España [Internet]. Disponible en: <http://www.vacunacovid.gob.es/>



2.3.9 CAMBIO DE OPINIÓN SOBRE LAS VACUNAS DESDE EL INICIO DE LA PANDEMIA DE COVID-19

Introducción

El estudio de la opinión y los determinantes en torno a la vacunación es esencial para la prevención de las enfermedades transmisibles y la reducción de la morbimortalidad. La opinión acerca de las vacunas está íntimamente relacionada con la comprensión de aquellos factores que inciden sobre la no recepción de las vacunas, cuyo término en inglés es “vaccine hesitancy”, definida como el aplazamiento o el rechazo hacia la vacuna a pesar de su disponibilidad y de los servicios de vacunación¹.

Con datos de la ESCM'21 estudiamos el cambio de opinión, si es que lo hubo, que, sobre las vacunas en general, ha experimentado la población madrileña desde el inicio de la pandemia de COVID-19, y si se asocia con algunas características demográficas y socioeconómicas de las personas, con su estatus vacunal respecto al SARS-CoV-2 y con el hecho de haber pasado la infección y su curso evolutivo.

Método

Se estudia la frecuencia de los distintos cambios de opinión sobre las vacunas en general desde el inicio de la pandemia de COVID-19 que ha experimentado la población madrileña si es que los hubo, y en qué sentido se han producido, así como el peso que en el global tienen la población que no ha visto modificada su opinión al respecto. Para ello se calculan las frecuencias de las respuestas a la siguiente pregunta de la ESCM'21 y sus intervalos de confianza (IC) del 95%, mediante modelos de regresión de Poisson con varianza robusta, para N=4.137:

C15_V2: *Su opinión sobre la importancia de las vacunas (gripe, sarampión, tosferina, etc.) como medida preventiva de salud pública para el control de las enfermedades, es ahora:*

1. *Mejor que antes de la pandemia*
2. *Igual que antes de la pandemia*
3. *Peor que antes de la pandemia*
4. *No creo en las vacunas*
5. *NS/NC*

Para alcanzar los objetivos propuestos también se analizan las respuestas a esta pregunta que, independientemente del específico análisis que aquí se hace, se estudia en otro capítulo de este Estudio:

C3. *¿Se ha vacunado usted frente al coronavirus y de no haberlo hecho, cuál fue el motivo?*

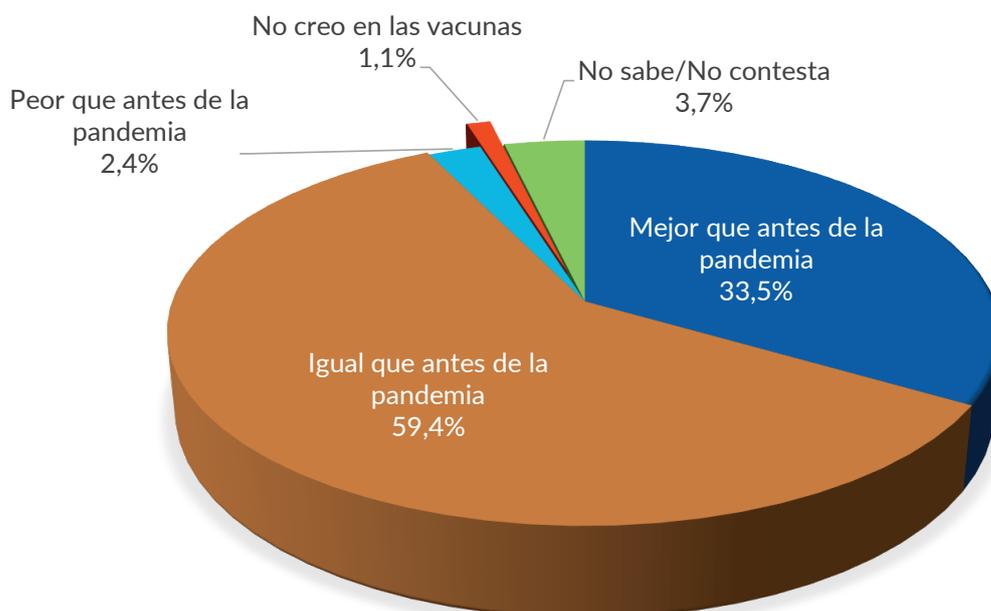
1. *Sí, me he vacunado*
2. *No, hace menos de 6 meses que pasé el COVID, y debo esperar*
3. *No me he vacunado por indicación médica*
4. *No me he vacunado por temor a los posibles efectos secundarios*
5. *No me he vacunado porque no creo en la efectividad de la vacunación*
6. *NS/NC*

Se analizan también las distribuciones de esas respuestas con relación a distintas variables demográficas y socioeconómicas, así como al hecho de haber pasado la COVID-19 y su curso evolutivo. Las diferencias halladas entre distintas categorías de las variables de clasificación se verifican si son suficientemente amplias como para despejar el efecto del azar en su justificación a partir del contraste de los IC95% de las frecuencias. El análisis estadístico se hizo con SPSS 17.0.

Resultados

En la **gráfica 1** se puede observar la distribución sobre el cambio en la opinión acerca de la importancia de las vacunas, destacando que el 59,4% [IC95%= 57,9-60,8] mantiene una opinión igual que antes de la pandemia, que el 33,5% [IC95%= 32,1-34,9] reconoce que su opinión ha mejorado, mientras que el 2,4% (n=102) [IC95%= 2,0-2,9] tiene una peor opinión. Además, un 1,1% (n=47) [IC95%= 0,8-1,5] no cree en las vacunas. Agrupando las distribuciones podemos observar finalmente que un 97,5% (n=3.942) [IC95%= 97,0-97,9] opina igual o mejor sobre la importancia de las vacunas que antes de la pandemia.

Gráfica 1. Distribución del cambio de opinión acerca de las vacunas desde el inicio de la pandemia de COVID-19 (N=4.137)

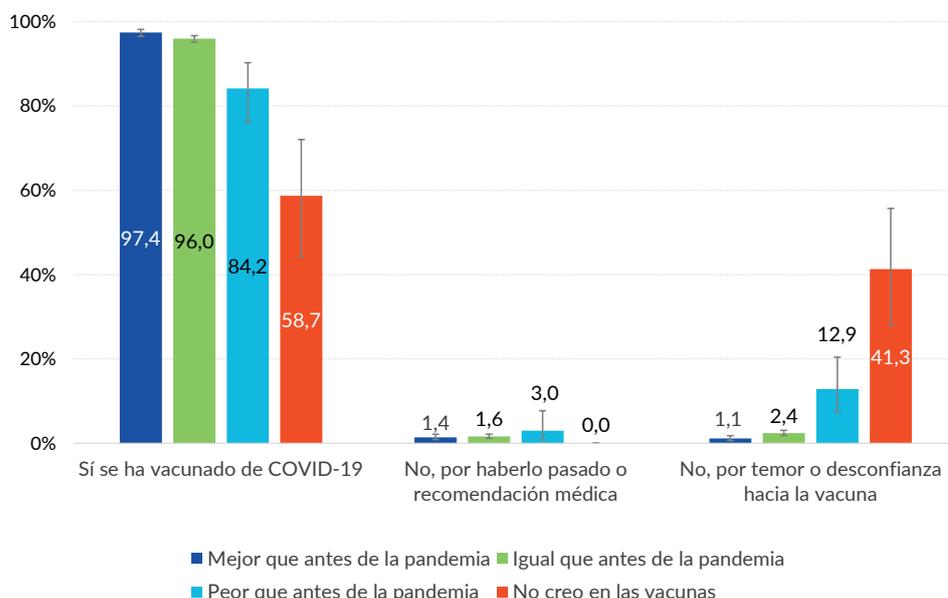


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En relación con el estatus vacunal según esos cambios manifestados de opinión, observamos que de las 102 personas cuya opinión ha empeorado, 85 de ellas (84,2%; [IC95% = 76,1-90,3]) se han vacunado, mientras que 13 personas (12,9%; [IC95%= 7,4-20,4]) no se han vacunado por temor o desconfianza. De las 47 personas que no creen en la vacuna, 27 de ellas (58,7%; [IC95%= 44,3-72,0]) se han vacunado, mientras que 19 personas (41,3%; [IC95%=28,0-55,7]) no lo han hecho por temor o desconfianza hacia la vacuna (**gráfica 2**).



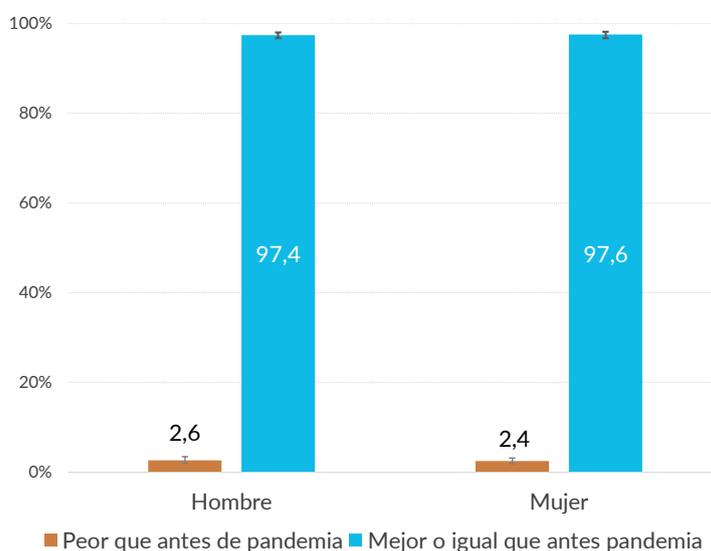
Gráfica 2. Distribución de frecuencias de los distintos cambios de opinión sobre las vacunas según estatus vacunal



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo a la distribución de las frecuencias del cambio de opinión sobre las vacunas según el sexo (gráfica 3), observamos que las diferencias son prácticamente inexistentes entre hombres y mujeres.

Gráfica 3. Distribución de frecuencias del cambio de opinión sobre las vacunas según sexo

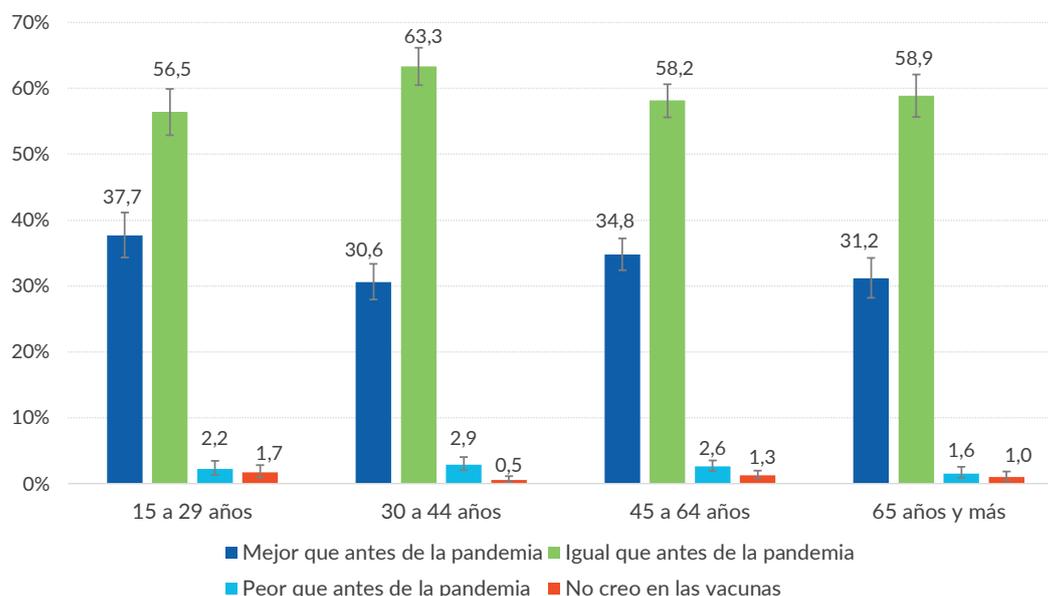


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si nos centramos en el cambio de la opinión a mejor (gráfica 4), nos encontramos que el grupo de edad con una frecuencia más alta se encuentra en el rango de edad de 15 a 29 años, con un 37,7% [IC95%= 34,3-41,1], presentando diferencias estadísticamente significativas respecto al intervalo de edad de 30 a 44 años, que presenta una del 30,6% [IC95%=27,9-33,4] y las personas de 65 y más años, con una prevalencia de 31,2% [IC95%= 28,2-34,3]. La mayoría la obtiene siempre y para cada grupo de edad la opinión sin cambios desde el inicio de la pandemia, destacando la frecuencia en el grupo de 30 a 44 años, mientras que las opiniones negativas (empeoramiento o no creer en las vacunas) aparecen con frecuencias residuales en todos los grupos.

[Volver al Índice](#)

Gráfica 4. Distribución de frecuencias de cambio de opinión sobre las vacunas según grupo de edad



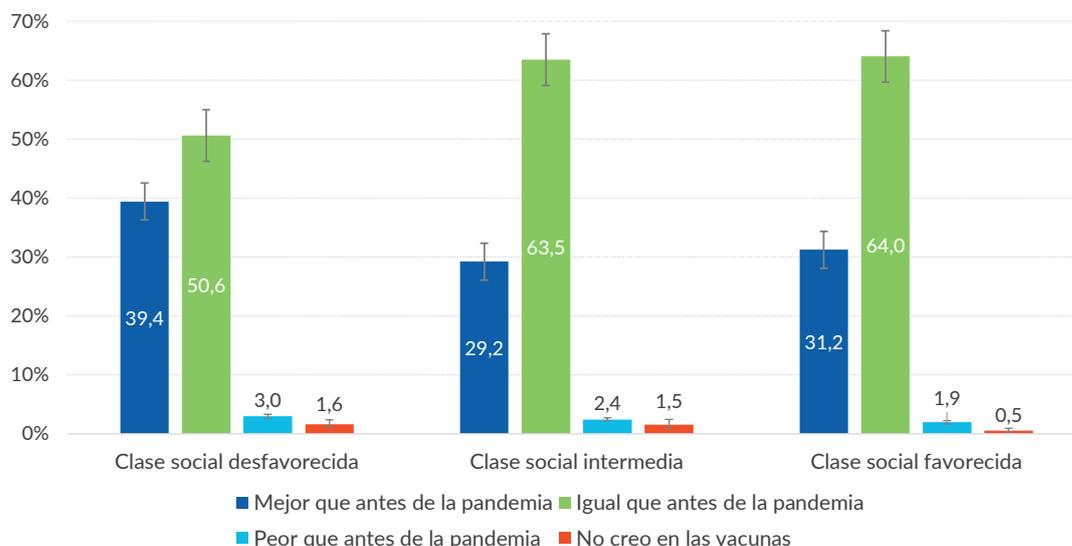
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el sexo y la edad, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas, a excepción de la respuesta NS/NC, donde encontramos una prevalencia más alta tanto en hombres de 65 años y más respecto todas las demás edades y en mujeres de 65 años y más respecto todas las demás edades, siendo estas diferencias estadísticamente significativas, señalándolas aquí por lo que pueden informar sobre cierta mayor incertidumbre en este grupo de edad.

Analizando la clase social ocupacional familiar (**gráfica 5**), observamos que las clases desfavorecidas presentan una frecuencia más alta de mejora de su opinión sobre las vacunas que antes de la pandemia, con un 39,4% [IC95%= 36,9-42,0], presentando diferencias estadísticamente significativas respecto a la clase social intermedia con un 29,2% [IC95%= 26,4-32,1] y la clase social favorecida, con un 31,2% [IC95%=29,1-33,4]. Por otro lado, también encontramos diferencias estadísticamente significativas según sus IC95% en cuanto a la no creencia en las vacunas de la clase social desfavorecida (1,6%; IC95%= 1,0-2,4) respecto a la clase social favorecida (0,5% IC95%=0,2-0,9). Estas diferencias podrían explicarse al observar la frecuencia de personas que no han registrado un cambio de opinión, de tal manera que la clase social desfavorecida presenta la prevalencia más baja, con un 50,6% [IC95%= 48,0-53,2], presentando diferencias estadísticamente significativas respecto a la clase social intermedia, con una prevalencia de 63,5% [IC95%= 60,5-66,4], y la clase favorecida, con una prevalencia de 64,0% [IC95%=61,8-66,2]



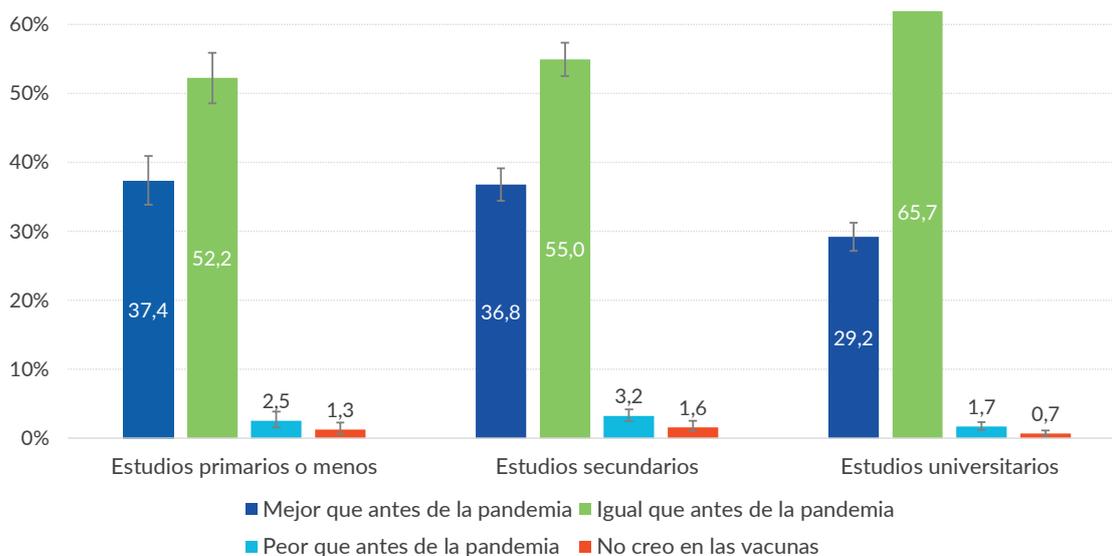
Gráfica 5. Distribución de frecuencias de cambio de opinión sobre las vacunas según clase social ocupacional familiar



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el nivel educativo (**gráfica 6**), encontramos frecuencias más altas para la mejora en la opinión sobre las vacunas en aquellas personas con estudios primarios o menos, con un 37,4% [IC95%= 33,9-41,0] frente a un 36,8% [IC95%= 34,5-39,2] en las personas con estudios secundarios, y un 29,2% [IC95%= 27,2-31,3] de las que tienen estudios universitarios, encontrando que esas diferencias son estadísticamente significativas entre las personas con estudios primarios o menos y secundarios respecto a las personas con estudios universitarios. Por otro lado, encontramos una frecuencia más alta de ausencia de cambio de opinión en aquellas personas con estudios universitarios, con un 65,7% [IC95%= 63,9-67,8], siendo estadísticamente significativas las diferencias respecto a las personas con estudios primarios o menos y secundarios. Por último, las personas con estudios secundarios presentan una frecuencia más alta en cuanto a un empeoramiento de la opinión de las vacunas, con un 3,4% [IC95%= 2,6-4,4], presentando diferencias estadísticamente significativas respecto a las personas con estudios universitarios, con una frecuencia de 1,7% [IC95%= 1,2-2,4].

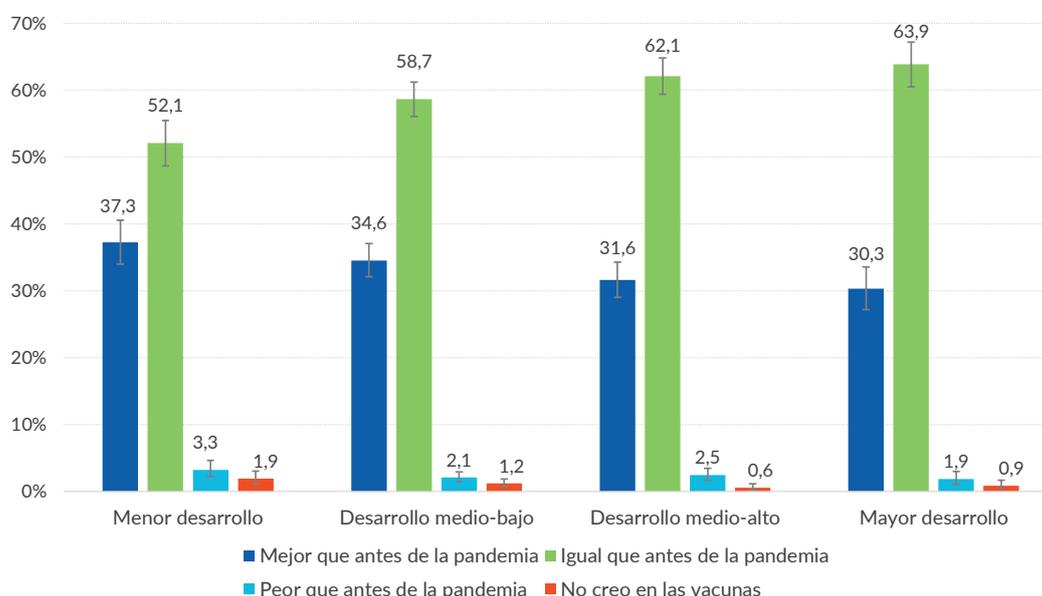
Gráfica 6. Distribución de frecuencias de cambio de opinión sobre las vacunas según nivel de estudios



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la variable territorial (**gráfica 7**), observamos una frecuencia más alta respecto a una mejor opinión sobre las vacunas en aquellos distritos de menor desarrollo, con un 37,3% [IC95%= 34,0-40,6]. Dicha prevalencia disminuye progresivamente a medida que aumenta el desarrollo de los distritos, de tal manera que se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre los distritos de menor desarrollo y los de mayor desarrollo, con una frecuencia del 30,3% [IC95%= 27,2-33,6]. Por otro lado, la frecuencia mayor en cuanto a no experimentar cambios de opinión la encontramos en aquellos distritos de mayor desarrollo, con un 63,9% [IC95%= 60,5-67,2]. De la misma manera, dicha frecuencia disminuye a medida que disminuye el desarrollo de los distritos, observando diferencias estadísticamente significativas de los distritos de menor desarrollo, con una de 52,1% [IC95%= 48,7-55,5], respecto a los demás grupos de distritos. Finalmente, observamos una frecuencia mayor de la no creencia en las vacunas en el grupo de distritos de menor desarrollo, con un 1,9% (n= 16) [IC95%= 1,2-3,0], que presenta diferencias estadísticamente significativas respecto a los distritos de desarrollo medio-alto, con una prevalencia del 0,6% (n= 7) [IC95%= 0,3-1,1]

Gráfica 7. Distribución de frecuencias de cambios de opinión sobre las vacunas según grupo de distrito de residencia por nivel de desarrollo humano

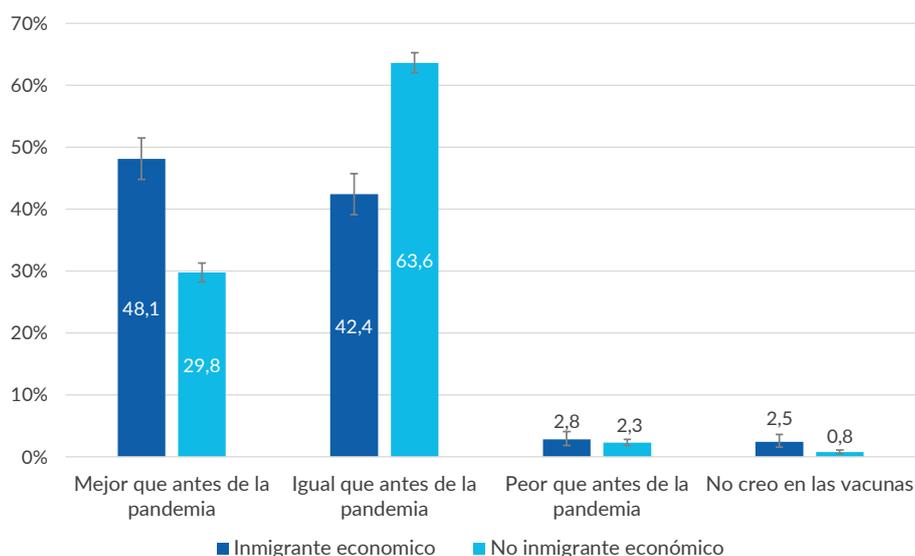


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el **estatus migratorio** (**gráfica 8**) observamos una frecuencia más alta de la mejora en la opinión de las vacunas en las personas que son migrantes económicas frente a las que no lo son, con un 48,1% [IC95%= 44,8-51,5] vs un 29,8% [IC95%= 28,2-31,3] respectivamente, siendo estas diferencias estadísticamente significativas. En cuanto a la no creencia en las vacunas, encontramos una frecuencia más alta en aquellas personas que son migrantes económicas, con un 2,5% [IC95%= 1,6-3,7] frente a las no migrantes económicas, con una prevalencia de 0,8% [IC95%= 0,5-1,1], siendo estas diferencias estadísticamente significativas.



Gráfica 8. Distribución de frecuencias de cambios de opinión sobre las vacunas según estatus migratorio

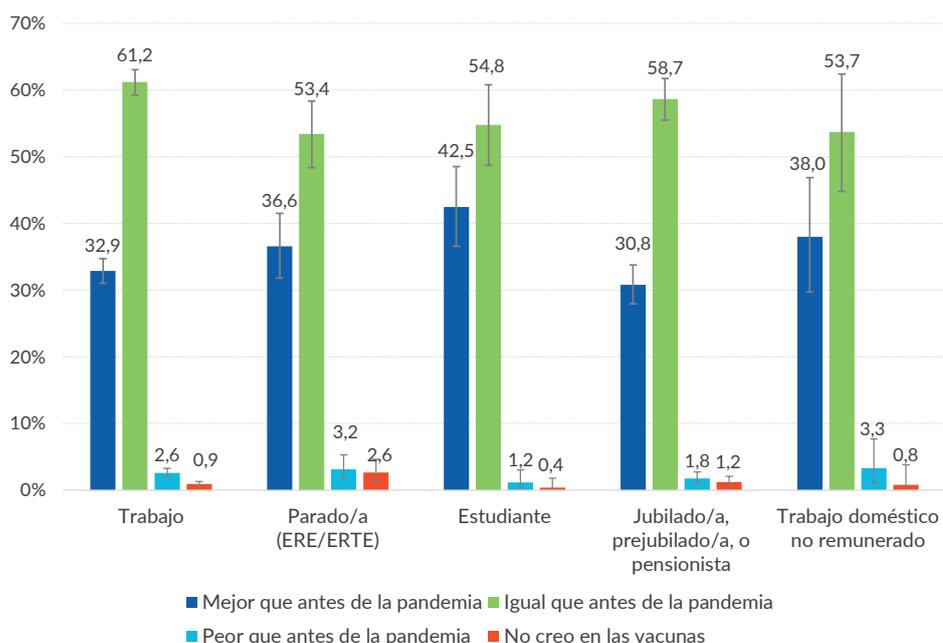


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la **situación laboral (gráfica 9)**, encontramos una frecuencia más alta de mejora en la opinión sobre las vacunas desde el inicio de la pandemia en los y las estudiantes, con un 42,5% [IC95%= 36,6-48,5], presentando diferencias significativas respecto a las personas jubiladas/pensionistas y a las que trabajan, con unas frecuencias de 30,8% [IC95%= 28,0-33,8] y de 32,9% [IC95%= 31,1-34,7] respectivamente. Dichas diferencias se complementan con el hallazgo de que las personas que trabajan o son jubiladas/pensionistas presentan una frecuencia mayor de ausencia en el cambio de opinión.

En cuanto a la **no creencia en las vacunas**, encontramos una frecuencia más alta en las personas paradas (ERE/ERTE), con un 2,6% [IC95%= 1,4-4,6] frente a las personas que trabajan, con una frecuencia de 0,9% [IC95%= 0,6-1,3].

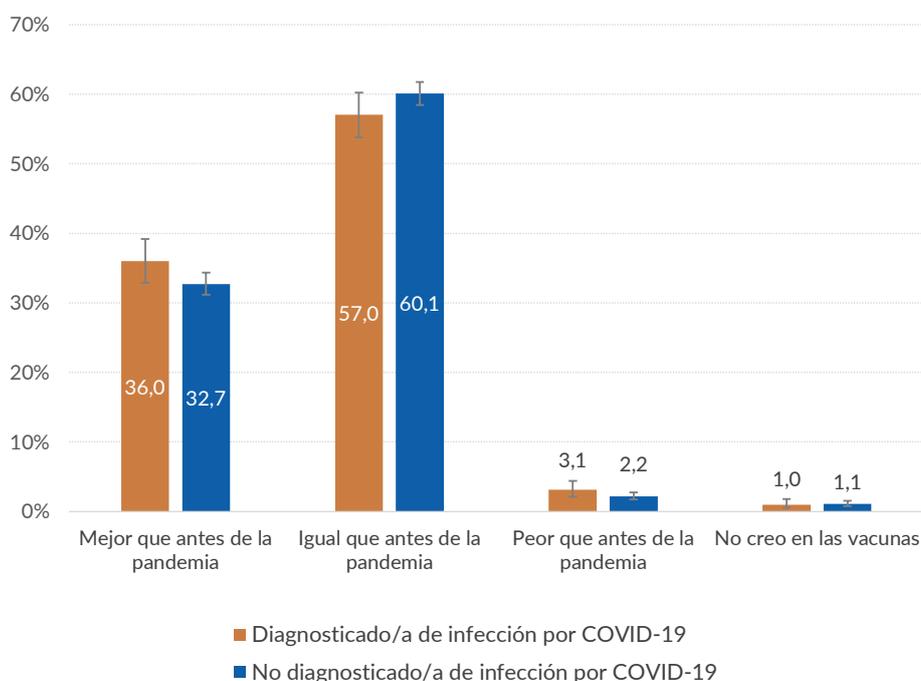
Gráfica 9. Distribución de frecuencias de cambios de opinión sobre las vacunas según situación laboral



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Además, no se encuentran diferencias significativas en el cambio de opinión sobre las vacunas en general por el hecho de haber pasado la **COVID-19** respecto a no haberlo hecho (**gráfica 10**), de tal manera que el 96,8% [IC95%= 95,4-97,8] de las personas que han sido diagnosticadas tienen una opinión mejor o igual sobre las vacunas que antes de la pandemia, al igual que el 97,7% [IC95%= 97,1-98,2] de las personas que no han sido diagnosticadas de infección por coronavirus.

Gráfica 10. Distribución de frecuencias de cambios de opinión sobre las vacunas según diagnóstico de COVID-19



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Además, y por último, según el curso de la enfermedad en los y las sobrevivientes (sin síntomas, síntomas leves, ingreso hospitalario o ingreso en UCI) no se encuentran diferencias estadísticamente significativas.

Discusión

La pandemia de COVID-19, con las importantes connotaciones sociales y económicas, además de las sanitarias, que tiene, creó un caldo de cultivo óptimo tanto para la promoción de la salud en general y el dirigido hacia el control de las infecciones, como para la puesta en cuestión de casi todas las medidas que, desde la salud pública, se aplican para la prevención de las enfermedades, entre ellas y destacadamente, las inmunizaciones. Estas herramientas de la salud pública (las vacunas) se focalizaron también por parte de la opinión pública, convirtiéndose, como otras medidas, en objeto de la dedicación mediática continuada, incrementada por la perentoria necesidad de la llegada de alguna que aminorara o eliminara los temores de una gran parte de la población (destacadamente las personas mayores y/o quienes presentan comorbilidad importante) a la infección, por el comprobado riesgo que para su supervivencia significaba. La intensa y urgente actividad de la industria farmacéutica para su consecución, obviando los controles debidos en el desarrollo de este tipo de productos, así como el desarrollo de algunas vacunas para el SARS-CoV-2 sintetizadas a partir de biotecnología novedosa y poco ensayada, incrementó tanto el deseo de la población de contar con ellas cuanto antes, como los temores a su falta de eficacia y a sus efectos secundarios. En efecto, los expertos consideran que los programas de vacunación en general podrían estar afectados por el incremento de la preocupación en la población general sobre la seguridad y la utilidad de las vacunas².



Todo ello reactivó el debate sobre las vacunas, su eficacia y su seguridad, muy promovido por sectores “negacionistas” que, de repente, se encontraron con un inusitado interés de una parte de la población sobre sus teorías y puntos de vista pseudocientíficos, sin que se sepa si toda esta polémica ha apuntalado la confianza sobre las que sin duda son las intervenciones sanitarias de mejor relación costo/beneficio contra las enfermedades infecciosas, las inmunizaciones o, al contrario, ha generado más dudas en la población. Algunos estudios han sugerido que la exposición a información falsa o de poca calidad podría afectar a la intención de vacunarse³. En ese sentido, la OMS acuñó el término de “infodemia” para referirse al gran aumento del volumen de información relacionada con un tema específico, incluyendo asuntos como la desinformación, la divulgación de rumores o la manipulación de la información con intenciones dudosas, que puede dificultar la toma de decisiones sobre la propia salud e incluso generar ansiedad, depresión o agotamiento emocional al sentirse incapaces de satisfacer necesidades importantes, por lo que tiene un gran impacto para la salud de las personas⁴. Así, cuestiones como la falta de confianza en las vacunas es ahora una amenaza en el éxito de los programas de vacunación debido a su impacto en el detrimento de la cobertura vacunal, aumentando el riesgo de brotes y epidemias de enfermedades que se podrían prevenir con la vacunación².

En este contexto sin resolver, el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022, a través del conocimiento que proporciona una de sus fuentes de información más importante, la ESCM'21, aporta información sobre la aceptación de las vacunas por parte de la población y su consecuente aplicación, en otro capítulo, así como sobre si las circunstancias comentadas han modificado, y en qué sentido, la opinión que los madrileños y madrileñas tienen sobre ellas.

6 de cada 10 ciudadanos/as de Madrid no han visto modificada su opinión sobre las vacunas durante la pandemia y un tercio aproximadamente la ha mejorado, quedando, por tanto, en algo menos de un 4% las personas indecisas y en un residual 3% aproximado a quienes tienen posturas negativas o empeoradas sobre esta herramienta fundamental de la salud pública. Cabe añadir aquí que hay que considerar a la hora de leer estos resultados que tener una opinión “igual” no significa necesariamente tener una opinión positiva sobre las vacunas, o manifestar una “peor que antes de la pandemia” no significaría necesariamente tener una opinión “negativa” sobre ellas.

Mientras que la práctica totalidad de las personas que han mejorado su opinión o no la han modificado se habían vacunado para la COVID-19 en el momento de realizarse las entrevistas de la ESCM'21, un 13% de los/las que habían empeorado su opinión no lo habían hecho y un 41% aproximadamente de quienes no creen en ellas tampoco, señalando el motivo de no hacerlo el miedo o desconfianza. En todo caso hay que insistir en lo escaso de estos grupos (incrédulos y de opinión empeorada) aunque no se pueda acusar de incoherencia a quienes desde estas posturas se han vacunado, pues la presión social (viajes, trabajos) y sanitaria para la búsqueda de la “inmunidad de rebaño”, directa o encubierta ha sido muy grande, lo que habla de una cierta imposición en ese sentido.

Las personas más jóvenes son quienes más han mejorado su opinión y las que menos la han cambiado, aunque esta circunstancia combinada quizás se explique por una falta de opinión clara sobre estas herramientas antes de la pandemia.

En cuanto a las **desigualdades socioeconómicas** en relación a este fenómeno perceptivo de la utilidad de una actividad tan importante en la prevención de las infecciones como son las inmunizaciones, la tendencia general es que los grupos de población en situación más desfavorable (educación elemental, posición social desfavorecida, zona residencial de menor desarrollo o migrantes por motivos económicos) refieren más frecuentemente una opinión mejorada sobre las vacunas en general desde el inicio de la pandemia. De esta forma, la proporción de personas en las que su opinión no ha cambiado es más alta en el resto de los grupos, los que tienen mejor situación socioeconómica, a la vez que las opiniones negativas (empeoramiento o negación de su utilidad o eficacia) parece que, dentro de unas magnitudes bastante residuales y como pasa con la opinión mejorada, son más frecuentes también en los grupos más precarios, señalando además cierto gradiente hacia esas peores situaciones socioeconómicas.

En todo caso se puede señalar que el hecho de que quienes menos han cambiado su opinión sean las personas con situaciones socioeconómicas mejores, así como el gradiente claro que se establece en ese sentido en las distintas opciones de las variables, quizás informe de una mayor solidez y consistencia de las convicciones y creencias que emanan del conocimiento científico en los grupos de mayor formación o de mejor posición social. Es conocida la

relación entre factores sociodemográficos como la edad, el sexo, la etnia, la pobreza o el nivel educativo sobre la percepción de las vacunas⁵⁻⁷. Podría argumentarse que la predisposición a referir con mayor frecuencia una mejor opinión sobre las vacunas por parte de aquellos grupos en posiciones más desfavorables podría relacionarse con la desigualdad social y el carácter sindémico^{8,9} de la pandemia por coronavirus. Así, diversos factores relacionados con los determinantes sociales de la salud interactuarían y exacerbarían los efectos adversos de la enfermedad por COVID-19, tanto en el ámbito de la vulnerabilidad epidemiológica (como mayor exposición a la enfermedad por las condiciones de vida y laborales) como por vulnerabilidad clínica (mayor prevalencia de enfermedades crónicas en determinados grupos de población)¹⁰. Por lo expuesto anteriormente, las personas que ocupan posiciones sociales menos ventajosas percibirían en mayor medida los beneficios de estar vacunadas frente a las personas de posiciones más favorables, repercutiendo así en una mejor opinión sobre estas.

Conclusiones

- Un tercio de la población madrileña ha mejorado su opinión sobre las vacunas en general desde el inicio de la pandemia. 6 de cada 10 no la han modificado.
- Las personas más jóvenes son quienes con más frecuencia la han mejorado.
- Quienes han empeorado su opinión o no creen en las vacunas son una minoría. A pesar de ello muchas/muchos se han vacunado de la COVID-19, si bien no se puede descartar que un número importante lo haya hecho por la presión social y sanitaria.
- La mejora de la opinión sobre las vacunas en general, así como el no modificarla desde el inicio de la pandemia, muestran una distribución claramente marcada por la desigualdad socioeconómica, hacia posiciones desfavorables la primera y favorables la otra.
- No obstante, tanto el empeoramiento como la mejora de la opinión son más frecuentes en las zonas residenciales de menor desarrollo.
- El hecho de haber pasado la infección por el SARS-CoV-2 o de haberlo hecho de forma complicada no parecen influir, en este trabajo, en el cambio de opinión que la población tiene sobre la utilidad de las vacunas.

Referencias bibliográficas

1. European Centre for Disease Prevention and Control. Vaccine hesitancy. 2023. [Consultado 3-11-22]. Disponible en: <https://www.ecdc.europa.eu/en/immunisation-vaccines/vaccine-hesitancy>
2. Dubé E, Laberge C, Guay M, Bramadat P, Roy R, Bettinger JA. Vaccine hesitancy. *Hum Vaccin Immunother.* 2013 Aug 8;9(8):1763–73.
3. Pertwee E, Simas C, Larson HJ. An epidemic of uncertainty: rumors, conspiracy theories and vaccine hesitancy. *Nat Med.* 2022 Mar 10;28(3):456–9.
4. Organización Panamericana de la Salud, Organización Mundial de la Salud. Entender la infodemia y la desinformación en la lucha contra la COVID-19. Caja de herramientas: transformación digital herramientas de conocimiento. 2020.
5. Willis DE, Andersen JA, Bryant Moore K, Selig JP, Long CR, Felix HC, et al. COVID-19 vaccine hesitancy: Race/ethnicity, trust, and fear. *Clin Transl Sci.* 2021 Nov 2;14(6):2200–7.
6. Yigit M, Ozkaya-Parlakay A, Senel E. Evaluation of COVID-19 Vaccine Refusal in Parents. 40(4):e134. Disponible en: https://journals.lww.com/pidj/Fulltext/2021/04000/Evaluation_of_COVID_19_Vaccine_Refusal_in_Parents.1.aspx
7. Truong J, Bakshi S, Wasim A, Ahmad M, Majid U. What factors promote vaccine hesitancy or acceptance during pandemics? A systematic review and thematic analysis. *Health Promot Int.* 2022 Feb 17;37(1).



8. Singer M, Bulled N, Ostrach B, Mendenhall E. Syndemics and the biosocial conception of health. *The Lancet*. 2017 Mar;389(10072):941–50.
9. Mendenhall E. Syndemics: a new path for global health research. *The Lancet*. 2017 Mar;389(10072):889–91.
10. Bacigalupe A, Martín U, Franco M, Borrell C. Desigualdades socioeconómicas y COVID-19 en España. Informe SESPAS 2022. *Gac Sanit*. 2022;36:S13–21.

■ 2.4. ENTORNO Y HOGAR

2.4.1 PERCEPCIÓN Y SATISFACCIÓN CON EL ENTORNO

Introducción

Para comprender muchos fenómenos relacionados con la salud es del máximo interés entender la interrelación entre los individuos y el entorno construido, siendo el objetivo de esta aproximación conocer la valoración que la ciudadanía hace de lo que les rodea en la ciudad (distrito, barrio), la calidad de vida percibida en relación con ello, así como qué aspectos del entorno y qué servicios públicos municipales son los que obtienen las mejores o peores calificaciones por parte de la ciudadanía madrileña.

Método

La información que se incorpora a este capítulo procede de la explotación de la Encuesta de calidad de vida y satisfacción con los servicios públicos en la ciudad de Madrid 2021 (ECVSSPCM'21)¹.

La Encuesta sobre calidad de vida y satisfacción con los servicios públicos de la ciudad de Madrid, promovida por la Dirección General de Transparencia y Calidad, se viene realizando desde el año 2006. Desde entonces se han llevado a cabo diez ediciones, la última en 2021². La anterior data de 2019. Recoge información acerca de la percepción ciudadana sobre distintas cuestiones, como son la satisfacción con el hecho de vivir en Madrid y la calidad de vida en la ciudad, los principales problemas de la ciudad, la satisfacción con los servicios, equipamientos y actuaciones municipales, etc.

Población objeto de estudio: personas mayores de 16 años que lleven viviendo en Madrid al menos 6 meses con anterioridad a la fecha de la encuesta.

Tamaño muestral: 8.515 personas encuestadas, aproximadamente 400 por distrito.

Error de muestreo: para un nivel de confianza del 95,5% (2 sigmas) y $p = q = 0,5$, el error real máximo es de $\pm 1,08\%$ para el conjunto de la muestra y del $\pm 4,9\%$ para cada uno de los distritos, en el supuesto de muestreo aleatorio simple.

Procedimiento de muestreo: muestreo aleatorio estratificado por distrito, sección censal, (según nivel socioeconómico) y estableciendo cuotas por edad y género según el padrón de habitantes.

Ponderación: Los resultados se muestran ponderados por distrito, género y edad, según padrón de habitantes a 1 de enero de 2021.

Método de recogida: Encuesta telefónica (a teléfonos fijos y móviles), recogiendo la información en soporte electrónico.

Periodo de recogida: El trabajo de campo se realizó del 22 de noviembre de 2021 al 4 de enero de 2022.

Cuestionario: El cuestionario consta de 25 preguntas. La mayoría de las valoraciones se han recogido mediante

escalas numéricas de 0 a 10. Los resultados de las preguntas semánticas anteriores a la edición 2021 a las que se hace referencia se expresan según un indicador sintético (porcentaje evolutivo). El resto se muestran con frecuencias porcentuales.

Para la valoración actual, con vistas al posible interés de incorporación de algún dato en el Estudio de Salud, se han seleccionado aquellas preguntas más relacionadas con hábitos, estilos de vida y utilización de determinados equipamientos o servicios que pueden tener mayor influencia en la salud de la población (calidad del aire, transporte, instalaciones deportivas, espacios verdes, etc.). Resulta de interés comparar los actuales resultados con los publicados en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018³.

NOTA. En el texto se han utilizado las siguientes abreviaturas para los grupos de distritos que son los mismos que se utilizan en los resultados de la ESCM'21:

Grupo 1, menor desarrollo (mD); grupo 2, desarrollo medio bajo (DmB); grupo 3, desarrollo medio alto (DMA) y grupo 4, mayor desarrollo (MD)

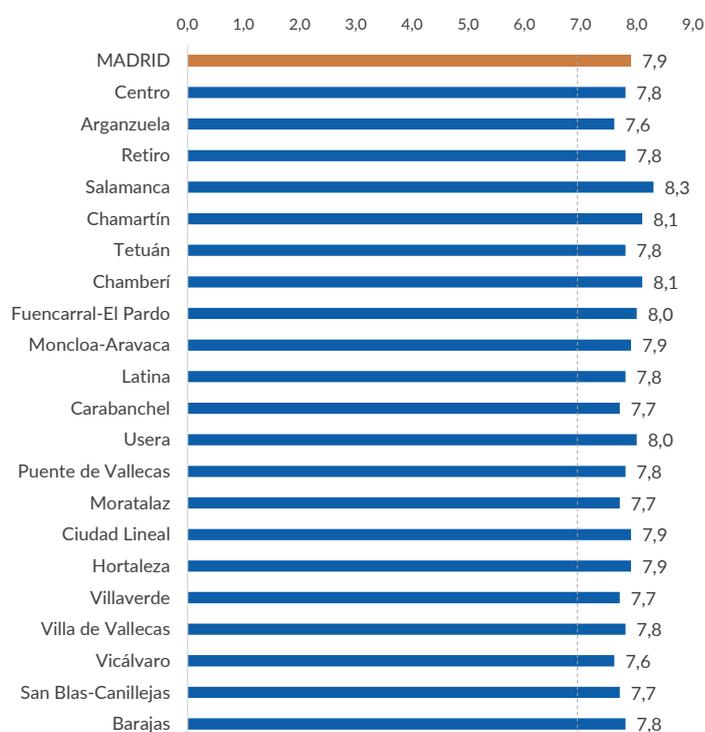
Resultados

Satisfacción de vivir en la ciudad de madrid

Este indicador ha ido mejorando desde el año 2009. La media alcanza un 7,9 (Hombre 7,7. Mujer 8,0) y se aprecian muy pocas variaciones en la valoración según distrito de residencia. La media de satisfacción de vivir en el barrio es más baja que en el conjunto de la ciudad^{7,6}.

Los distritos mejor situados son los de mayor desarrollo (MD) (Salamanca, Chamberí, Chamartín y Retiro). Tienen mayor tasa de insatisfacción aquellos de menor desarrollo, mD, (Villaverde, Usera, Puente de Vallecas y Carabanchel) (gráfica 1).

Gráfica 1. Satisfacción de vivir en la ciudad de Madrid, por distrito. Puntuaciones (0 a 10), 2021



Fuente: Encuesta de Calidad de Vida y Satisfacción con los Servicios Públicos de la Ciudad de Madrid '21 (ECVSSPCM'21). N= 8.515

Las personas mayores de 64 años y las menores de 30 años parecen mostrarse más satisfechas con vivir en Madrid y en su barrio en concreto.

Valoración de la calidad de vida

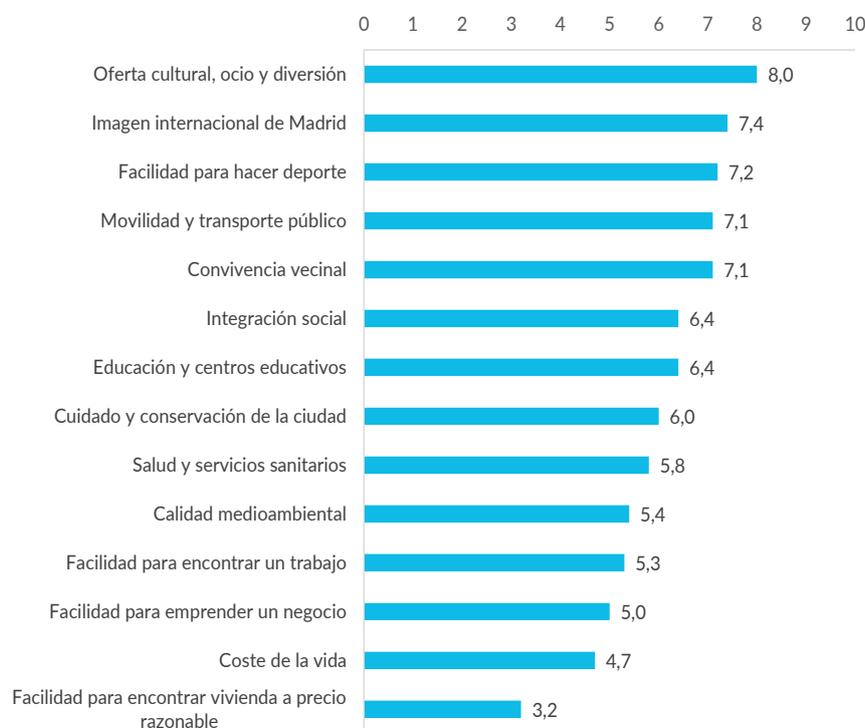
Tampoco parece sufrir gran variación respecto a los últimos años (6,9). Es más alta (7,4) en el distrito de Salamanca (MD). Las más bajas son un 6,6 en Arganzuela (DMA) y un 6,7 en Retiro (MD), Moncloa-Aravaca (DMA) y Moratalaz (Dmb). La calidad de vida en el barrio (7,2), el entorno más cercano, es ligeramente mejor que la percibida en la ciudad en general (6,9). Dependiendo del distrito de que se trate, se aprecian importantes variaciones de la calidad de vida percibida en el barrio de residencia. Se observan menos diferencias significativas por distrito que en los barrios.

Mujeres y hombres puntúan de manera similar en ambos casos. Quienes son más críticos con la calidad de vida parecen situarse entre los 55 y 64 años. Las personas más jóvenes, en el rango de edad entre 18 y 29 años, son las que tienen mejor percepción.

Respecto a la valoración otorgada a los aspectos relacionados con la calidad de vida que sean de interés para el estudio (**gráfica 2**), se destaca:

- Facilidad para hacer deporte. Obtiene un 7,2
- Movilidad y transporte público, 7,1
- Salud y servicios sanitarios, 5,8
- Calidad medioambiental, 5,4
- Facilidad para encontrar vivienda a precio razonable, 3,2

Gráfica 2. Valoración de los atributos relativos a calidad de vida en la ciudad. Unidad: medias (escala de 0 a 10), 2021



Fuente: Encuesta de Calidad de Vida y Satisfacción con los Servicios Públicos de la Ciudad de Madrid '21 (ECVSSPCM'21). N= 8.515

De los 15 indicadores contemplados en la encuesta, el ranking de aspectos mejor valorados se mantiene, excepto en el caso de los relativos a la salud y servicios sanitarios. En ediciones anteriores éste era uno de los seis atributos con mejor indicador, y en 2021 se sitúa como el sexto peor valorado. Podrían estar incidiendo en dicha valoración las consecuencias de la pandemia.

Los distritos cuyas valoraciones son más bajas respecto a la media general de la ciudad son Carabanchel, Puente de Vallecas y Villaverde (mD). Al contrario, las más elevadas se encuentran en los de Salamanca, Chamartín (MD), Fuencarral-El Pardo y Moncloa-Aravaca (DMA).

Por edad, en general, las personas de 55 a 64 años vuelven a valorar algo peor la mayoría de los atributos, sobre todo si se compara con las personas más jóvenes.

En cuanto a salud y servicios sanitarios, Villaverde y Puente de Vallecas (mD) son los que otorgan peor valoración, mientras que Carabanchel (mD), Moratalaz, Vicálvaro, Latina (DMB), Usera (MD) y Villa de Vallecas (DmB), tampoco alcanzan el 5,8 general de la ciudad. En sentido contrario, Salamanca, Chamberí, Chamartín (MD) y Moncloa-Aravaca (DMA) son los que mejor los puntúan.

Si nos fijamos en la calidad medioambiental las diferencias entre los distritos mejor y peor “posicionados” no son tan acusadas como respecto a salud y servicios sanitarios.

Las mujeres se muestran un poco más críticas que los hombres con la calidad de vida relacionada con la salud y servicios sanitarios (5,7 vs 6,0), así como con la calidad medioambiental (5,3 vs 5,4). La mejor valoración con respecto a salud y servicios sanitarios la otorga la juventud entre 18 y 29 años (6,3) y la peor las personas entre 55 y 64 años (5,4). En cuanto a la calidad ambiental, quienes peor la perciben se sitúan entre los 30 y 64 años (5,2), mejorando algo en quienes son más jóvenes (5,4) y en los/las que superan los 65 años (5,7).

La satisfacción con la facilidad para hacer deporte se mantiene estable con los años. Distritos de desarrollo medio alto o mayor desarrollo como Centro, Chamberí y Chamartín son los que mayores dificultades encuentran, aunque las valoraciones son muy parecidas en todos.

Si analizamos la movilidad y el transporte público, Puente de Vallecas, Moratalaz, Arganzuela, Carabanchel y Villa de Vallecas son los distritos en que la valoración es más baja.

La facilidad para encontrar vivienda a precio razonable obtiene valoraciones bajas en todos los distritos, pero con diferencias. En el distrito de Salamanca y Chamartín, este aspecto consigue una media de 3,6 frente a distritos como Arganzuela con 2,9 o Puente de Vallecas con 3,0.

Valoración de los servicios y equipamientos municipales

El control de la contaminación atmosférica, el control del ruido y la promoción pública de viviendas son los servicios que generan menor satisfacción. Se señala a continuación la puntuación otorgada a aquellos que más nos podrían interesar:

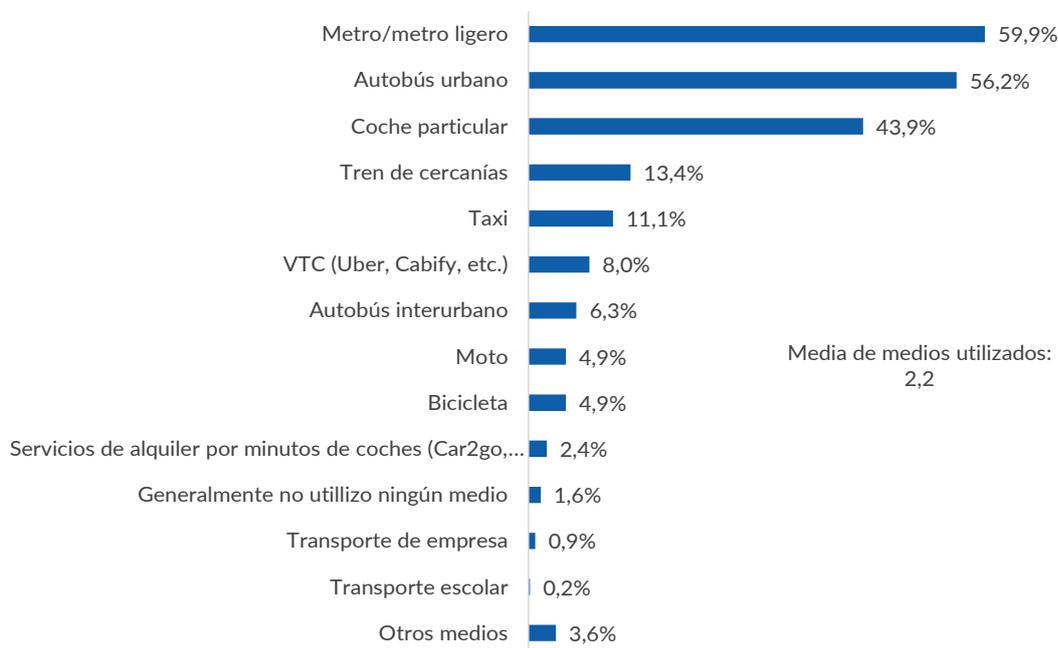
- Espacios verdes (parques y jardines). 7,0
- Instalaciones deportivas municipales. 6,9
- Mercados municipales. 6,8
- Servicios sociales municipales (centros para mayores...). 6,5
- Control de la Salud Pública (control de plagas, aguas...). 6,0
- Vías ciclistas (carril bici y ciclo carriles). 5,7
- Control de la contaminación atmosférica. 4,9
- Control de ruido. 4,8
- Promoción pública de viviendas. 4,1

Al comparar la puntuación otorgada en cada uno de los distritos de la ciudad, se observa que no hay grandes diferencias en cuanto a la valoración. Desde 2016 se aprecia una tendencia positiva en la satisfacción con los servicios municipales. Por lo que afecta a Madrid Salud, se debe destacar que la satisfacción con el control de la salud pública empeora, especialmente en los distritos de Moratalaz, Centro y Carabanchel.

Movilidad y transporte

Cuatro de cada diez habitantes de la ciudad de Madrid usan el coche particular para sus desplazamientos cotidianos, porcentaje más elevado que en ediciones anteriores. El más utilizado es el metro (60%) seguido por el autobús urbano (56%). Un 5% se desplaza en bicicleta y sólo el 2% afirma no utilizar habitualmente ningún medio de transporte (**gráfica 3**).

Gráfica 3. Medios de transporte utilizados para desplazamientos cotidianos. Frecuencia de uso habitual en % (respuestas múltiples). 2021



Fuente: Encuesta de Calidad de Vida y Satisfacción con los Servicios Públicos de la Ciudad de Madrid '21 (ECVSSPCM'21). N= 8.515

En todos los distritos se utilizan una media de dos medios de transporte. El metro / metro ligero es especialmente elegido en los distritos de Latina (69,9%) y de Centro (68,5%). El autobús urbano es el medio más empleado en Retiro (65,7%), Salamanca (60,6%), Chamartín (60,0%), Moratalaz (65,3%) y Puente de Vallecas (60,1%). Y en Villaverde se triplica el uso del Cercanías respecto al uso general (40,2%). El coche particular es especialmente relevante en Barajas, siendo el medio más utilizado (63,5%) y es mucho menos empleado en el distrito Centro (27,0%). En el distrito de Salamanca es donde más se recurre al servicio de taxi (25,7%) y de aplicaciones tipo Uber o Cabify (14,1%). En cuanto a la utilización de la bicicleta, destacan Centro (8,4%) y Retiro (8,0%)

El coche particular es más empleado por la población masculina (49,2% frente a un 39,5% de las mujeres). Las mujeres (62,0%) usan más el autobús urbano que los hombres (49,2%). Entre los y las jóvenes destaca el uso del metro, al contrario de lo que sucede entre el colectivo más mayor, que utiliza más el autobús. La bicicleta es más utilizada por la población de 30 a 44 años (8,1%) seguida de la comprendida entre 18 y 29 años (6,5%) y 45-54 años (5,8%).

Discusión

La satisfacción por vivir en la ciudad mejora cada año, mientras que la percepción sobre la calidad de vida en relación con el entorno está estabilizada. Ambas percepciones tienen una distribución territorial claramente relacionada con el desarrollo humano de los distritos (salud, educación y renta). La percepción sobre el funcionamiento del sistema sanitario empeora, como ya se ha observado en otras partes de este estudio, mientras que la carestía de la vivienda es uno de los problemas mejor identificados por la ciudadanía y peor calificados como componente de la percepción de calidad de vida relacionada con el entorno.

Los datos arrojan también mala valoración de la promoción de vivienda pública y el control del ruido y de la contaminación atmosférica. Por otro lado, y en concordancia con otros análisis, la promoción de una movilidad más adecuada para la salud y más respetuosa con el medioambiente se señala como carencia importante a resolver.

Los madrileños y las madrileñas están razonablemente satisfechos/as con las posibilidades de hacer deporte en la ciudad y con las zonas verdes de las que pueden disfrutar.

Conclusiones

- La satisfacción con vivir en Madrid es alta, si bien su distribución territorial está muy determinada por el nivel de desarrollo humano de cada distrito de residencia, en relación directa con el mismo.
- La autopercepción de la calidad de vida en relación con el entorno construido está muy determinada por el barrio en que se vive. En relación con los componentes que consideran los y las ciudadanos/as destaca como bien valorado la facilidad para hacer deporte, recibiendo la peor valoración la disponibilidad de vivienda a precio razonable.
- La salud y los servicios sanitarios caen en la calificación que da la ciudadanía.
- En cuanto a los servicios municipales, los mejor valorados son las zonas verdes y las instalaciones deportivas, mientras que los de peor calificación son, de nuevo, la promoción de vivienda pública y el control del ruido y de la contaminación atmosférica.
- 4 de cada 10 personas usan el coche particular para sus desplazamientos cotidianos. La promoción de la movilidad sostenible y saludable se identifica en este estudio como uno de los aspectos más importantes que requiere políticas municipales concretas y decididas.

Referencias bibliográficas

1. Subdirección General de Calidad y Evaluación. Encuesta de calidad de vida y satisfacción con los servicios públicos de la ciudad de Madrid, 2021. Disponible en <http://bitly.ws/KRo9>
2. Subdirección General de Calidad y Evaluación. Informe de resultados de la Encuesta de calidad de vida y satisfacción con los servicios públicos de la ciudad de Madrid 2021 <http://bitly.ws/KRoi>
3. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/



2.4.2 NÚCLEOS FAMILIARES Y COMPOSICIÓN DEL HOGAR

Introducción

La vivienda es un determinante social clave de la salud. Junto con el barrio de residencia es el primer entorno físico, psicosocial y cultural que rodea a la persona. Se puede entender que el concepto de vivienda es multifactorial y posee dimensiones sociales, económicas, culturales, ambientales y de salud, interrelacionando el hogar con el medio físico inmediato y con la comunidad¹.

En este espacio físico que contribuye a satisfacer las necesidades básicas de todo individuo transcurre gran parte de nuestra vida. En ella se pueden solventar exigencias fisiológicas, llevar a cabo múltiples actividades (aprendizaje, ocio, etc.) y realizar las funciones sociales en familia u otro ámbito de convivencia, propiciando la autorrealización personal. Es un espacio de recogimiento, privacidad y comodidad, donde la persona se puede desarrollar social y psicológicamente, adquiriendo hábitos y pautas de conducta saludables, potenciando su identidad y su autoestima².

La Organización Mundial de la Salud (OMS) señala que “La vivienda saludable es un refugio que sustenta un estado de bienestar físico, mental y social...proporciona una sensación de hogar, incluyendo el sentido de pertenencia, seguridad y privacidad...Una vivienda será saludable cuando presente riesgos controlados y prevenibles o carezca de ellos”. Por tanto, considera la vivienda saludable como un elemento fundamental en las intervenciones de salud pública y prevención primaria, especialmente en el contexto actual de cambios demográficos (crecimiento de población urbana), cambio climático y envejecimiento de la población (que aumenta la proporción de tiempo que las personas pasan en su domicilio⁷. Por el contrario, las deficientes condiciones de la vivienda pueden generar riesgos para la salud⁴.

Habitabilidad y salubridad son conceptos íntimamente ligados. Una vivienda que reúna las condiciones de habitabilidad y salubridad requeridas debe tener una ubicación adecuada y segura, estructura apropiada y dimensiones suficientes, servicios básicos de buena calidad, equipamiento, bienes de consumo y dotación de las instalaciones que no supongan riesgos, entorno idóneo, etc. En este sentido, la vivienda higiénica es aquella en cuyo diseño y construcción se han considerado aspectos como soleamiento, microclima, condiciones termohigrométricas, ventilación, calidad del aire interior, iluminación, aislamiento sonoro, además de contar con instalaciones eléctricas, hidráulicas y sanitarias indispensables para un estilo de vida⁵ saludable⁴⁻¹¹.

La vivienda debe disponer de espacios funcionales en número suficiente y cumplir unos requisitos mínimos, tanto en las piezas habitables (recintos independientes que reúnen las condiciones para desarrollar en ellos actividades que impliquen la permanencia prolongada de personas) como en aquellas que no lo son. Esto afecta fundamentalmente a sus dimensiones, a sus condiciones higiénicas (ventilación, iluminación, etc.), equipamiento y suministros^{5,6}.

Con frecuencia, no disponer de una vivienda adecuada se asocia a factores de riesgo como no disponer de suficientes ingresos, pobreza y privación social^{7,8}, además de dificultades para no poder mantenerla en una temperatura adecuada, hacinamiento y otros problemas derivados de vivir en entornos urbanos inadecuados, etc.

La crisis originada por la pandemia de la COVID-19 ha demostrado en mayor medida, si cabe, la importancia de unas condiciones saludables de la vivienda y de su entorno inmediato. La situación sanitaria originada por el virus SARS-CoV-2 exige considerar su comportamiento en el interior de la vivienda⁹. Se observa una clara relación entre incidencia de casos confirmados en territorios específicos, las condiciones de movilidad y las condiciones de hacinamiento y habitabilidad de la vivienda, especialmente en situaciones de vulnerabilidad socio-sanitaria^{9,10}. En el contexto de la COVID-19, no tener casa, carecer de espacio para el distanciamiento físico en espacios habitables hacinados o no tener un acceso adecuado al agua y el saneamiento se ha convertido en una “sentencia de muerte”¹⁶. Leilani Farha, antigua relatora especial de la ONU sobre el derecho a una vivienda adecuada señala al respecto que “la vivienda se ha convertido en la primera línea de defensa contra el coronavirus. El hogar nunca había supuesto tanto como en este momento una condición de vida o muerte”¹¹.

Este trabajo pretende conocer las características de las viviendas y los hogares de la ciudad de Madrid y su relación con la salud de la población, en especial con la incidencia de COVID-19.

Método

Fuentes de datos

Se utilizaron fuentes de información de ámbito municipal y nacional con el objetivo de aportar una visión más completa de los aspectos estudiados.

- Datos publicados por el Servicio de Estadística Municipal¹²:
 - Padrón Municipal de Habitantes de la ciudad de Madrid, a partir del apartado demografía y población¹³.
 - Encuesta de Condiciones de Vida 2020 (ECV), realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y cuyo objetivo general es la producción sistemática de estadísticas comunitarias que incluyan datos comparables y actualizados sobre la renta, las condiciones de vida, el nivel y la composición de la pobreza y la exclusión social, a escala nacional y europea. Los datos publicados en la web del Ayuntamiento de Madrid se extraen de la fracción de encuestas realizadas a residentes en la ciudad de Madrid, en la que se encuestaron 1.026 hogares y 2.491 personas¹⁴.
 - Encuesta Continua de Hogares 2020, elaborada por el INE y planteada como investigación continua sobre variables sociales y demográficas básicas, tanto de los hogares como de las personas que los componen y las viviendas que éstas habitan. Los resultados que se muestran en este informe corresponden a la explotación de los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del INE referidos al ámbito nacional para ser comparados con los obtenidos para la ciudad de Madrid¹⁵.
- Censo de Población y Viviendas de 2021 y Encuesta de Características Esenciales de la Población y las Viviendas (ECEPOV) 2021¹⁶. El INE ha publicado el censo de población y viviendas de 2021 basado en registros administrativos por primera vez, y será publicado con periodicidad quinquenal. Aunque casi todas las variables que se investigan en el censo pueden obtenerse a través de estos registros, existen una serie de ellas, con gran demanda por parte de los/as usuarios/as, que no están disponibles en estas fuentes y que solo pueden obtenerse a través de una encuesta. Por lo tanto, la ECEPOV de 2021 surge, precisamente, de la necesidad de completar la información censal no disponible en los registros administrativos para poder dar continuidad a las series censales existentes hasta ahora y, a su vez, servir para ampliar, completar y mejorar la calidad de la información censal.
- Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21)¹⁷, elaborada por Madrid Salud. Permite la obtención de otros resultados de este informe sobre la vivienda y los hogares.

Instrumentos

Los descriptivos de las encuestas se han realizado con la hoja de cálculo Excel y el programa estadístico SPSS.

Los análisis bivariantes y multivariantes se han efectuado con el programa SPSS a partir de las siguientes preguntas relativas a la vivienda de la ESCM'21¹⁷:

“¿Cuántos metros útiles tiene la vivienda aproximadamente?”, con respuesta numérica.

“¿Cuántas personas viven en la vivienda, incluido usted?”, con respuesta numérica.

“¿Cuántos/as son menores de 16 años?”, con respuesta numérica.

“¿En la vivienda conviven más de un núcleo familiar o con otro tipo de vínculo (amigos/as, estudiantes, trabajadores/as de la misma empresa, etc.)?”, con opciones de respuesta: sí, no; y en caso afirmativo “¿cuántos núcleos?”, con respuesta numérica.

“¿En qué medida cree que es probable o improbable que usted tenga que dejar su vivienda en los próximos 6 meses porque no pueda pagarla?”, con opciones de respuesta: muy probable, bastante probable, ni probable ni improbable, bastante improbable, muy improbable, no sabe, no contesta.

“¿Puede permitirse mantener la vivienda con una temperatura adecuada durante todo el año?”, con opciones de respuesta: sí, no, no sabe/no contesta.

“¿Ha tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, comunidad...) o en compras a plazos en los últimos 12 meses?”, con opciones de respuesta: sí, no, no sabe/no contesta.

Para describir aquellos aspectos relacionados con el diagnóstico de SARS-CoV-2 se utilizaron las preguntas “¿Ha sido usted diagnosticado/a de infección por coronavirus?” y “¿Ha sido algún familiar conviviente diagnosticado/a de infección por coronavirus?”. Ambas con opciones de respuesta: sí, no, no sabe/no contesta. Se trata de preguntas innovadoras que no han sido utilizadas previamente en otras encuestas relevantes de salud, al ser la pandemia por COVID-19 una situación sobrevenida.

Análisis de datos

Se describieron varios aspectos de la vivienda con los datos publicados por el Servicio de Estadística Municipal en el Padrón Municipal de la ciudad de Madrid^{18,19} y se muestran los resultados obtenidos en relación con el número de personas residentes.

Además, se describen diversos problemas considerados en la Encuesta de Condiciones de Vida 2020²⁰ y la Encuesta Continua de Hogares (ECH) 2020²¹.

Se aportan datos relevantes extraídos del Censo de Población y Viviendas de 2021 y la Encuesta de Características Esenciales de la Población y las Viviendas de 2021¹⁶.

A partir de la ESCM'21¹⁷ se estudió el tamaño de la vivienda según los metros cuadrados por persona, variable que se crea a partir de las dos preguntas objeto de esta parte del estudio: metros cuadrados útiles de la vivienda y número de personas que viven en la vivienda. Después se dicotomiza de forma que sea “menos de 20m² / igual o más de 20m²” por persona y se realiza un análisis descriptivo y de frecuencias de los datos con los casos ponderados para dicha variable. Se renunció a trabajar con la variable menos de 10m² por persona ante el escaso número de casos obtenidos en la muestra de la encuesta (9 en total).

Posteriormente, se ha procedido a realizar un análisis bivariante con SPSS para la nueva variable (más o menos de 20m²) y se incluyen las siguientes variables:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: sexo, edad, grupos de distritos de residencia por desarrollo humano, nivel de estudios, clase social ocupacional familiar, inmigración económica, inseguridad alimentaria, situación laboral, dificultad para llegar a fin de mes, posibilidad de abandono de la vivienda por impago, dificultad para mantener la vivienda con una temperatura adecuada, dificultad en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal, situación laboral, convivencia con menores en la vivienda y convivencia de núcleos familiares en dicha vivienda.
- Psicosociales y de salud, como: autopercepción del estado de salud, síndrome post COVID-19, riesgo de mala salud mental, necesidad de ayuda, presencia de problemas de salud que requieran permanecer en la vivienda, participación en asociación voluntaria, violencia en el ámbito familiar y violencia por ciberacoso.

Tras los análisis bivariantes se efectuó un análisis multivariante con todas aquellas variables que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$), a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo explicativo más simplificado e interpretable. Los criterios para aceptar el modelo fueron que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcanzase significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba omnibus fuera estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global de casos correctamente clasificado haya sido superior al 50%. En base a estos criterios y la literatura previa se eliminaron o introdujeron distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta en este informe.

Para los aspectos del hogar se consultaron los datos de la ESCM'21¹⁷ y se realizó un análisis descriptivo con los casos ponderados. Primero se obtuvo la distribución de hogares según número de núcleos familiares que convivían en él. Después se procedió a un análisis de la distribución de personas encuestadas que convivían al menos con un/a menor de 16 años y la convivencia con ellos/as según el nivel de desarrollo humano del distrito de residencia. Además, se examina la distribución del tamaño de la vivienda en función del número de menores que habitan en ella y la distribución de hogares según número de menores de 16 años en familias inmigrantes por motivos económicos.

Por otro lado, y con la misma fuente de datos, se describieron los hogares unipersonales utilizando una variable dicotómica (vive solo o sola, vive con una o más personas) distinguiendo según sexo, edad —dividida en cuatro intervalos—, distrito de residencia —los 21 distritos del municipio de Madrid— y clase social ocupacional —tres grupos—. Asimismo, se observó el sentimiento de soledad dicotomizado (sí/no) según si se vive solo o no, sexo y edad en intervalos.

Finalmente, se detallaron las relaciones observadas entre las variables anteriormente descritas y el diagnóstico por SARS-CoV-2, como variable dicotómica (sí/no), considerando ser diagnosticado o diagnosticada si se tuvo un resultado positivo en la prueba PCR, test de antígenos o test de anticuerpos. Se valoró a su vez la presencia de diferencias estadísticamente significativas a partir del cálculo de intervalos de confianza de los resultados obtenidos (IC95%).

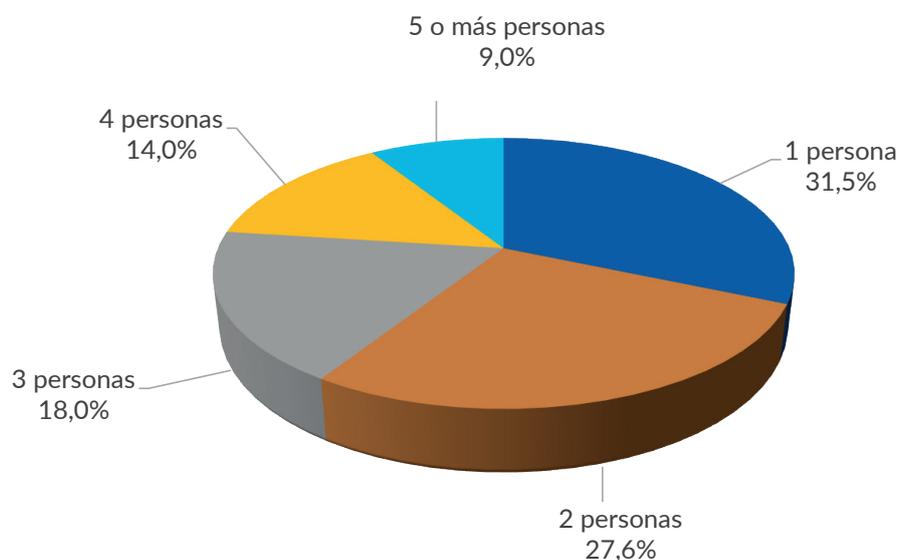
Resultados

Vivienda

Características del hogar y la vivienda

En enero de 2022 la ciudad de Madrid contaba con 1.313.660 hogares y una media de 2,5 personas en el hogar. La distribución de hogares en función del número de personas que convivían en el mismo se muestra en la **gráfica 1**.

Gráfica 1. Distribución de hogares según número de personas que lo componen. Ciudad de Madrid, 2022. (N=1.313.660)

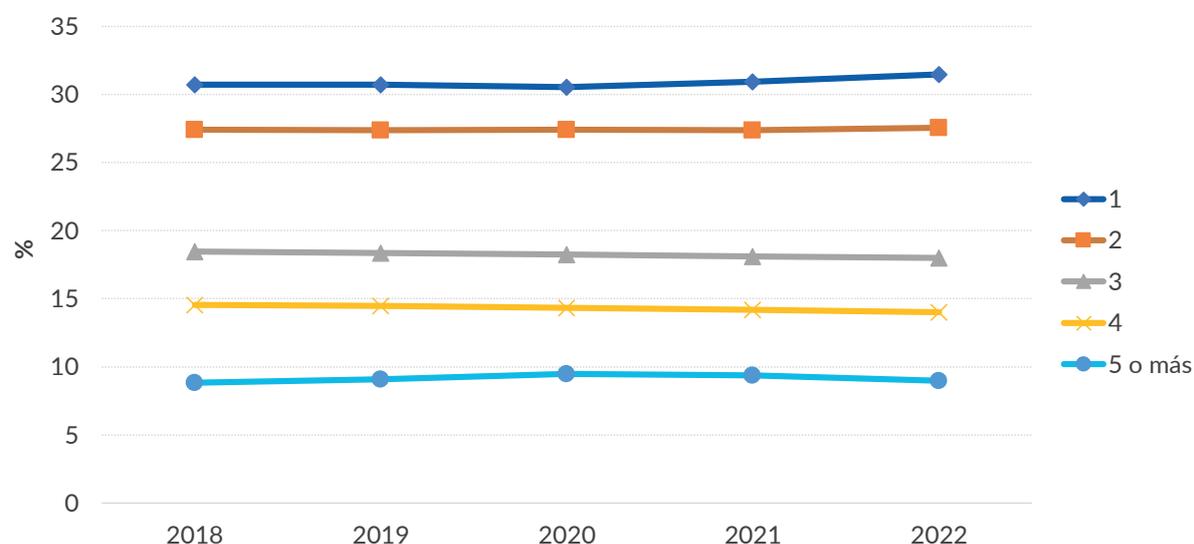


Fuente: Padrón Municipal de Habitantes 2022. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

En los últimos años se aprecia una tendencia ascendente en el número de hogares y se mantiene similar la media del número de personas que lo componen (tamaño medio del hogar), situándose en torno a las 2,5 personas en el periodo 2018-2022.

Según el Padrón Municipal, en 2022 los hogares unipersonales eran los más frecuentes en la ciudad de Madrid (31,5%), seguidos de los hogares de dos personas (27,6%). Se aprecia una distribución similar en los últimos años, con un incremento en los hogares unipersonales (**gráfica 2**).

Gráfica 2. Frecuencia de hogares según número de personas que lo componen. Ciudad de Madrid, evolutivo 2018-2022



Fuente: Padrón Municipal de habitantes 2022. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Según la ECH en la serie 2018-2020, en España los hogares con una persona fueron los más numerosos²¹, siendo el porcentaje de los hogares unipersonales nacionales menor que el hallado en la ciudad de Madrid.

Conforme a la ECEPOV 2021¹⁶, en relación con infraestructuras o servicios en la zona en que se ubican las 1.283.710 viviendas censadas, el 97% de las personas declararon tener cerca un colegio, el 94% un hospital o centro de salud, el 98% un supermercado, el 100% una farmacia y el 98% algún servicio de restauración (bares, restaurantes...).

Superficie de la vivienda

Establecer el tamaño adecuado de una vivienda no resulta sencillo, ya que existen unas normas de habitabilidad mínimas reguladas por el Código Técnico de la Edificación en cuanto a estancias, tamaños, ventilación, luminosidad, etc.

Para establecer un juicio sobre lo que es una vivienda adecuada, resulta obvio que debe tenerse en cuenta el número de personas que la habitan. Además, es fundamental valorar al menos la edad de éstas, la relación existente entre las personas convivientes o el número de estancias dedicadas a las diferentes actividades.

No es objetivo de este estudio este tipo de valoración, pero se pretende un acercamiento a las condiciones de la vivienda en las que habita la ciudadanía madrileña, especialmente las relacionadas con la salud³.

Según los datos obtenidos en la ESCM'21²³, la media de metros cuadrados útiles de la vivienda es de 91,8 (rango de 20 a 600 m²), cifra superior a la obtenida en encuestas anteriores (87 m² en ESCM'05, 90,5 m² en ESCM'13 y 88,7 m² en la ESCM'17).

En el presente estudio y en los anteriores, para el análisis de los datos se ha venido considerando como un espacio deseable disponer de más de 20 m² por persona y, según los datos de la ESCM'21, el 16,6% de las personas entrevistadas disponían de menos de 20 m² en su vivienda.

Los análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa entre disponer de menos de 20 m² por persona en la vivienda y las siguientes variables: sexo (mayor riesgo para las mujeres), edad (mayor riesgo entre 15-29 años), grupo de distrito (mayor riesgo en distrito de menor desarrollo), nivel de estudios (mayor riesgo en estudios secundarios), clase social ocupacional familiar (mayor riesgo en clase desfavorecida), inmigración

[Volver al Índice](#) 

económica (mayor riesgo en inmigrantes económicos/as), situación laboral (mayor riesgo para las personas que trabajan), dificultad para llegar a fin de mes (mayor riesgo para las personas con dificultad), inseguridad alimentaria (mayor riesgo para las personas con dificultad de acceso a alimentos), convivencia con menores en la vivienda (mayor riesgo para las personas que conviven con uno o más menores), convivencia de varios núcleos familiares en la vivienda (mayor riesgo para las personas que conviven con más de un núcleo familiar), inseguridad residencial (mayor riesgo para las personas que declararon un abandono probable), pobreza energética (mayor riesgo para las personas con dificultad de mantener la vivienda a temperatura adecuada), dificultad en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (mayor riesgo para las personas con dificultad), autopercepción del estado de salud (mayor riesgo para las personas con autopercepción de mala salud), síndrome post COVID-19 (mayor riesgo para quienes indicaron padecerlo), salud mental (mayor riesgo para las personas con riesgo de mala salud mental), presencia de problemas de salud que requieran permanecer en la vivienda (mayor riesgo para las personas con dificultades), participación en asociación como voluntario/a (mayor riesgo para las personas que nunca o casi nunca participan), violencia en el ámbito familiar (mayor riesgo para las personas que han sufrido violencia) y violencia por ciberacoso (mayor riesgo para las personas que han padecido este tipo de violencia).

En la **tabla 1** se muestra el modelo obtenido tras realizar un análisis multivariante sobre la opción de disponer de menos de 20 m² por persona en la vivienda. En el mismo se observa una R² de Nagelkerke de 0,297, lo que explica el 29,7% de la varianza de vivir en un espacio reducido, clasificando correctamente el 87,3% de los casos. Los resultados informaron que, controlando el efecto de las demás variables, las condiciones que introducen un mayor riesgo de residir en menos de 20 m² por persona en la vivienda, de mayor a menor, son: tener una edad entre 15 y 29 años, convivencia con uno o más menores y tener una edad entre 45 y 64 años.

Tabla 1. Distribución de frecuencias de disponer de menos de 20 m² por persona en la vivienda, prevalencias y OR ajustadas mediante modelo de regresión logística multivariante, según variables de estudio

Tamaño de la vivienda (<20 m ² por persona)							
Variables		N	n	Prevalencia	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		7.424	1.074	14,5%			
Sexo	Mujer	3.899	573	14,7%	1,2	0,99	1,3
	Hombre	3.526	501	14,2%	1		
Edad en intervalos	15 a 29 años	1.112	250	22,5%	4,7*	3,4	6,5
	30 a 44 años	1.915	369	19,2%	2,6*	1,9	3,5
	45 a 64 años	2.633	388	14,7%	2,9*	2,2	4,0
	65 y más años	1.763	68	3,9%	1		
Nivel de estudios	Primarios o menos	1.338	237	17,7%	2,0*	1,6	2,6
	Secundarios	2.512	515	20,5%	1,6*	1,3	1,9
	Universitarios	3.563	322	9,0%	1		
Clase social familiar ocupacional	Favorecida	3.301	277	8,4%	1		
	Media	1.782	214	12,0%	1,3*	1,01	1,6
	Desfavorecida	2.253	569	25,2%	1,8*	1,5	2,2
Grupo de distritos	Menor desarrollo	1.357	316	23,3%	1,9*	1,4	2,5
	Desarrollo medio-bajo	2.477	437	17,6%	1,9*	1,5	2,4
	Desarrollo medio-alto	2.143	223	10,4%	1,3*	1,02	1,7
	Mayor desarrollo	1.447	99	6,8%	1		



Inmigrante económico/a	Sí	1.316	463	35,2%	2,4*	2,0	2,8
	No	6.109	611	10,0%	1		
Inseguridad alimentaria	Sí	622	256	41,1%	1,6*	1,3	2,1
	No	6.762	815	12,1%	1		
Convivencia con menores	Ninguno	5.459	458	8,4%	1		
	Uno/a o más menores	1.963	617	31,4%	4,4*	3,7	5,2
Convivencia de núcleos familiares	Más de un núcleo familiar	320	80	24,9%	1,5*	1,1	2,1
	Un núcleo familiar	7.105	995	14,0%	1		
Retraso en pagos	Sí	527	212	40,3%	1,6*	1,3	2,0
	No	6.846	851	12,4%	1		

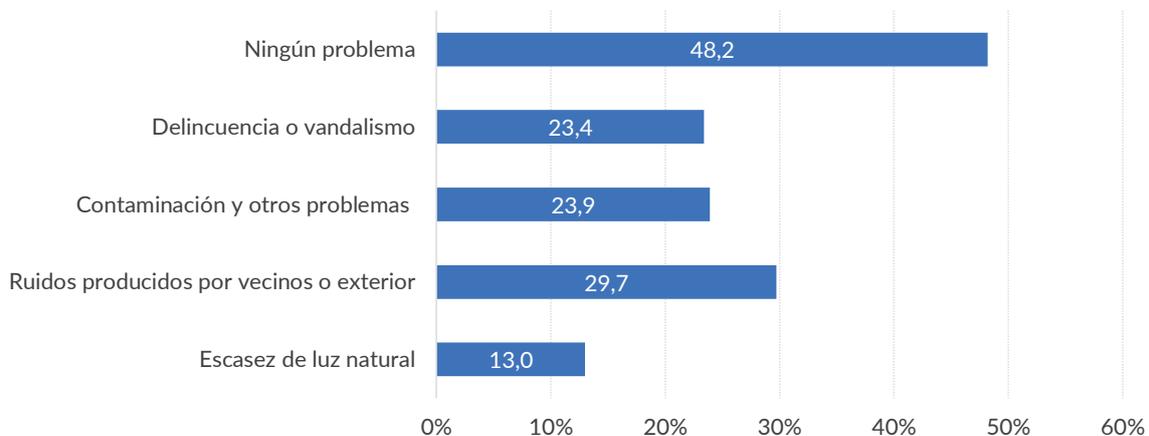
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La regresión logística multivariante binaria incluyó 7.445 casos. Odds ratio (OR*) con significación estadística

Problemas en la vivienda

Basándose en los problemas en la vivienda recogidos en la ECV 2020²⁶ a partir de la fracción de Madrid, el 51,8% de los hogares de la ciudad sufrían distintos problemas en la vivienda según refirieron los/as encuestados/as, pudiendo padecer varios de ellos simultáneamente, como se muestra en la **gráfica 3**.

Gráfica 3. Distribución de viviendas según tipo de problemas o su eventual existencia. Ciudad de Madrid, 2020



Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida de 2020, fracción de la ciudad de Madrid. Instituto Nacional de Estadística. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Nota. Respuesta múltiple sobre los problemas de la vivienda

Al considerar los tipos de problemas en función del régimen de tenencia de la vivienda se observa que existía una mayor incidencia de problemas en las viviendas alquiladas a precio de mercado (**tabla 2**).

Tabla 2. Prevalencia de hogares que sufren determinados problemas en la vivienda y en su entorno según régimen de tenencia de la vivienda. Ciudad de Madrid, 2020

Hogares	Escasez de luz natural	Ruidos producidos por vecinos/as o del exterior	Contaminación y otros problemas ambientales	Delincuencia o vandalismo	Ningún problema
Total	13,0%	29,7%	23,9%	23,4%	48,2%
Propiedad	13,8%	23,4%	23,7%	19,5%	53,8%
Alquiler a precio de mercado	9,6%	39,7%	30,7%	31,3%	40,1%
Alquiler inferior al precio de mercado	11,5%	32,3%	19,1%	22,4%	47,3%
Cesión gratuita	20,6%	31,7%	15,5%	16,3%	41,3%

Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida de 2020, fracción de la ciudad de Madrid. Instituto Nacional de Estadística. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Nota. Respuesta múltiple sobre los problemas de la vivienda

Utilizando la misma fuente, se describen las prevalencias de los componentes que integran la llamada “carencia material severa” del Índice AROPE en los hogares según composición (**tabla 3**).

Tabla 3. Prevalencia de hogares con carencia material por composición del hogar y tipo de carencia (porcentajes). Ciudad de Madrid, 2020

Tipo de hogar	Vacaciones (1)	Aporte proteico (2)	Temperatura vivienda (3)	Gastos imprevistos (4)	Pago vivienda (5)	Automóvil (6)	Ordenador (7)
Total	20,4%	2,4%	9,5%	26,1%	6,7%	6,3%	4,7%
Hogares de una persona	15,1%	0,9%	4,6%	26,3%	2,3%	4,7%	2,7%
2 adultos/as sin niños/as dependientes	21,1%	2,2%	10,2%	23,4%	4,0%	5,7%	3,6%
Otros hogares sin niños/as dependientes	23,2%	1,9%	18,2%	24,3%	8,7%	5,2%	3,3%
1 adulto/a con 1 o más niños/as dependientes	49,2%	0,0%	18,6%	53,9%	13,6%	14,1%	5,5%

2 adultos/as con 1 o más niños/as dependientes	15,2%	5,8%	9,8%	22,1%	9,7%	5,0%	6,9%
Otros hogares con niños/as dependientes	41,0%	2,0%	10,5%	40,9%	25,1%	19,7%	16,0%

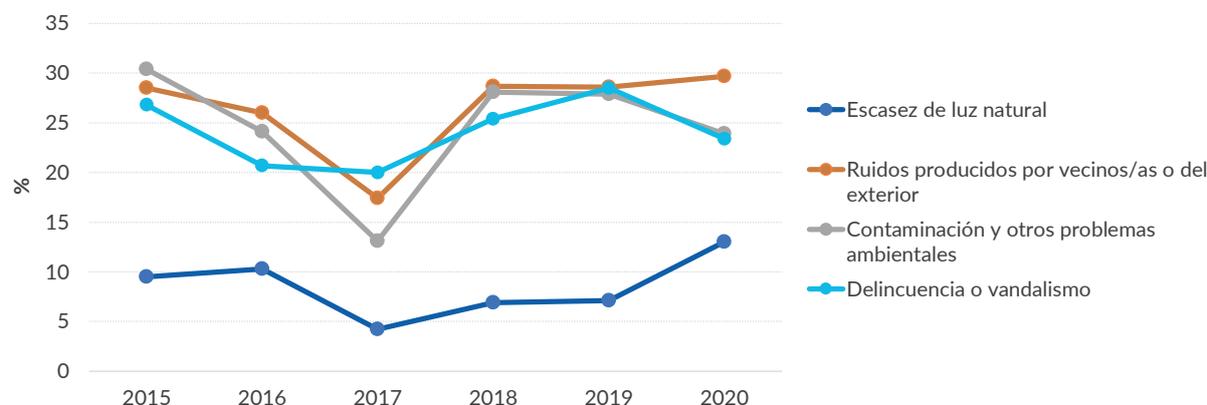
Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida de 2020, fracción de la ciudad de Madrid. Instituto Nacional de Estadística. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Nota. (1) No puede permitirse ir de vacaciones al menos una semana al año. (2) No puede permitirse una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días. (3) No puede permitirse mantener la vivienda con una temperatura adecuada durante todo el año. (4) No tiene capacidad para afrontar gastos imprevistos. (5) Ha tenido retrasos en pago de gastos relacionados con la vivienda principal en los últimos 12 meses. (6) No puede permitirse disponer de un automóvil. (7) No puede permitirse disponer de un ordenador

Como se observa, los hogares con menores son los que presentan carencias con mayor frecuencia, especialmente los monoparentales.

La frecuencia de hogares con problemas en la vivienda en la ciudad de Madrid disminuye en todos los tipos estudiados en el periodo 2016-2017, y tiene una tendencia de incremento entre 2017 y 2020 a excepción de algunos tipos en el último año estudiado (gráfica 4).

Gráfica 4. Evolución de la prevalencia de problemas en la vivienda según tipo. Ciudad de Madrid, 2015-2020



Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida de 2020, fracción de la ciudad de Madrid. Instituto Nacional de Estadística. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Conforme a la ECEPOV 2021²² y en relación con los problemas en la zona en que se ubican las viviendas, el 38% de las personas declara sufrir ruidos exteriores, el 23% contaminación o malos olores, el 41% poca limpieza en las calles, el 8% malas comunicaciones, 19% pocas zonas verdes, el 27% delincuencia y el 12% molestias relacionadas con actividades turísticas o locales de hostelería.

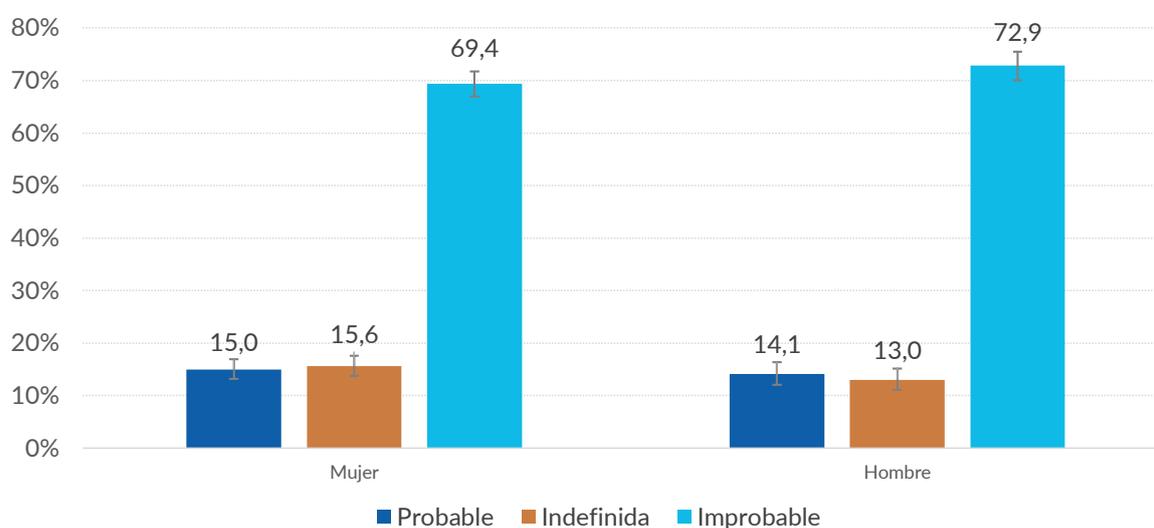
En base a las respuestas obtenidas de la ESCM'21¹⁷ en relación con la seguridad residencial, pobreza energética o al pago de los gastos principales de la vivienda, se observa que el 70,8% de las personas encuestadas informó que era improbable que tuvieran que abandonar su vivienda por no poder pagarla, mientras que un 14,7% reconoce la posibilidad de tener que abandonar su hogar por dicha situación y el resto mantiene una posición neutral en este aspecto.

Un 11,4% de las personas reconocía tener problemas relacionados con mantener la vivienda a una temperatura adecuada durante todo el año (un 9,7% en 2021 según la ECV, fracción de Madrid, según se refleja en el capí-

tulo de Aspectos Socioeconómicos de este Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022) y el 7,3% admitió sufrir retrasos en los pagos principales (hipoteca o alquiler, recibo de gas, comunidad, etc.) (12,8% en 2021 según la encuesta referida anteriormente).

En lo que respecta a la probabilidad de tener que abandonar la vivienda por impago, se observa que, mayoritariamente, es un caso improbable tanto en mujeres (69,4%) como en hombres (72,9%), destacando más los hombres, pero sin encontrarse diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos (**gráfica 5**). Por el contrario, las mujeres consideran un abandono probable o sin definir con mayor frecuencia que los hombres, pero también sin diferencias estadísticamente significativas. Las únicas diferencias estadísticamente significativas que se dan son aquellas entre las personas que informan de un abandono improbable y las que manifiestan un abandono indefinido o probable, en ambos sexos.

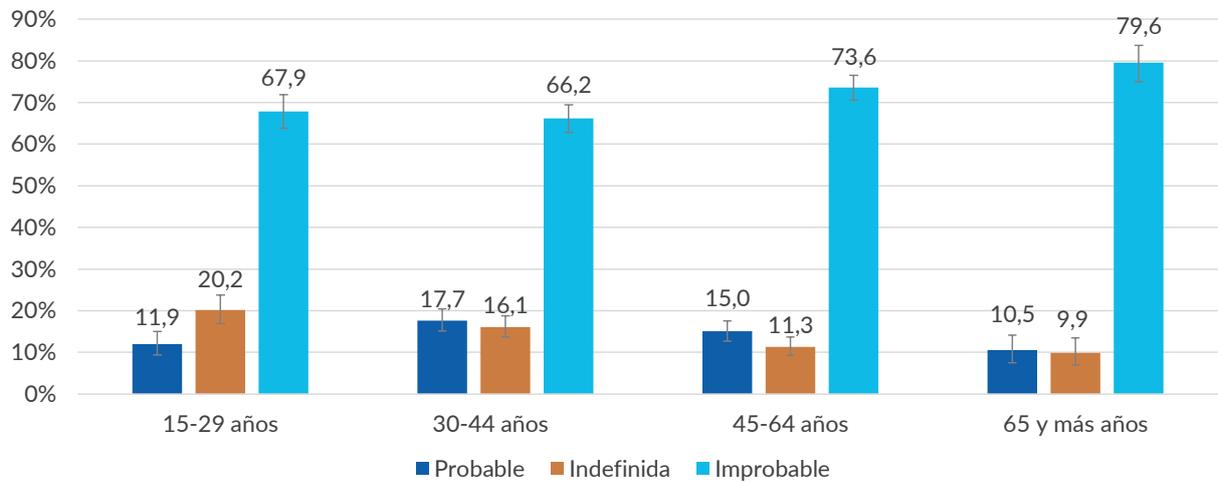
Gráfica 5. Frecuencia de la probabilidad de tener que abandonar la vivienda por impago e IC95% según sexo. (N=2.423)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por intervalos de edad (**gráfica 6**), todos los grupos refirieron un abandono improbable de la vivienda por impago, con diferencias estadísticamente significativas en dicha categoría entre los rangos de edad 15-29 años y 30-44 años, respecto a 65 y más años. Sí se aprecia significación estadística entre los grupos de edad 15-29 años y 30-44 años, que declaran abandono probable, entre los grupos 15-29 años y 45 años en adelante en los/as que toman una postura neutral y entre los grupos de mayores de 30 años frente a un abandono improbable.

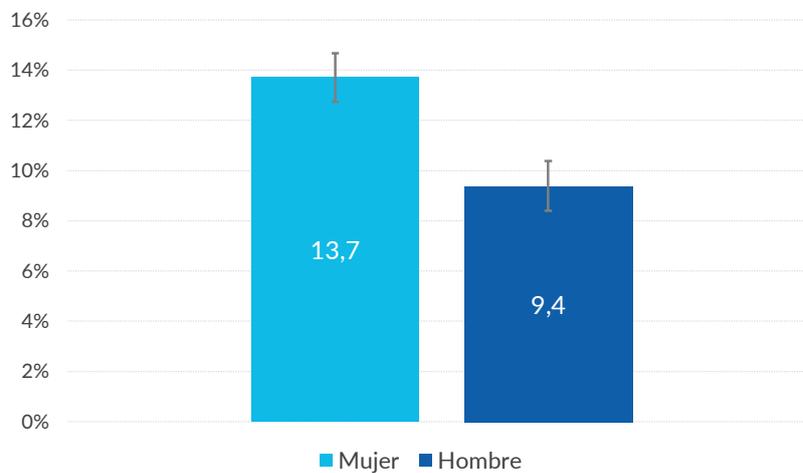
Gráfica 6. Frecuencia de la probabilidad de tener que abandonar la vivienda por impago (e IC95%), según intervalos de edad. (N=2.423)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo que respecta a la posibilidad de mantener la vivienda con una temperatura adecuada durante todo el año (gráfica 7), se observa que los hombres encuestados notificaron menos problemas que las mujeres, con diferencias estadísticamente significativas.

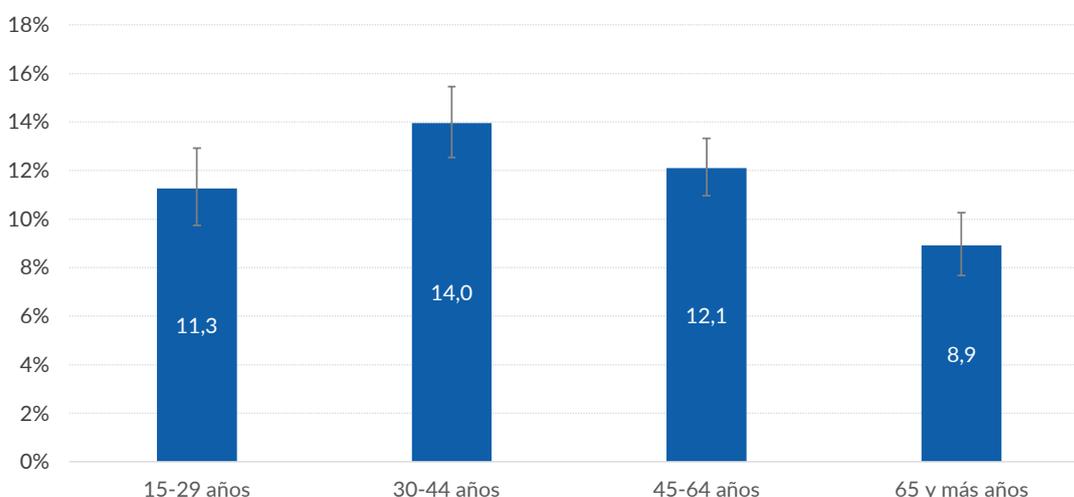
Gráfica 7. Frecuencia de hogares en los que no se puede mantener la vivienda con una temperatura adecuada durante todo el año, con IC95% según sexo. (N=8.461)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por intervalos de edad (gráfica 8), aunque los resultados son similares según la categoría, se encuentran leves diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de 65 años y más y los grupos de 30-44 años y 45-64 años, que refirieron tener capacidad de mantener una temperatura adecuada en sus viviendas a lo largo del año (la opción complementaria a la presentada en esta gráfica). También se aprecian estas diferencias en las y los que no declaran tal problema entre las personas de 65 y más años y los grupos etarios de 30-44 años y 45-64 años.

Gráfica 8. Frecuencia de hogares en los que no se puede mantener la vivienda con una temperatura adecuada durante todo el año, con IC95% según intervalos de edad (N=8.461)



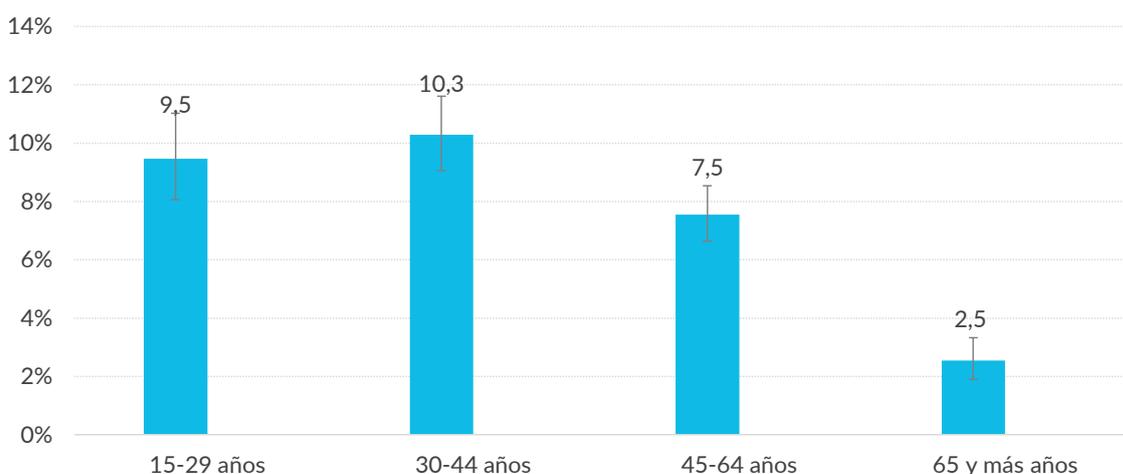
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

En lo concerniente a haber tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, comunidad, etc.), el 8,0% de las mujeres y el 6,9% de los hombres declaraban sufrir este problema, sin diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos.

Según la ECEPOV 2021²² el 33% de las viviendas no disponen de un sistema de refrigeración, el 5% no cuentan con sistema de calefacción y el 9% no tiene instalación de calefacción, pero sí algún aparato que permite calentar alguna habitación.

Por intervalos de edad (**gráfica 9**), entre las personas que reconocían haber tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal, aquellas entre 30 y 44 años son las que más sufren este problema (10,3%) y el grupo de 65 o más años, las que menos (2,5%), con importantes diferencias (estadísticamente significativas) entre el último grupo y los demás. En el caso de aquellas personas que declararon no sufrir retrasos en los pagos también se aprecian diferencias significativas entre el grupo de 65 y más años y los demás grupos.

Gráfica 9. Frecuencia de haber tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal, con sus IC95% según intervalos de edad. (N=8.507)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

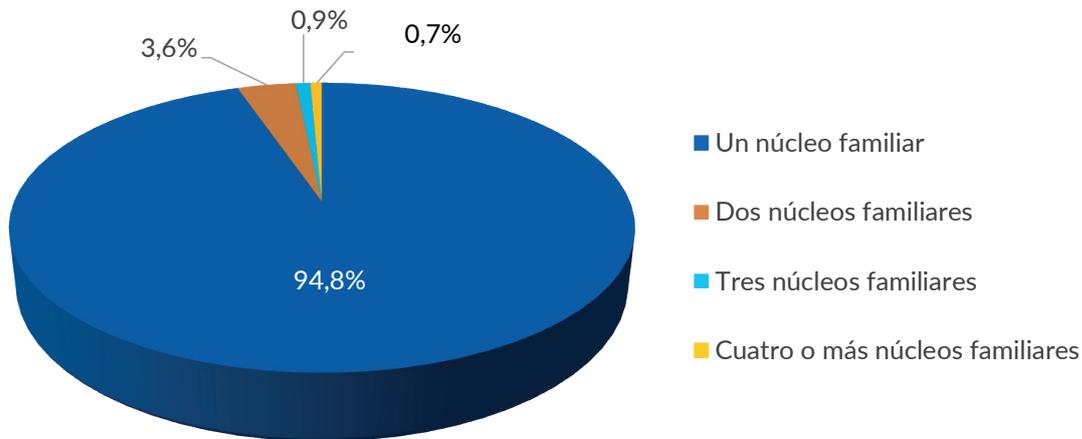
Hogar

Núcleos familiares

No existe mucha información publicada en lo que se refiere al número de núcleos familiares que residen en los hogares. En el Censo de población y viviendas de 2021 y en la ECEPOV21²² se censaron 1.283.710 viviendas principales en la ciudad de Madrid, de ellas 768.314 fueron consideradas como hogares con un núcleo familiar.

En la **gráfica 10** se observa que la mayoría de los hogares de la ciudad de Madrid están constituidos por un núcleo familiar (94,8%), seguido de aquellos compuestos por dos núcleos familiares (3,6%).

Gráfica 10. Distribución de hogares según número de núcleos familiares que conviven en él. Ciudad de Madrid, 2021. (N=8.400)



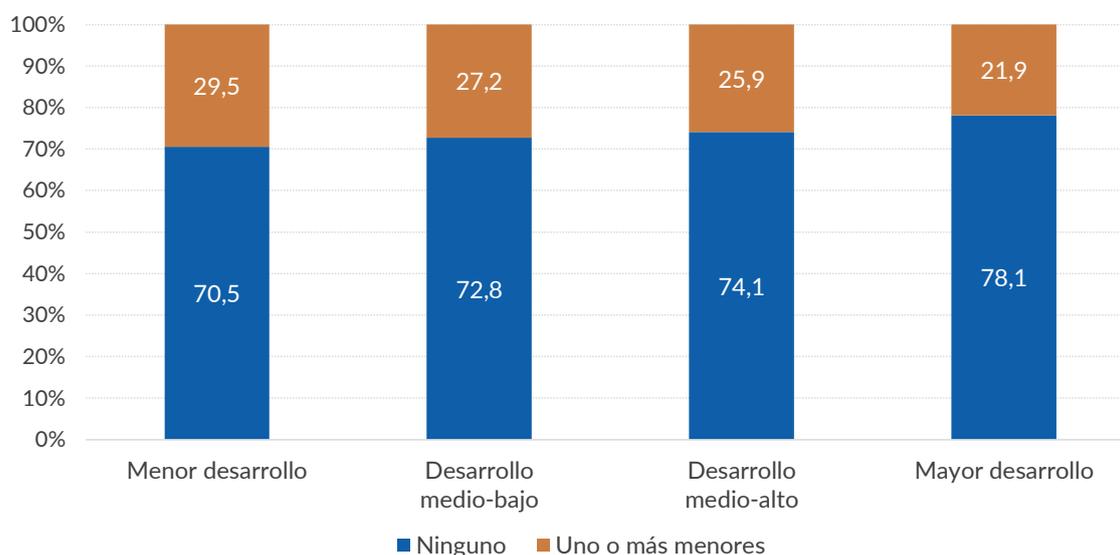
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Hogares con menores

Según datos del Padrón Municipal de 2022, en alrededor del 22% de los hogares viven menores de 15 años. Esta proporción es menor que la de hogares en los que vive al menos una persona mayor de 65 años (cerca del 26%).

En la ESCM'21¹⁷ se encontró que el 26,3% de las personas encuestadas convive al menos con un menor de 16 años. Esta situación es menos frecuente en el grupo de distritos de mayor desarrollo (**gráfica 11**), así como en familias de clase social media.

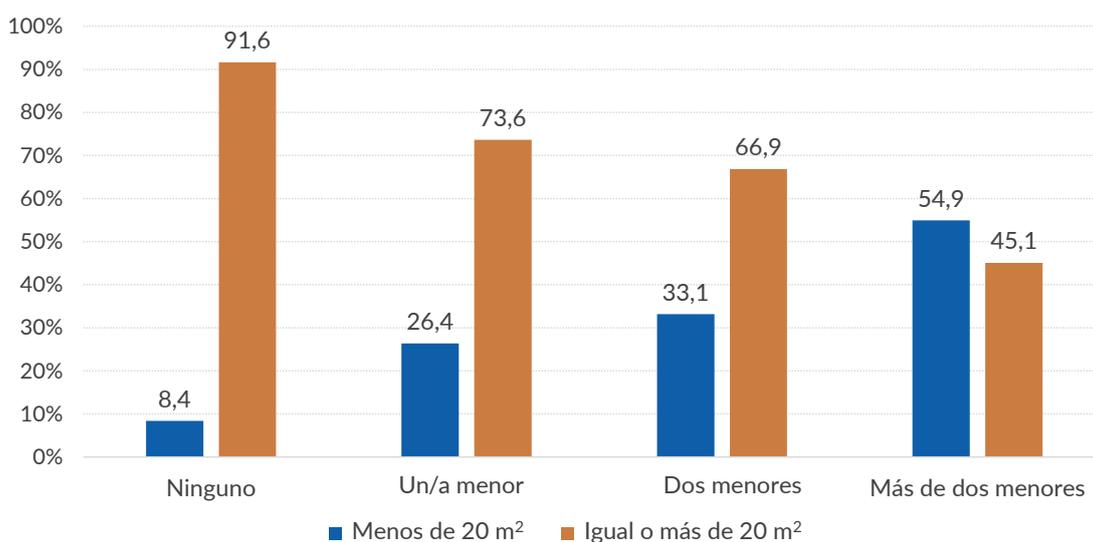
Gráfica 11. Frecuencia de hogares según convivencia con menores por nivel de desarrollo humano del distrito de residencia. Ciudad de Madrid, 2021. (N=8.341)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cuando en la vivienda conviven menores se incrementa la probabilidad de vivir en un espacio menor de 20 m² por persona. De las familias sin menores, un 8,4% [IC95%=7,7-9,1] vivía en menos de 20 m² por persona, llegando hasta el 26,4% [IC95%=23,8-29,1] cuando se convive con un/a menor y al 33,1% [IC95%=29,8-36,6] cuando se hacía con dos menores (gráfica 12).

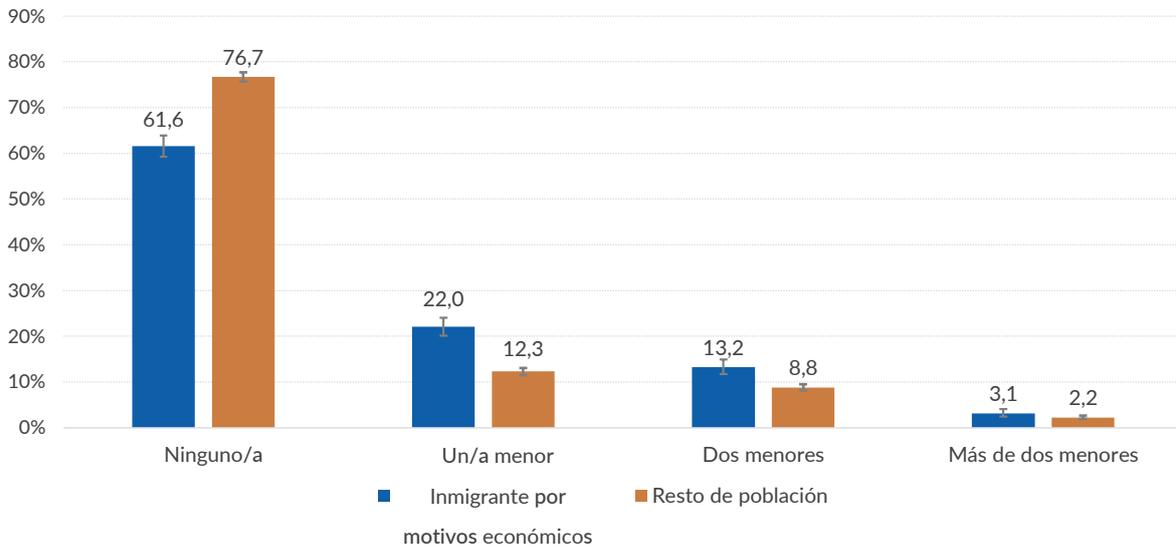
Gráfica 12. Distribución de frecuencias de baja superficie por habitante en la vivienda según el número de menores que habitan en ella. Ciudad de Madrid, 2021. (N=7.421)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

En términos generales se aprecia un mayor número de hogares en los que no residen menores de 16 años; sin embargo, en los hogares de las personas migrantes por motivos económicos conviven con más frecuencia menores de 16 años que en el resto (gráfica 13).

Gráfica 13. Distribución de frecuencias de hogares (con sus IC95%) según número de menores de 16 años en familias migrantes económicas y en el resto de las familias. Ciudad de Madrid, 2021. (N=8.341)

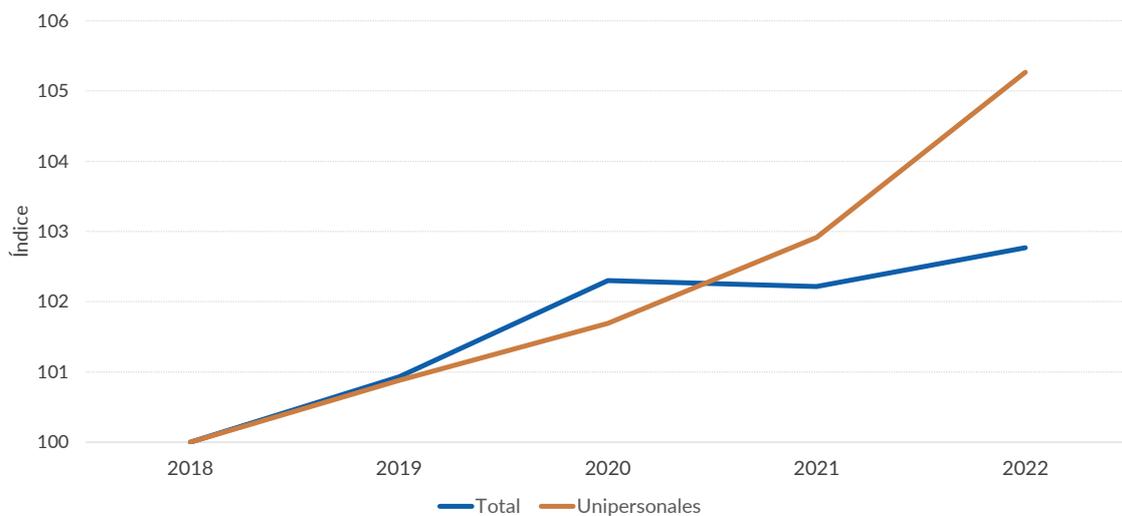


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Hogares unipersonales

Según datos del Padrón Municipal de 2022, el 31,5% de los hogares de la ciudad (413.479) son unipersonales; ello supone que el 12,6% de las 3.286.662 personas que residen en Madrid vive sola. En los últimos años se ha incrementado en el municipio el porcentaje de hogares unipersonales¹⁸. La **gráfica 14** muestra la evolución anual de hogares unipersonales y totales, tomando como referencia los que había en la ciudad de Madrid en 2018 y asignando a cada uno el índice 100.

Gráfica 14. Evolución anual del índice de hogares totales y hogares unipersonales en relación a 2018. Ciudad de Madrid, 2019-2022

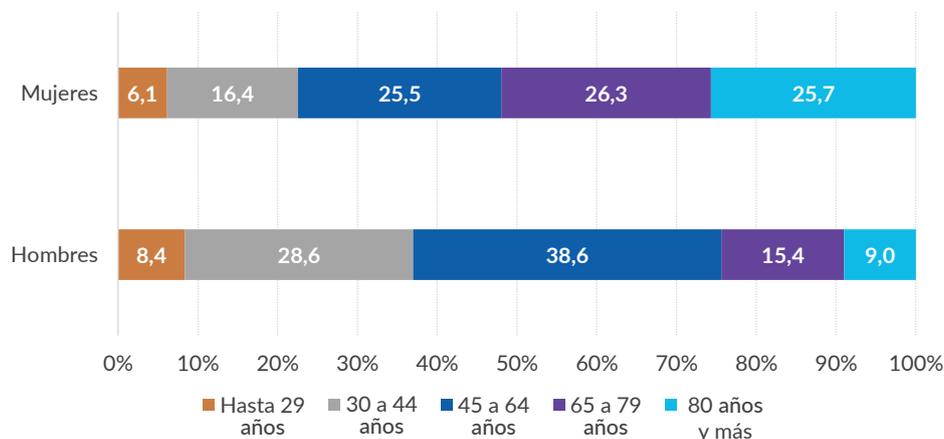


Fuente: Padrón Municipal de Habitantes 2022. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid
 Nota: Índice: número de hogares de la ciudad de Madrid a 1 de enero de 2018=100 para cada tipo de hogar

[Volver al Índice](#)

La frecuencia de hogares unipersonales se incrementaba entre los 30 y los 64 años en la población general. En ese mismo rango de edad aumentó más notablemente en el caso de los hombres, mientras que en las mujeres ascendía a partir de los 65 años (**gráfica 15**).

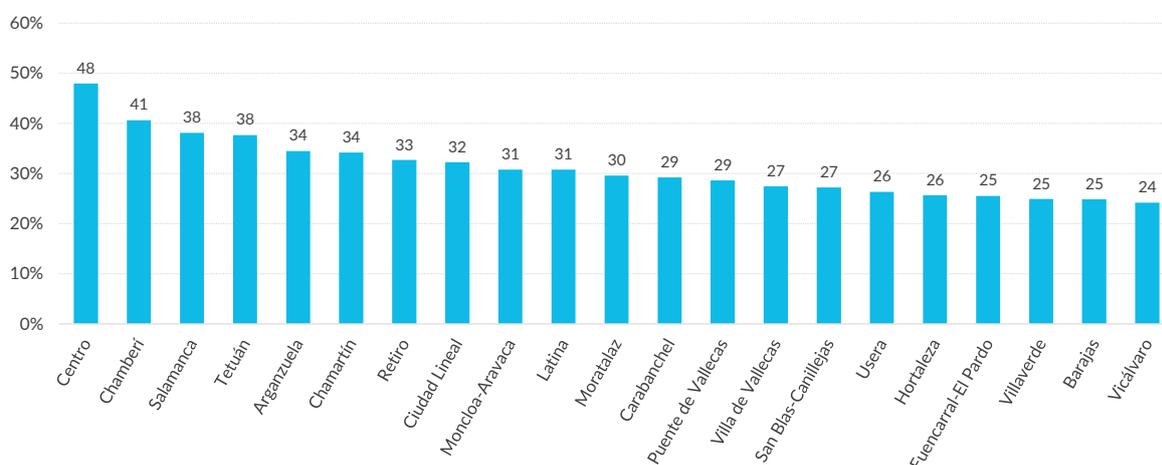
Gráfica 15. Distribución de frecuencias de hogares unipersonales por sexo según edad de quienes los componen



Fuente: Padrón Municipal de Habitantes 2022. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Los distritos de Centro y Chamberí son los que tuvieron mayor proporción de hogares con una única persona y Vicalvaro el que mostraba menor frecuencia de hogares unipersonales (**gráfica 16**).

Gráfica 16. Frecuencia de hogares unipersonales por distritos, ordenados de modo descendente. Ciudad de Madrid, 2022. (N=1.313.660)

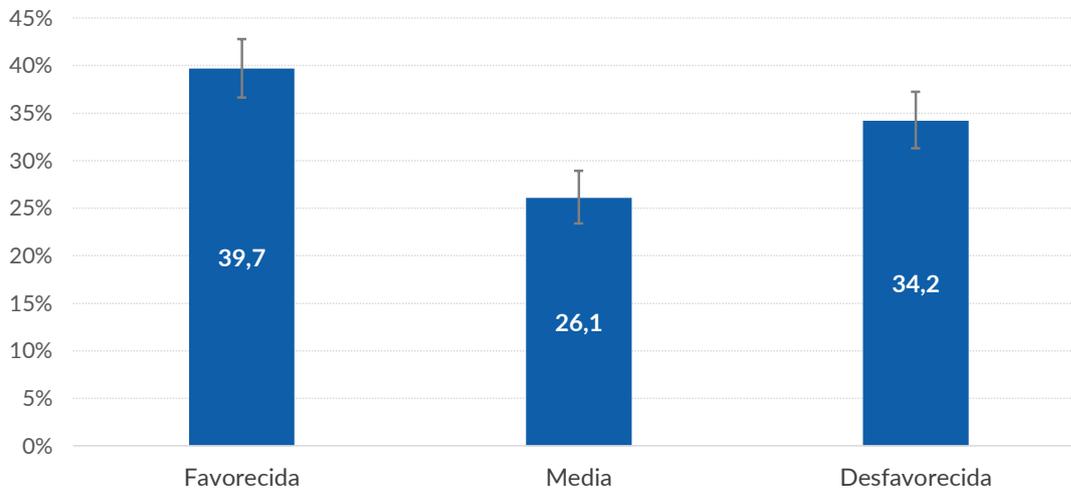


Fuente: Padrón Municipal de Habitantes 2022. Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

La ESCM de 2021¹⁷ nos permite observar la situación de las personas que viven solas en relación con algunas variables de salud o algunos determinantes que no se registran en el Padrón Municipal de Habitantes, ni en parte alguna.

En la **gráfica 17** se puede apreciar que la frecuencia de personas que viven solas es similar en la clase social favorecida y en la desfavorecida.

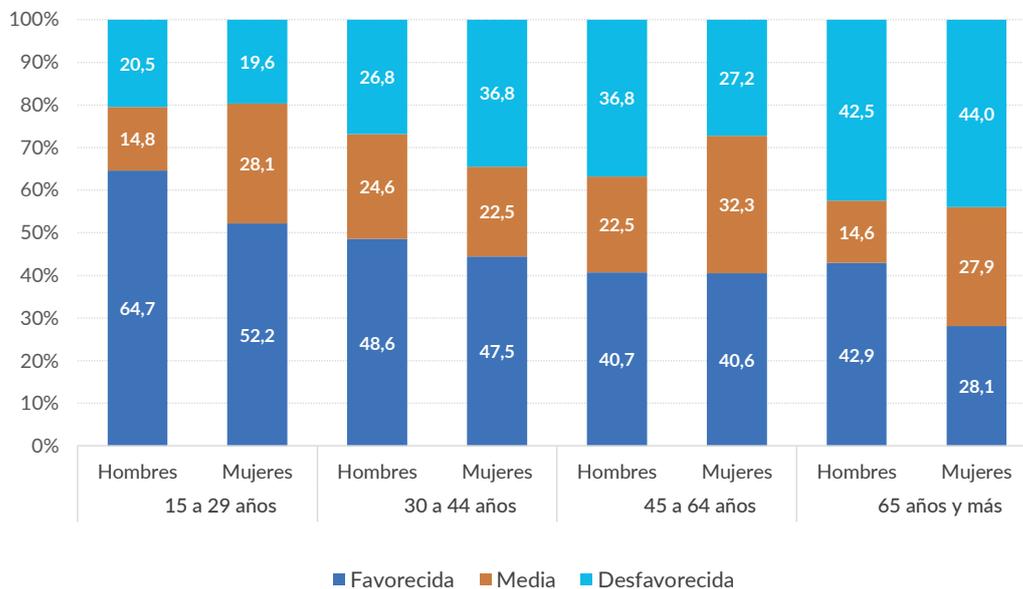
Gráfica 17. Distribución de frecuencias (e IC95%) de personas que viven solas según la clase social ocupacional familiar en tres categorías. Ciudad de Madrid, 2021. (N=1.004)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Según la distribución de personas que viven solas según la clase social ocupacional para cada grupo de edad y sexo, se observa que en las más jóvenes prevalece la clase social favorecida, mientras que en las de 65 o más años lo hace la desfavorecida (**gráfica 18**).

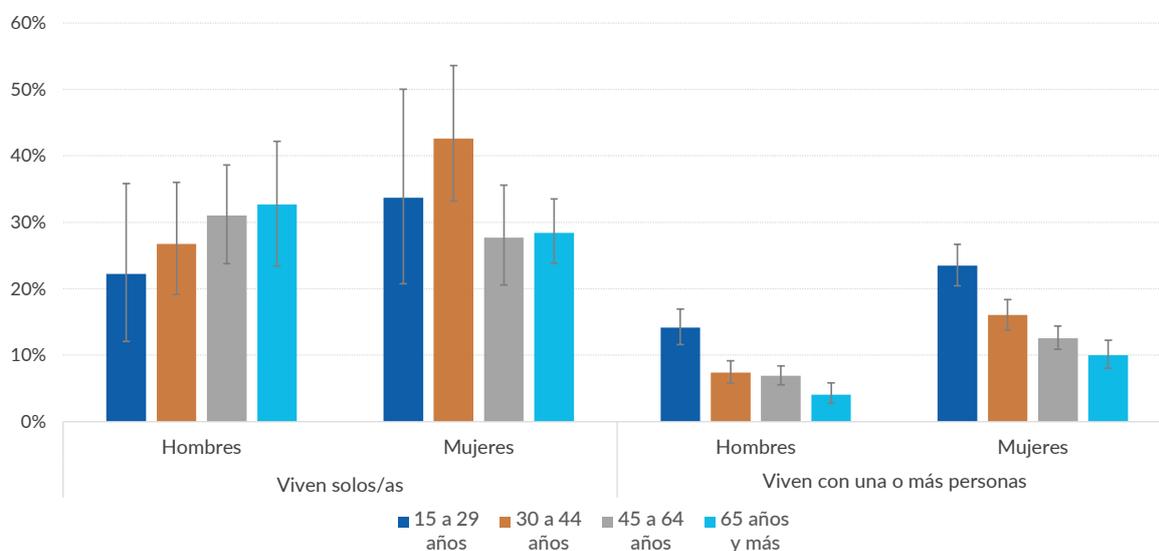
Gráfica 18. Distribución de frecuencias de personas que viven solas según clase social ocupacional familiar para cada grupo de edad y sexo. Ciudad de Madrid, 2021. (N=1.004)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2021

Como era esperable, la sensación de sentimiento de soledad en las personas que viven solas es mayor que en las personas que viven acompañadas, tanto en hombres como en mujeres. Se aprecian diferencias estadísticamente significativas entre personas solas y acompañadas en cada grupo de edad para ambos sexos, salvo en los hombres de 15 a 29 años que viven acompañados. No obstante, deberá profundizarse en este análisis dado que algunas submuestras por tramos de edad han sido pequeñas en esta encuesta (**gráfica 19**).

Gráfica 19. Prevalencia de sentimiento de soledad e IC95% en personas que viven solas o acompañadas según edad y sexo. Ciudad de Madrid, 2021. (N=8.164)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Hogares con personas extranjeras

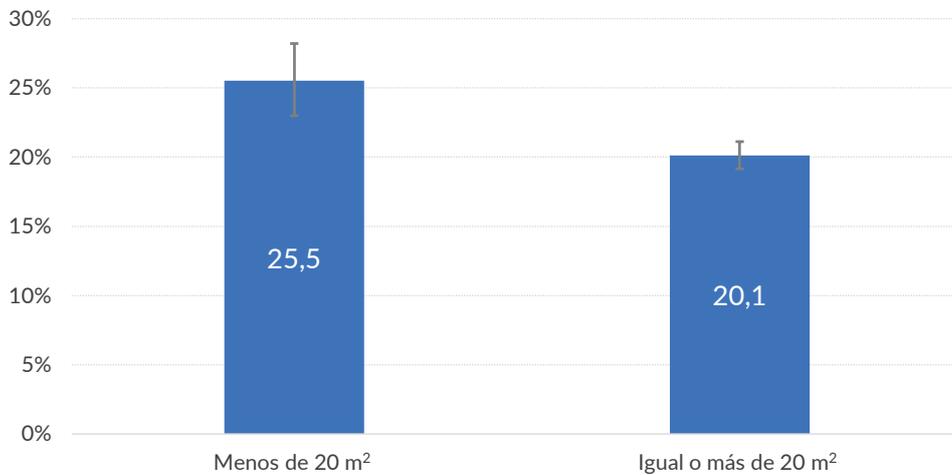
Según los datos del Padrón Municipal de 2022, en 240.822 hogares de la ciudad de Madrid residían personas extranjeras (18,3%). Los hogares constituidos únicamente por personas extranjeras eran 98.626 (7,5%) siendo su tamaño medio de 2,7 personas. Los formados por personas españolas y extranjeras fueron 142.196 (10,8%), y una media de 4,1 personas²⁵.

COVID-19 en los hogares

La COVID-19 no afecta por igual a toda la población. La información estadística disponible permite el estudio de la población a niveles territoriales muy detallados, así como el conocimiento de colectivos vulnerables en cuanto a sus características demográficas. La estructura de los hogares es de interés para entender las circunstancias de permanencia en la residencia habitual y las formas de convivencia, ya que es conocido que la salud de las personas puede verse afectada por las condiciones de habitabilidad.

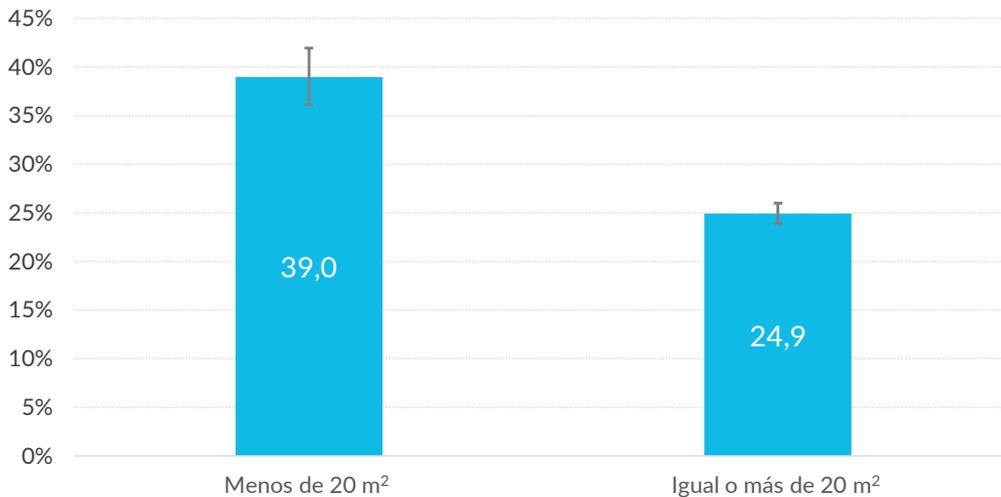
Examinando la frecuencia referida del diagnóstico de COVID-19 en viviendas en las que se dispone de menos de 20 m² por persona, se observa que el 25,5% de las personas encuestadas que se encuentran en dicha situación sufrieron la COVID-19 desde el inicio de la pandemia hasta diciembre de 2021 (fecha final del trabajo de campo de la ESCM'21), mostrando esta incidencia diferencias estadísticamente significativas respecto a la de quienes vivían en espacios más amplios per cápita (**gráfica 20**). Por otro lado, el 39% de los/as encuestados/as que residían en una vivienda con menos de 20 m² por persona declararon que algún/a familiar conviviente había sido diagnosticado/a de COVID-19, frente al 24,9% de quienes disfrutaban de más espacio en la vivienda (**gráfica 21**).

Gráfica 20. Incidencia de COVID-19 (e IC95%) hasta diciembre de 2021 según superficie por persona en la vivienda. Ciudad de Madrid. (N=7.389)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 21. Incidencia de COVID-19 (e IC95%) hasta diciembre de 2021 en algún/a familiar conviviente según superficie por persona en la vivienda. Ciudad de Madrid. (N=7.414)

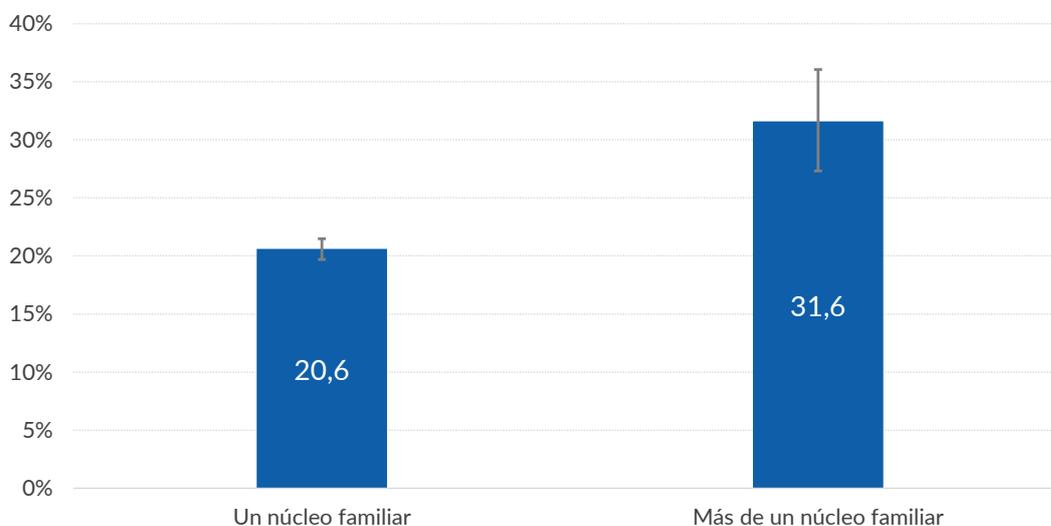


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Como se indica en la **gráfica 22**, el 31,6% [IC95%=27,4-36,1] de las personas que convivían con más de un núcleo familiar en la vivienda referían haber sido diagnosticadas de coronavirus, frente al 20,6% [IC95%=19,7-21,5] de los/as diagnosticados/as que tenían un solo núcleo familiar, encontrándose que estas diferencias son estadísticamente significativas al inferir las tasas de incidencia a la población general según sus IC95%.

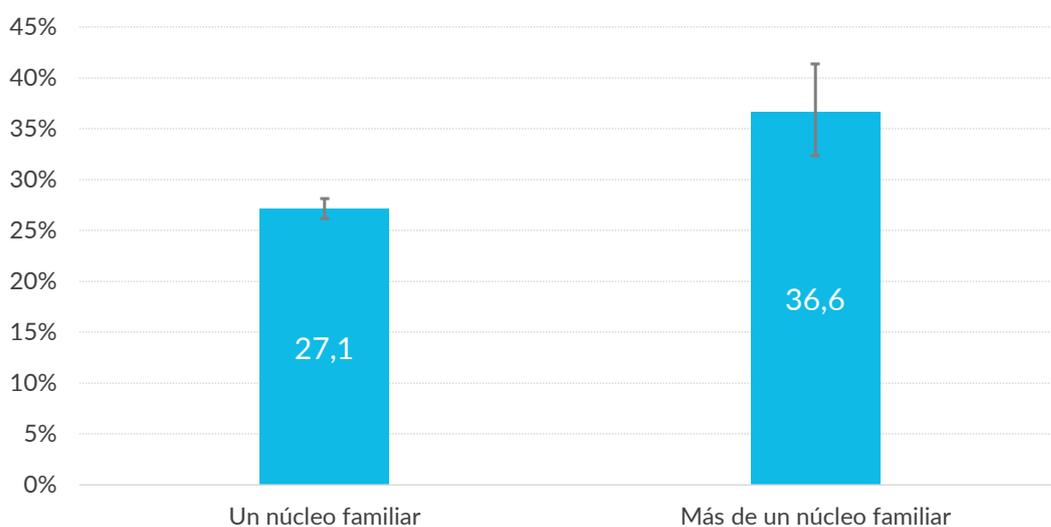
De igual manera, cuando se trata del diagnóstico de COVID-19 de un/a familiar conviviente, la incidencia es más elevada en el caso de quienes conviven con más de un núcleo familiar en la misma vivienda, con significación estadística (**gráfica 23**).

Gráfica 22. Incidencia de COVID-19 (e IC95%) hasta diciembre de 2021 según número de núcleos familiares en la vivienda. Ciudad de Madrid. (N=8.357)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

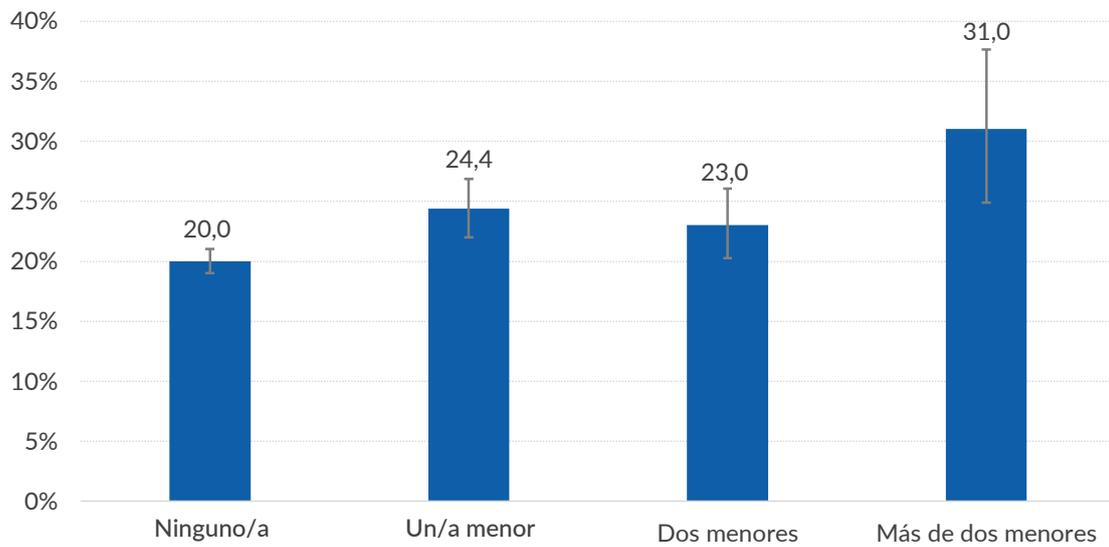
Gráfica 23. Incidencia de COVID-19 (e IC95%) hasta diciembre de 2021 en algún/a familiar conviviente según número de núcleos familiares en la vivienda. Ciudad de Madrid. (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En los hogares en los que no residían menores de 16 años la incidencia de COVID-19 fue más baja que en el resto (20,0%) [IC95%=19,0-21,0], existiendo diferencias estadísticamente significativas al comparar este grupo con el de los hogares en que vivía uno/a (24,4%) [IC95%=22,0-26,9]) o más de dos (31,0%) [IC95%=24,9-37,7] menores convivientes (gráfica 24).

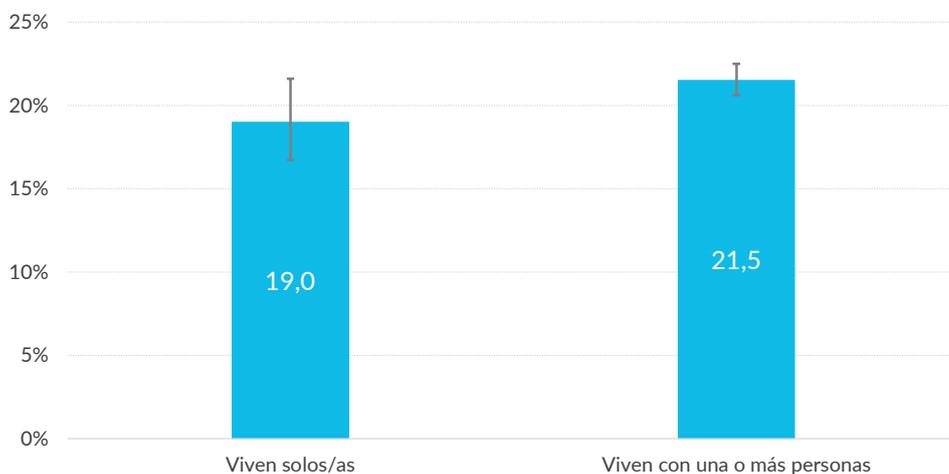
Gráfica 24. Incidencia de COVID-19 (e IC95%) hasta diciembre de 2021 según número de menores de 16 años convivientes en el hogar. Ciudad de Madrid. (N=8.299)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Entre los hogares unipersonales la incidencia de COVID-19 era más baja (19,0%) [IC95%=16,7-21,6] que en aquellos en los que residía más de una persona, aunque sin existir diferencias estadísticamente significativas (gráfica 25).

Gráfica 25. Incidencia de COVID-19 (e IC95%) hasta diciembre de 2021 según convivencia en el hogar. Ciudad de Madrid. (N=8.278)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

La vivienda, sus condiciones, el entorno construido y las características y composición del núcleo familiar conforman un conjunto de determinantes sociales de la salud de capital importancia. Los hallazgos que se han presentado en este informe delimitan algunas cuestiones de interés.

La media de personas por hogar en la ciudad de Madrid asciende a 2,5, pero casi un tercio de todos los hogares están compuestos por solo una persona. Esta tendencia (pocas personas por hogar y muchos hogares con composiciones mínimas) se corrobora con estos datos, pero ya se apuntaba con claridad en anteriores trabajos de Madrid Salud²². Sin duda ello explica el hecho de que la densidad en las viviendas (personas/superficie) sea baja a pesar de que el denominador tienda a reducirse, pues ese decremento lo supera con creces el numerador del cociente. Además, lo que se ha señalado como límite de “baja superficie por persona” (por debajo de los 20 m²) solo afecta a una de cada seis personas que residen en la ciudad. Se debe añadir que, aunque se considera ese límite en consonancia con lo usual en otros análisis, la ratio correspondería a la situación de una familia de 5 miembros que habitara un piso de 100 m², sin duda una situación, a priori y sin analizar otras variables que deben considerarse (edades de los componentes, número de habitaciones, etc.), nada adversa.

En todo caso, es bien conocido el hecho de que las condiciones de la vivienda y algunas de sus características que mejor se pueden correlacionar con los problemas de salud, responden con claridad a una distribución de la desigualdad social. Esto, que sería así en cualquier caso, resulta alarmante en situaciones como las aquí retratadas, de una ciudad, de una comunidad autónoma y de un país que, en la práctica, tienen políticas sociales de vivienda poco ajustadas a las grandes necesidades de la población en esta materia. Por ello, la cifra que se ha tomado como de “alta densidad” en las viviendas (muchos habitantes en poca superficie), según los datos aquí presentados es más frecuente en distritos de menor desarrollo y, en general, entre aquéllos madrileños y madrileñas que viven con más precariedad. También en quienes conviven con algún/a menor y, relacionado con la salud, en los que tienen peor percepción de su propia salud, más riesgo de mala salud mental y declaran sufrir el síndrome post-COVID. De hecho, y tras ajustar entre todas ellas en un modelo de regresión logística binaria y multivariante, se observa con claridad que incrementan el riesgo de sufrir esta situación de hacinamiento o similar a ella, la edad juvenil, la presencia de menores en el hogar y la condición de migrante por motivos económicos.

En otro orden de cosas y aunque más de la mitad de los hogares no identifica ningún problema importante, lo cierto es que los ruidos, la contaminación ambiental y la inseguridad/delinuencia son reconocidos por la ciudadanía como los problemas más importantes que afectan a la vivienda, observándose que sobre los dos primeros tiende a aumentar la preocupación de los/as madrileños/as. Se concluye también que, en general, esos problemas se viven con más intensidad en viviendas alquiladas.

En relación con los problemas de la vivienda y formando parte de los componentes de la llamada “carencia material severa” del indicador AROPE²⁰ resulta muy significativo el hecho de que se dan con más frecuencia en hogares compuestos por un/a adulto/a con uno o más menores dependientes (monomarentales o monoparentales). Los aspectos de mayor precariedad estudiados en relación con la vivienda (inseguridad residencial, pobreza energética o dificultad para cumplir los pagos principales) son mucho más frecuentes en mujeres y en jóvenes, señalando, de nuevo, el perfil de la precariedad social.

En la ciudad de Madrid crecen más los hogares unipersonales que los hogares en general, señalando con claridad una realidad inapelable que nos afecta a todos, la del individualismo y, también, la de las cada vez más escasas relaciones sociales y familiares, además del menguante apoyo de las demás personas integrantes de nuestra sociedad. Como en el referido anterior Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018²², los hogares habitados por una sola persona son más frecuentes en mujeres mayores de clase desfavorecida y, paradójicamente, en jóvenes de clase favorecida, en este caso especialmente hombres, como si a temprana edad esa opción fuera un lujo de quienes se lo pueden permitir, pero en edades avanzadas fuera una solución a la que se ven abocados/as quienes no tienen otra alternativa.

Encajando a la perfección con lo conocido sobre la transmisión de la COVID-19 y con lo propio de cualquier otra epidemia respiratoria, la incidencia de esa enfermedad, tanto entre las personas encuestadas como entre las que con ellas conviven en el mismo hogar, es mayor en situaciones de escasa superficie en la vivienda, presencia de menores en el hogar y mayor número de convivientes. En este sentido, estos hallazgos no hacen más que confirmar los que Madrid Salud publicó en 2021 tras analizar el comportamiento de la pandemia en los distritos de la ciudad, a través de abordajes ecológicos con variables agregadas obtenidas de registros oficiales sobre la evolución epidemiológica de la pandemia²³.

Conclusiones

- En enero de 2022 la ciudad de Madrid contaba con 1.313.660 hogares, con una media de 2,5 personas por hogar. Los hogares unipersonales eran los más frecuentes con un 31,5%, por encima del porcentaje observado a nivel nacional.
- En el 18,3% de los hogares madrileños residían personas extranjeras. El 26,3% de las personas en Madrid convive al menos con un/a menor de 16 años, alcanzando la frecuencia más alta los hogares de migrantes por motivos económicos.
- Tener entre 15-29 años, la presencia de menores en el hogar y formar parte de una familia migrante por motivos económicos son los factores que mejor explican el riesgo de residir en una vivienda con baja superficie (menos de 20 m² por persona).
- Los hogares con menores son los que presentan carencias materiales con más frecuencia, especialmente los monoparentales.
- El 51,8% de los hogares de la ciudad sufrían algún problema en la vivienda, los más frecuentes los ruidos, la contaminación ambiental y la inseguridad, los dos primeros con tendencia creciente en el tiempo.
- La incidencia más baja de infección por SARS-CoV-2 se dio en los hogares con una sola persona y en los que no vivían menores de 16 años. Sin embargo, la más alta fue en aquellos compuestos por más de un núcleo familiar y en los que existía una baja superficie por persona.

Referencias bibliográficas

1. Bonnefoy X. Inadequate housing and health: an overview. *Int J Environ Pollut* [Internet]. 2007 [cited 2023 Apr 20];30(3-4):411-29. Available from: <http://nchharchive.org/Portals/0/Contents/Article0581.pdf>
2. Rayón López H, Sáez Antón M. Habitabilidad y salubridad. En: García Cabañero C, coordinadora, De Garrastazu Díaz C, Pérez Fuentes AA, revisoras Gerencia de Madrid Salud, Subdirección General de Salud Pública, Ayuntamiento de Madrid, editores. *Vivienda, hogar y salud. Recomendaciones para una vivienda saludable. Guía de Actuación*. Madrid.2022. p 13-22 [cited 2023 Apr 20]; Available from: <https://madridsalud.es/pdf/gu%C3%ADa%20vivienda.pdf>
3. World Health Organization (WHO). *Housing and Health guidelines*. Geneva; 2018 <https://www.who.int/publications/i/item/9789241550376>
4. Ribeiro AI, Barros H. Affordable, social, and substandard housing and mortality: the EPIPorto cohort study, 1999-2019. *Am J Public Health* [Internet]. 2020 [cited 2023 Apr 20];110(7):1060-7. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC7287516/pdf/AJPH.2020.305661.pdf>
5. BOCM. *Plan General de Ordenación Urbana del término municipal de Madrid* [Internet]. 1997 [cited 2023 Apr 20]. Available from: <https://transparencia.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/UDCUrbanismo/PGOUM/CompendioNNUU/Compendio%202021/20210722%20Compendio%2020210608%20Def.pdf> [https://www.madrid.es/UnidadWeb/UGNormativas/Normativa/2010/Ficheros/NN.UU.%20PGOUM-97%20\(edici%C3%B3n%20original%20impresa\)_con%20marcadores.pdf](https://www.madrid.es/UnidadWeb/UGNormativas/Normativa/2010/Ficheros/NN.UU.%20PGOUM-97%20(edici%C3%B3n%20original%20impresa)_con%20marcadores.pdf)

6. BOE. Real Decreto 314/2006, de 17 de marzo, por el que se aprueba el Código Técnico de la Edificación [Internet]. 2006 [cited 2023 Apr 20]. Available from: <https://www.boe.es/eli/es/rd/2006/03/17/314/dof/spa/pdf>
7. Adler NE, Newman K. Socioeconomic disparities in health: pathways and policies. *Health Aff (Millwood)* [Internet]. 2002 [cited 2023 May 3];21(2):60–76. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.60>
8. Krieger J, Higgins DL. Housing and health: time again for public health action. *Am J Public Health*. 2002 [cited 2023 May 3]; 2(5):758–68. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1447157/>
9. Robles-Pellitero S, Andrés-García I, Martín-del-Barco ÓH, Santos-Plaza JI, González-Varas I, Fermo-Álvarez G. Condiciones de vivienda y sistema de cuidados como determinantes de la transmisión intrafamiliar de COVID-19: Estudio de casos y controles en Castilla y León. *Rev Esp Salud Publica* [Internet]. 2021 [cited 2023 Apr 20];(95):182. Available from: https://www.sanidad.gob.es/biblioPublic/publicaciones/recursos_propios/resp/revista_cdrom/VOL95/ORIGINALES/RS95C_202110134.pdf
10. Encinas F, Soto-Liebe K, Aguirre-Núñez C, González B, Bustamante W, Schueftan A, et al. COVID-19 y ciudad: hacia un modelo integrado de vivienda, microbiología, ambiente y urbanismo. *ACE: Architecture, City and Environment*, 2021 [cited 2023 Apr 20]; 16(46), Available from: <https://repositorio.uchile.cl/bitstream/handle/2250/183477/COVID-19-and-city.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
11. Farha L. COVID-19 Guidance Note: Protecting those living in homelessness. 2020 [cited 2023 Apr 20]; Available from: https://www.ohchr.org/sites/default/files/Documents/Issues/Housing/SR_housing_COVID-19_guidance_homeless.pdf
12. Ayuntamiento de Madrid. Banco de datos. [cited 2023 Apr 20]; Available from: https://www-s.madrid.es/CSEBD_WBINTER/arbol.html#
13. Ayuntamiento de Madrid. Datos del Padrón Municipal de Habitantes. Available from: <https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Estadistica/Areas-de-informacion-estadistica/Demografia-y-poblacion/Cifras-de-poblacion-y-censos-demograficos-/Padron-Municipal-de-Habitantes-%28Explotacion-Estadistica%29?vgnextfmt=detNavegacion&vgnextoid=e5613f8b73639210VgnVCM1000000b205a0aRCRD&vgnnextchannel=a4eba53620e1a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD&pk=5720381>
14. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Condiciones de Vida 2021 (datos 2020).
15. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta continua de hogares (ECH). Available from: <https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Estadistica/Areas-de-informacion-estadistica/Demografia-y-poblacion/Cifras-de-poblacion/Encuesta-Continua-de-Hogares/?vgnextoid=0ccf7bfbd989b610VgnVCM2000001f4a900aRCRD&vgnnextchannel=a4eba53620e1a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD>
16. INE. Encuesta de Características Esenciales de la Población y las Viviendas. Año 2021 [Internet]. Instituto Nacional de Estadística. 2023 [cited 2023 May 13]. Available from: <https://ine.es/dynt3/inebase/index.htm?padre=8981&capsel=8981>
17. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 [Internet]. 2021 [cited 2023 Apr 12]. Available from: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f8e4b2e4b284f1a5a0/?vgnextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
18. Ayuntamiento de Madrid. Padrón Municipal. Personas que viven solas por Edad según Distrito y Barrio, para cada Sexo. [cited 2023 Apr 20]; Available from: https://www-s.madrid.es/CSEBD_WBINTER/seleccionSerie.html?numSerie=0302010600062
19. Ayuntamiento de Madrid. Padrón Municipal. Características de la población por hogares en relación con la nacionalidad de los miembros que los componen. [Internet]. [cited 2023 Mar 30]. Available from: https://www-s.madrid.es/CSEBD_WBINTER/detalleSerie.html

20. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Condiciones de Vida. Hogares que sufren determinados problemas en la vivienda y su entorno [Internet]. [cited 2023 Mar 30]. Available from: https://www-s.madrid.es/CSEBD_WBINTER/seleccionSerie.html?numSerie=0103030500060
21. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta continua de hogares (ECH). Número de hogares por Ámbito geográfico según Tipo de hogar y Número de habitaciones de la vivienda (Unidades: miles de hogares). Available from: https://www-s.madrid.es/CSEBD_WBINTER/detalleSerie.html
22. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
23. Díaz-Olalla JM, Blasco-Novalbos G, Valero-Oteo I. Incidencia de COVID-19 en distritos de Madrid y su relación con indicadores socioeconómicos y demográficos. Rev Esp Salud Pública. 2021; 95: 2 de julio e202107091. Disponible en: [Dialnet-IncidenciaDeCOVID19EnDistritosDeMadridYSuRelacionC-8067725\(1\).pdf](#)

3

INDICADORES DE SALUD



3

INDICADORES DE SALUD

■ 3.1 ESPERANZA DE VIDA

Metodología

Se define esperanza de vida al nacer (EVN) como el número de años que un/a recién nacido/a viviría de media si las tasas de mortalidad por edades, registradas en el momento de su nacimiento, se mantuvieran constantes durante toda su vida. Se define esperanza de vida a los 65 años (EV'65) como el número de años que una persona de 65 años viviría de media si las tasas de mortalidad por edades registradas en ese momento se mantuvieran constantes durante el resto de su vida. En el presente estudio se comparan las esperanzas de vida media de la ciudad de Madrid con las esperanzas de vida media nacionales, por un lado y con las de los distritos municipales por otro, en el año 2021 y entre diferentes años o momentos.

Desde análisis anteriores a los actuales el INE ha cambiado su metodología para el cálculo de la esperanza de vida nacional al introducir diferencias en el cálculo de las poblaciones que se usan en las tablas de mortalidad, construyéndolas, además, por edades simples hasta finalizarlas en un grupo abierto de 100 años y más. Las de la ciudad de Madrid se han recalculado usando esta misma metodología retrospectivamente desde el último año disponible hasta 2011. Por lo tanto, y con el objetivo de que las esperanzas de vida al nacer y a otras edades fueran totalmente comparables con las calculadas para toda España, se ha replicado con los datos de Madrid la misma metodología de análisis empleada por el INE, siendo este proceso objeto de una minuciosa revisión por parte del equipo de trabajo que ha desarrollado este estudio. Para ello se han elaborado las tablas de mortalidad de los años 2011 a 2021, utilizando el programa Epidat 4.2 con el modelo Coale y Demeny (Sur)¹ y sus respectivas razones de sexo al nacer tomando tanto las defunciones como la población en edades simples, siendo el último

[Volver al Índice](#) 

grupo de análisis el de 100 años y más. De acuerdo con las tendencias actuales se presentan las esperanzas de vida desagregadas por sexo, conservándose el valor general solo como indicador de referencia. En realidad, lo habitual en condiciones normales, es que cada año mejoren (disminuyan) las tasas de mortalidad por edades que componen la tabla de mortalidad de la que se deduce la esperanza de vida. La pandemia de COVID-19 iniciada en 2020 supuso una alteración de esta normalidad que queda suficientemente reflejada en los datos de este análisis.

La esperanza de vida de España se ha tomado del INE, de las tablas de mortalidad del capítulo “Fenómenos demográficos, resultados nacionales, por comunidades autónomas y provincias, series desde 1991”². La esperanza de vida de la población de la ciudad de Madrid se ha elaborado a partir de los datos de población y defunciones del municipio de Madrid, para cada año de edad en cada uno de los años de análisis, siendo el INE la fuente de datos primarios de población³ y defunciones⁴.

En lo referente a la esperanza de vida a nivel territorial, distritos dentro de la ciudad, se trasladan a este estudio las publicadas por la Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid⁵. La metodología que se emplea para calcularlas no es idéntica a la que utilizan, tanto el INE para los datos nacionales, como este equipo para los de la ciudad de Madrid, concordantes como queda dicho, ya que, por la disminución del número total de defunciones consecuente a su disgregación por distritos, se consideró recomendable para el cálculo agrupar las edades por quinquenios hasta la edad de 95 y más años, en lugar de por edades simples. Por tanto, no es aconsejable comparar los indicadores de los distritos con los nacionales ni con el obtenido de esta forma para el conjunto de la ciudad.

No obstante, en la serie histórica que se presenta para los distritos, sí es posible apreciar la evolución de dichas esperanzas de vida en el periodo y hacer las correspondientes comparaciones entre ellos, pues todos los datos distritales en todos esos años han sido elaborados con el mismo método por la institución estadística municipal.

En la esperanza de vida en buena salud, las expectativas de vida en salud extienden el concepto de esperanza de vida a la morbilidad y la discapacidad con el fin de evaluar la calidad de los años vividos. La esperanza de vida en buena salud (EVBS), calculada a partir de la prevalencia autorreferida de limitación crónica a la actividad (GALI, siglas en inglés de Indicador de Limitación de Actividad Global)⁶ es un buen indicador de salud cuya distribución informa también y eficazmente de las desigualdades sociales en la salud (DSS). La EVBS se usa en el seguimiento de la Estrategia Europea para la Inclusión Social y la Protección Social, habiéndose convertido en uno de los principales indicadores del Plan de Envejecimiento Activo y Saludable, que pretende añadir un promedio de dos años de vida saludable para toda la población en Europa. Por el método de Sullivan⁷ e incorporando la prevalencia de limitación crónica a la actividad propuesto por Euro-REVES, con la intención de armonizar el cálculo de la EVBS en la región europea⁸ obtenido de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021⁹, se calcula la EVBS al nacimiento y a cada edad, entendida como la expectativa vital sin limitación crónica a la actividad (LCA) (disability-free life expectancy –DFLE–). Aplicando al cálculo la metodología de Chiang II¹⁰ y asumiendo estimaciones de Poisson obtenemos también los IC95% de esas EVBS que trasladan, fundamentalmente, la incertidumbre que se deriva del volumen de muestra cuya respuesta se utiliza para aportar el dato de las tasas de LCA por edad y sexo, ya que los intervalos inherentes a la propia EV son mucho más pequeños, en especial para el conjunto de la población de la ciudad.

Aunque también se puede calcular ajustando por la tasa de mala percepción de la propia salud, la tendencia mayoritaria en el periodo reciente es la de considerar indicador de buena salud al tiempo vital sin limitación para la actividad habitual por causa de una enfermedad o problema crónico. Así lo calcula ahora de forma estandarizada EUROSTAT¹¹ para los países de Europa y el Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social para España¹² por lo que adoptamos este mismo criterio también para este trabajo con objeto de hacer factible la comparación de los datos de la ciudad de Madrid con los de España. Como base de cálculo, por tanto, partimos de la tabla de mortalidad construida para obtener la esperanza de vida en la ciudad de Madrid para 2021, tanto para hombres como para mujeres, con datos agrupados en quinquenios hasta 85 y más años.

Las tasas de mortalidad por edad y sexo son las que calculamos a partir de los datos de defunciones y población que publica el INE. Las tasas de limitación a la actividad por edad y sexo, como queda dicho, se obtienen de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), concretamente de la pregunta C3 que plantea:

“Durante los últimos 12 meses, ¿ha tenido que limitar o reducir la realización de sus actividades habituales a causa de este u otros problemas crónicos?”. Las opciones de respuesta fueron:

- Severamente limitado.
- Limitado, pero no severamente.
- No limitado en absoluto.

En base a esta variable (GALI), las proporciones de la población en condiciones de buena salud (“no limitado en absoluto”) y de mala salud (“limitado severamente” y “limitado, pero no severamente”) se calculan por sexo y edad.

Como esta encuesta se ha realizado en una muestra de población de 15 años y más, para componer este indicador se utilizan las tasas de limitación para menores de esa edad extraídas de la Encuesta Europea de Salud de España, de 2019-2020, en concreto de la fracción de la muestra correspondiente a residentes en la ciudad de Madrid.

Se llama la atención de la gran variabilidad que presenta la EVBS calculada con esta metodología, a la vista de las series históricas que para este indicador aparecen en esa página de Eurostat, lo que refleja sin duda que una parte sensible de la información en que se basa procede de encuestas, estando por ello sometida a un nivel de incertidumbre elevado (características de la encuesta, volumen muestral, etc.).

3.1.1 ESPERANZA DE VIDA AL NACER Y A LOS 65 AÑOS

La esperanza de vida al nacer (EVN) en la población de la ciudad de Madrid en 2021 fue de 84,55 años —81,37 para los hombres y 87,22 para las mujeres—. Para la población que nació ese año en el territorio español la expectativa vital ascendía a 83,07 años —80,27 para los hombres y 85,83 para las mujeres—². A nivel europeo, la media de los 27 estados miembros en 2021 (última cifra disponible en Eurostat al escribir este informe, marzo de 2023) es de 80,1 años —77,2 para los hombres y 82,8 para las mujeres—. España fue el país de la UE con la segunda mayor esperanza de vida (EV) para las mujeres, mientras que los hombres quedan en décima posición¹³.

En la **tabla 1** y en la **gráfica 1** puede verse la evolución de la esperanza de vida al nacer en la ciudad de Madrid y en España desde 2011 hasta 2021.

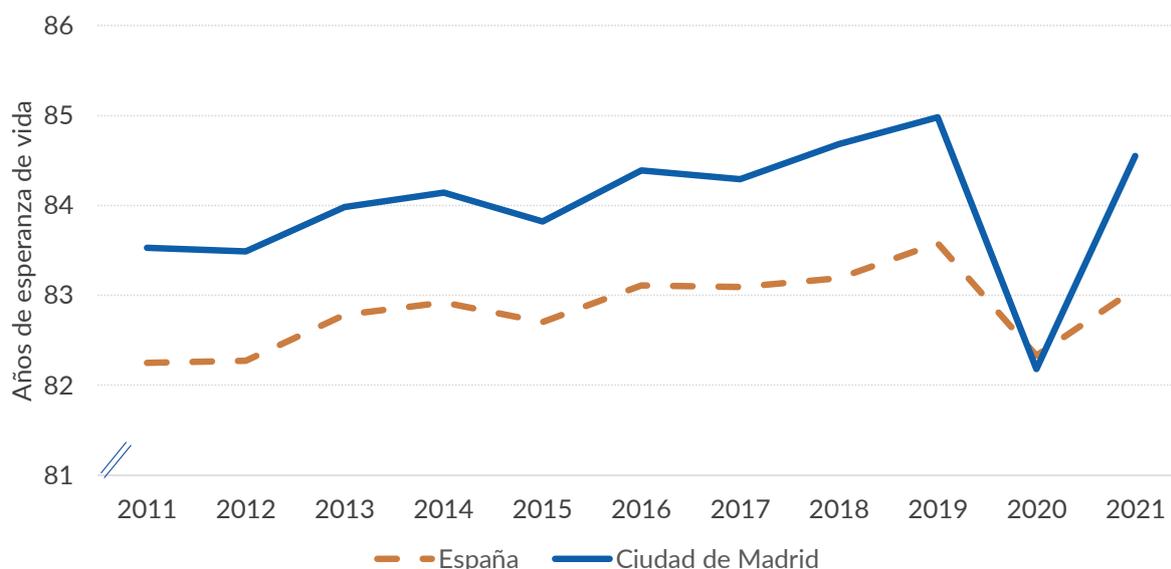
Tabla 1. Esperanza de vida al nacer. Ciudad de Madrid y España. 2011-2021

Año	España			Ciudad de Madrid		
	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
2011	82,25	79,30	85,13	83,53	80,24	86,25
2012	82,27	79,37	85,10	83,49	80,34	86,08
2013	82,78	79,94	85,54	83,98	80,79	86,59
2014	82,92	80,12	85,64	84,14	81,00	86,72
2015	82,70	79,92	85,41	83,82	80,66	86,46
2016	83,11	80,31	85,84	84,39	81,30	86,93
2017	83,09	80,37	85,73	84,29	81,44	86,63
2018	83,19	80,46	85,85	84,68	81,62	87,23
2019	83,58	80,86	86,22	84,98	82,12	87,32
2020	82,33	79,59	85,06	82,18	79,00	85,00
2021	83,07	80,27	85,83	84,55	81,37	87,22

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de Madrid son de elaboración propia a partir de población y defunciones del INE

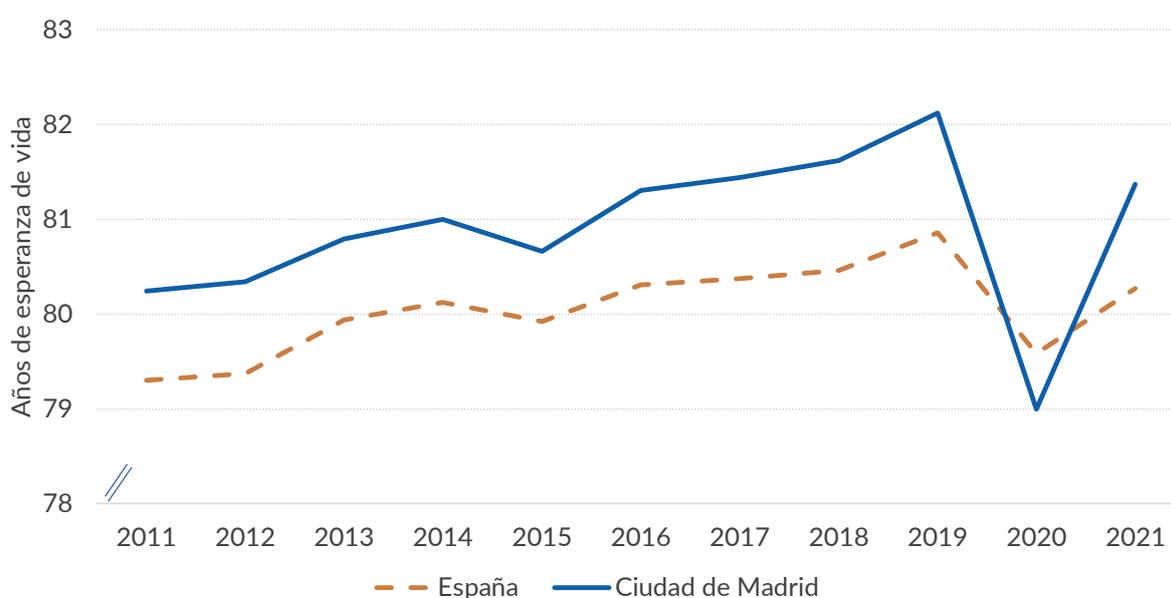
En la **gráfica 2** y la **gráfica 3** se puede observar la evolución del indicador de EV para cada sexo en el periodo de cálculo. En ellos se aprecia que existen varias caídas leves en 2012, 2015 y 2017, y una mayor en 2020, tanto en la capital como en España de forma bastante concordante, aunque más abrupta en la ciudad de Madrid que en España; en ambos territorios cabe deducirse que se trata del efecto de la COVID-19. En general, estos decrementos rompen la habitual tendencia positiva de este indicador.

Gráfica 1. Esperanza de vida al nacer. España y ciudad de Madrid, total de la población. 2011-2021



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de Madrid son de elaboración propia a partir de población y defunciones del INE

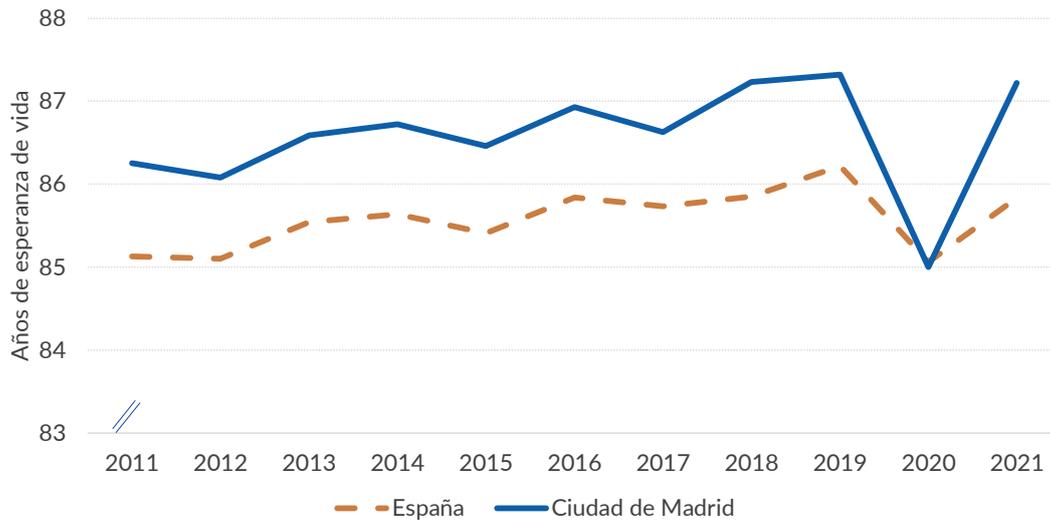
Gráfica 2. Esperanza de vida al nacer. España y ciudad de Madrid, hombres. 2011-2021



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de Madrid son de elaboración propia a partir de población y defunciones del INE



Gráfica 3. Esperanza de vida al nacer. España y ciudad de Madrid, mujeres. 2011-2021

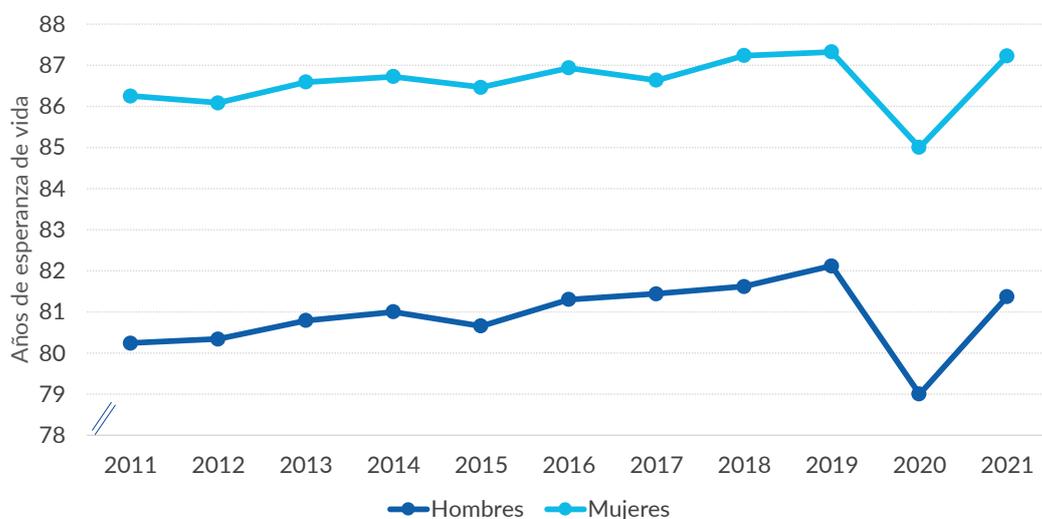


Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de Madrid son de elaboración propia a partir de población y defunciones del INE

La EV al nacer de la población de la ciudad de Madrid en 2020 (el primer año de la pandemia de COVID-19) fue calculada previamente a la disponibilidad de los datos de defunciones por parte del INE, a partir de datos de bajas por defunción procedentes del padrón municipal de habitantes (PMH) de Madrid, obteniéndose una esperanza de vida (EV) de 79,31 años para los hombres y de 85,25 años para las mujeres. La caída de la EV registrada en Madrid y sus distritos en 2020 fue mayor que la de España (1,6 años) y retro trayendo a las cifras de 2002 (EV65) y de 2008 (EVN); fue más acusada en el Sur de la ciudad y se distribuyó de forma desigual territorialmente y según variables socioeconómicas, asociándose a algunas de ellas¹⁴.

Como se observa en la **gráfica 4**, la brecha de género en EVN se había amortiguado llamativamente en la ciudad de Madrid en el periodo 2016-2019, gracias a una cierta estabilización de las cifras de las mujeres, mientras que las de los hombres seguían aumentando de forma bastante constante. Sin embargo, en el año 2020 ambos sexos sufren un declive considerable; y en 2021 remonta a cifras de 2018.

Gráfica 4. Esperanza de vida al nacer. Ciudad de Madrid, según sexo. 2011-2021



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de Madrid son de elaboración propia a partir de población y defunciones del INE

La esperanza de vida a la edad de 65 años es de 22,34 años para el conjunto de la ciudadanía madrileña —19,8 años para los hombres y 24,29 para las mujeres— en el año 2021. Quienes cumplieron esa edad en ese mismo año en España aspiran a alcanzar de media 21,15 años más de vida —19,03 y 23,07 años respectivamente para hombres y mujeres—. A nivel europeo, la media de los 27 estados miembros en 2021 (última cifra disponible en Eurostat al escribir este informe) es de 19,3 años —17,3 para los hombres y 20,9 para las mujeres—. España fue el país de la UE con la mayor esperanza de vida a esta edad para las mujeres, mientras que los hombres quedan en novena posición¹³.

En la **tabla 2** se puede apreciar la evolución de la esperanza de vida a los 65 años (EV65) en Madrid y en España desde 2011 hasta 2021. Según los cálculos realizados con datos del PMH y publicados en 2021¹⁴, en 2020 la EV65 de los hombres de la ciudad se situó en 17,8 años y la de las mujeres en 22,42 años.

Tabla 2. Esperanza de vida a los 65 años. España y ciudad de Madrid, según sexo. 2011-2021

Año	España			Ciudad de Madrid		
	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
2011	20,67	18,55	22,53	21,75	19,21	23,64
2012	20,59	18,51	22,43	21,77	19,38	23,54
2013	21,01	18,92	22,84	22,13	19,61	24,01
2014	21,11	19,06	22,92	22,26	19,86	24,03
2015	20,83	18,79	22,65	21,93	19,56	23,72
2016	21,21	19,14	23,05	22,36	19,96	24,15
2017	21,15	19,12	22,97	22,21	19,93	23,93
2018	21,25	19,22	23,07	22,53	20,16	24,32
2019	21,57	19,52	23,40	22,76	20,46	24,49
2020	20,41	18,35	22,31	20,14	17,64	22,20
2021	21,15	19,03	23,07	22,34	19,80	24,29

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de Madrid son de elaboración propia a partir de población y defunciones del INE

La común mejora anual de este indicador sufre un destacable revés en 2015 y 2020, especialmente en este último año, tanto en España como en la ciudad de Madrid, resultando más acusado en la población madrileña en ambas ocasiones. Como se desprende de la lectura de esa tabla hubo otra caída, aunque más leve, en 2017, afectando en especial a las mujeres madrileñas.

En los 9 años previos a la pandemia de COVID-19 tanto los hombres como las mujeres que han nacido en la ciudad de Madrid tenían una esperanza de vida aproximadamente un año mayor que quienes nacieron en el resto del país. En el primer año pandémico la EVN de las mujeres madrileñas prácticamente se igualó con las españolas, mientras que los hombres de la capital empeoraron en más de medio año esta expectativa comparada. En 2021, sin embargo, el segundo año de pandemia y con esta muy amortiguada, al menos en sus efectos letales, los hombres madrileños han registrado la misma ventaja que la media de esos 9 años previos (1 año de EVN), mientras que las madrileñas, con una supervida de 1,39 años sobre sus homólogas de todo el país, han superado el promedio de ventaja en ese periodo (1,08 años).

Para la EV65, en 2020 hombres y mujeres madrileños/as registraron una expectativa vital 0,71 y 0,11 años peor que sus homologos/as del resto del país respectivamente. En 2021 la mejoraron 0,77 y 1,22 años respectivamente; quiere esto decir que los hombres se situaron en la ventaja media anterior a la pandemia y las mujeres, incluso la mejoraron (1 año).

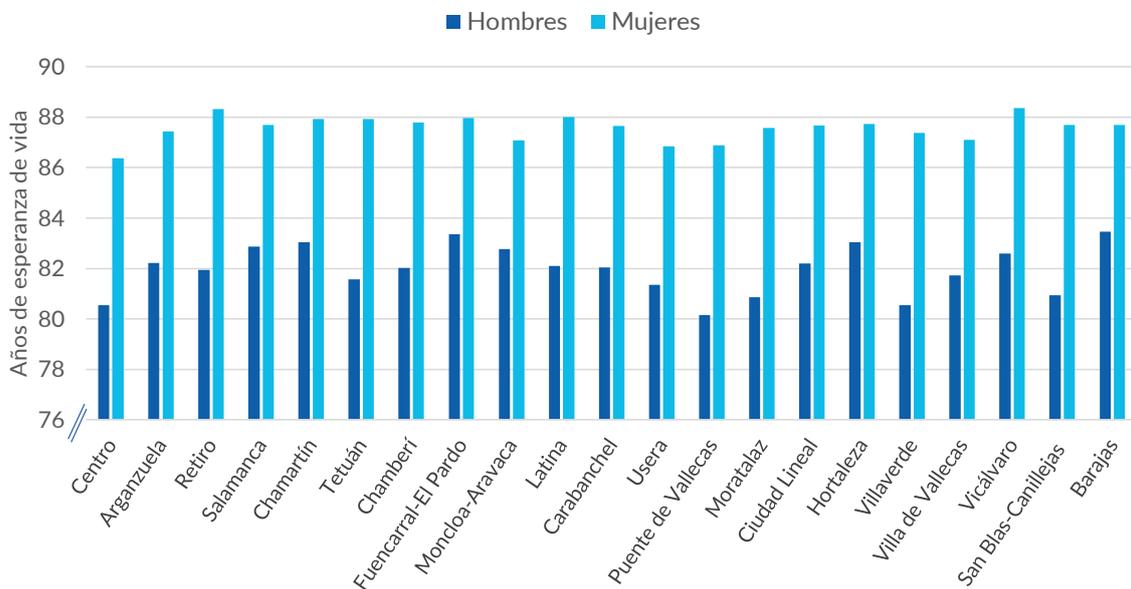


3.1.2 ESPERANZA DE VIDA EN LOS DISTRITOS

En los distritos de la ciudad de Madrid, en el año 2021, la mayor EVN en los hombres la registró el distrito de Barajas (83,5 años) mientras que la más baja fue la de Puente de Vallecas (80,1 años), y la mayor EVN en las mujeres la registró el distrito de Vicálvaro (88,4 años) mientras que la más baja fue la de Centro (86,4 años), como se muestra en la **tabla 3** y la **gráfica 5**. A los 65 años la mejor situación entre los hombres está en Fuencarral-El Pardo (21,3 años) y la peor en Centro (19,0 años), mientras que entre las mujeres la mayor se encuentra en Moratalaz (25,4 años) y la peor en Centro (23,7 años)⁵.

En un artículo publicado por nuestro equipo en 2021¹⁴ se constató que las mayores caídas de EV en los distritos de la ciudad durante el primer año de la pandemia de COVID-19 fueron las que se dieron en Tetuán para los hombres (4,72 años al nacer y 4,83 años a los 65 años) y en Chamartín para las mujeres (3,91 años de EVN y 3,75 de EV65).

Gráfica 5. Esperanza de vida al nacer. Distritos de la ciudad de Madrid, según sexo. 2021



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Tabla 3. Esperanza de vida al nacer y a los 65 años. Distritos de la ciudad de Madrid, según sexo. 2021

Distrito	Al nacer			A los 65 años		
	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Centro	83,6	80,6	86,4	21,6	19,0	23,7
Arganzuela	85,1	82,2	87,4	22,5	20,3	24,2
Retiro	85,4	81,9	88,3	22,6	19,8	24,7
Salamanca	85,6	82,9	87,7	22,8	20,6	24,3
Chamartín	85,8	83,1	87,9	22,7	20,1	24,6
Tetuán	85,1	81,6	87,9	22,7	19,8	24,7
Chamberí	85,3	82,0	87,8	22,7	20,0	24,4

Volver al Índice

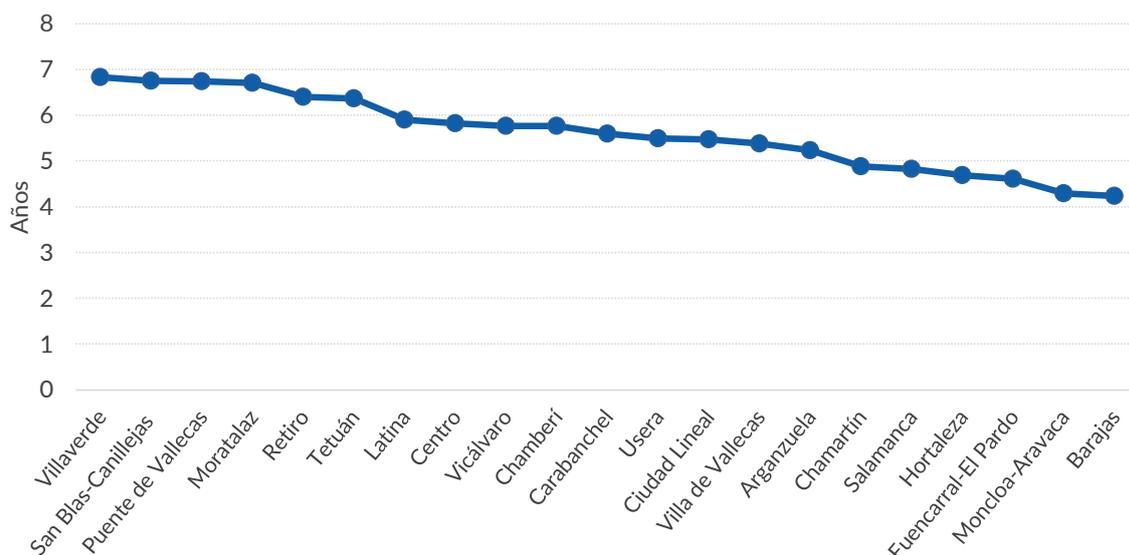
Fuencarral-El Pardo	85,9	83,4	88,0	23,4	21,3	25,0
Moncloa-Aravaca	85,2	82,8	87,1	22,6	20,3	24,2
Latina	85,3	82,1	88,0	22,9	20,5	24,8
Carabanchel	85,1	82,1	87,6	22,5	20,0	24,3
Usera	84,4	81,3	86,8	22,1	19,7	24,0
Puente de Vallecas	83,7	80,1	86,9	21,8	19,2	23,9
Moratalaz	84,5	80,9	87,6	22,9	19,8	25,4
Ciudad Lineal	85,3	82,2	87,7	22,7	20,0	24,7
Hortaleza	85,6	83,0	87,7	22,7	20,5	24,5
Villaverde	84,1	80,6	87,4	22,0	19,2	24,4
Villa de Vallecas	84,6	81,7	87,1	22,2	19,8	24,1
Vicálvaro	85,6	82,6	88,4	23,1	20,7	25,1
San Blas-Canillejas	84,5	80,9	87,7	22,3	19,8	24,3
Barajas	85,7	83,5	87,7	22,6	20,5	24,4

Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid

Nota. En color verde las mejores cifras de cada columna y en color salmón las más desfavorables

Como se muestra en la **gráfica 6**, la mayor brecha de género al nacer encontrada, con datos de 2021, se da en el distrito de Villaverde (6,8 años) a favor de las mujeres, especialmente por la baja EVN de los hombres. Brechas altas también las apreciamos en los distritos de San Blas-Canillejas y Puente de Vallecas. La brecha más pequeña se sitúa en el distrito de Barajas con 4,2 años de diferencia entre hombres y mujeres.

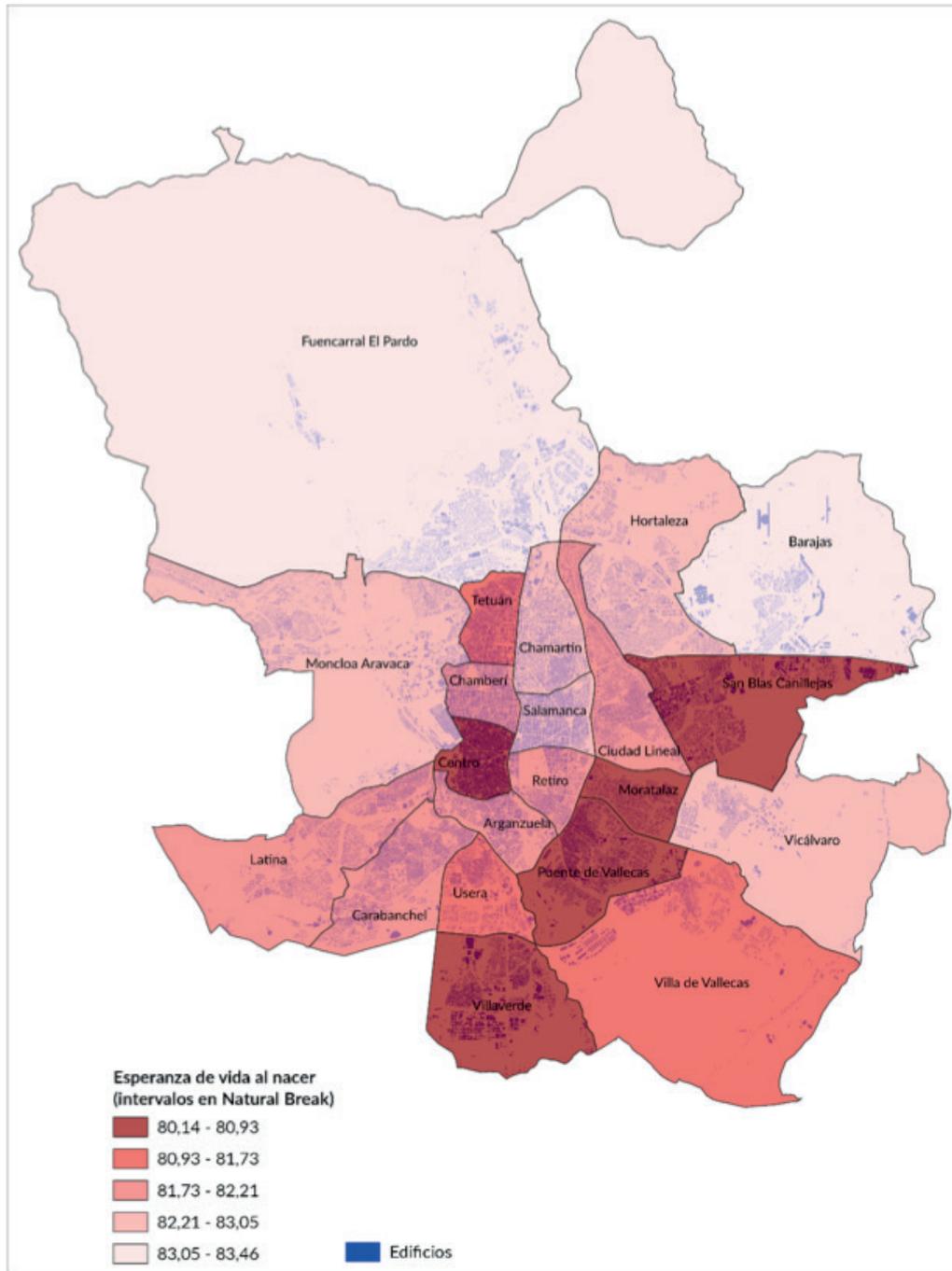
Gráfica 6. Brecha de género en esperanza de vida al nacer. Distritos de la ciudad de Madrid. 2021



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

En los siguientes mapas se representa la distribución de la EVN, para el año 2021, de hombres (**mapa 1**) y mujeres (**mapa 2**), en los distritos de la ciudad, agrupada en cinco categorías y reflejando la distribución de edificios de la ciudad de Madrid.

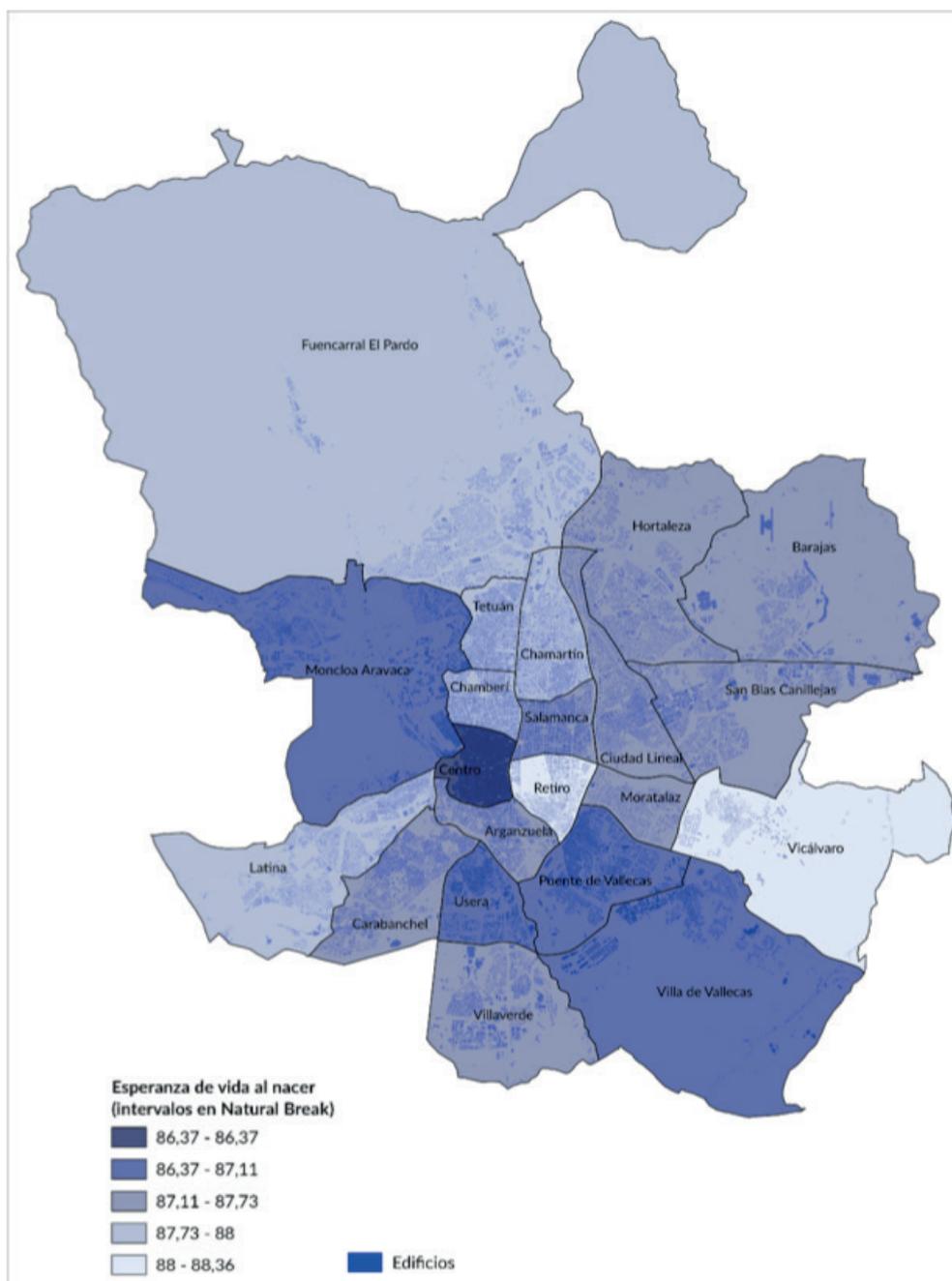
Mapa 1. Esperanza de vida al nacer. Distritos de la ciudad de Madrid, hombres. 2021



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Se observa que los peores resultados en hombres se concentran en los distritos del Sur, Sureste y Este, además de Centro y Tetuán.

Mapa 2. Esperanza de vida al nacer. Distritos de la ciudad de Madrid, mujeres. 2021



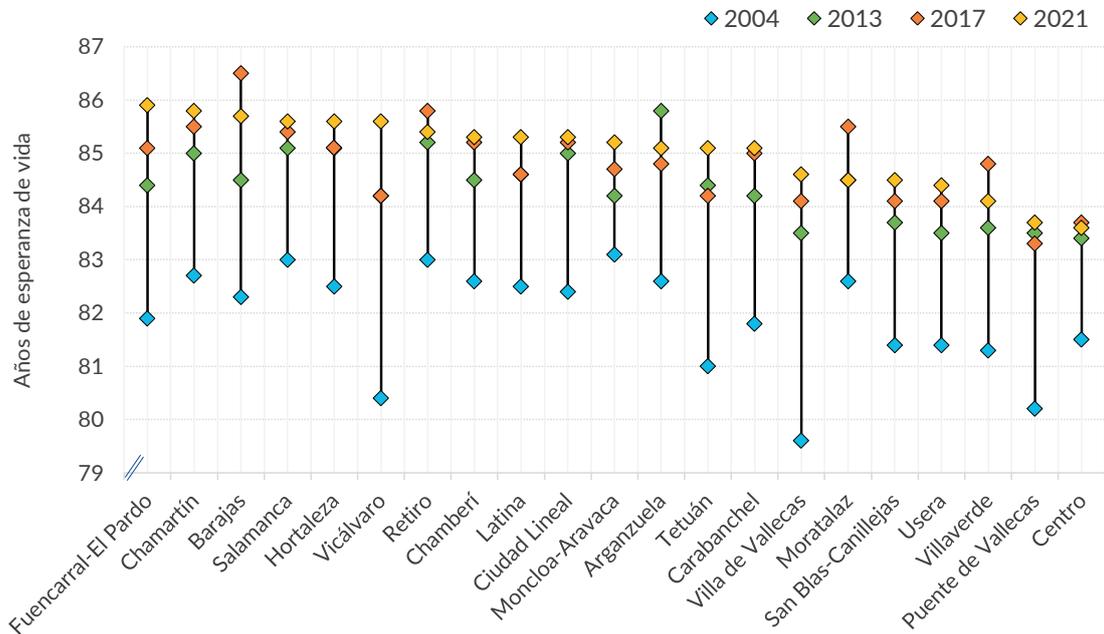
Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

En las mujeres los peores resultados se sitúan también en los distritos de Sur y el Este, además de Centro y Moncloa-Aravaca.

En la **gráfica 7** se muestra la evolución de la EVN en los distritos de la ciudad de Madrid en el periodo que abarca los cuatro Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid (2004, 2013, 2017 y 2021) para el conjunto de la población. Como se aprecia, respecto al estudio anterior del año 2017 los distritos que más han mejorado en este indicador son Vicálvaro, Tetuán y Fuencarral-El Pardo; y los que más han empeorado son Moratalaz, Barajas y Villaverde. Se observan, además, cambios ligeramente negativos en el último año estudiado respecto a 2017 en los distritos de Retiro y Centro. Como dato digno de destacarse se debe citar el caso de Arganzuela, con una EVN en 2021 ligeramente superior a la del año 2017, pero notablemente más baja que la de 2013.

Volver al Índice

Gráfica 7. Evolución de la esperanza de vida al nacer. Distritos de la ciudad de Madrid, total de la población, 2004, 2013, 2017 y 2021, ordenados por EV 2021



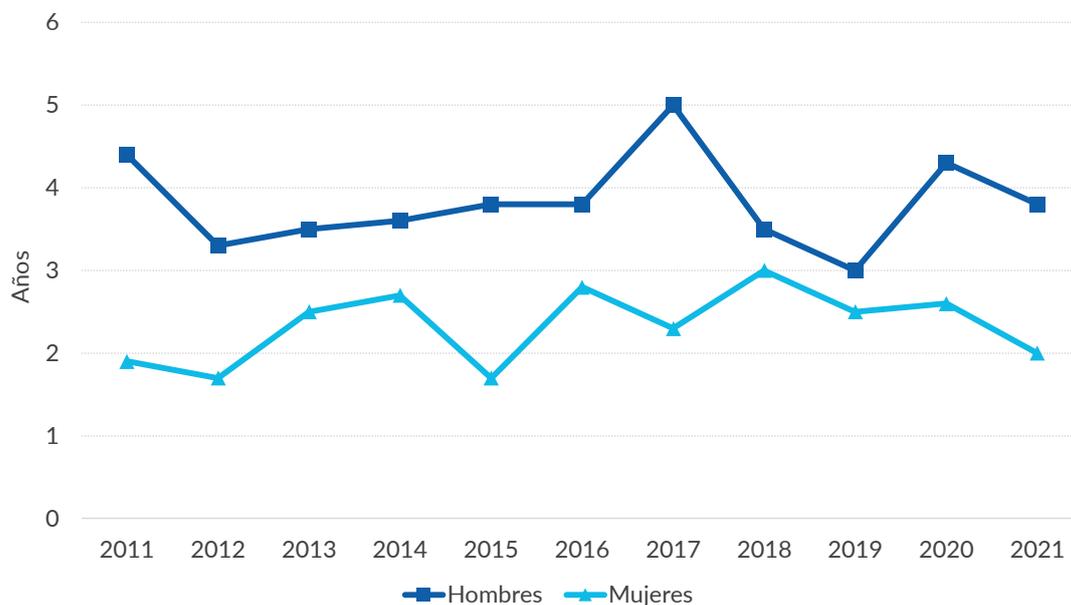
Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

En el ámbito de las desigualdades territoriales de la salud siempre resulta de interés analizar la brecha en EVN entre los distritos de la ciudad (diferencia entre la más alta y la más baja), sobre todo si, como es el caso, no se trata tan sólo de una visión fija basada en un dato puntual de un año concreto, sino que se puede estudiar cómo esta brecha ha ido evolucionando cada año en un periodo temporal determinado.

Durante el periodo 2011-2021 se mantuvo una franja estable en la brecha interdistrital de la EVN tanto entre mujeres como entre hombres, oscilando en un rango de 1,7 a 2,8 años para ellas y de 3 a 5 años para ellos (**gráfica 8**). No obstante, se observan cambios significativos en los hombres en 2017 y 2019, con incrementos y decrementos notables, respectivamente. Además, la pandemia provocó un aumento en la brecha interdistrital que separa a hombres de mujeres, y que se había amortiguado notablemente durante los años 2018 y 2019, agudizándose ahora a costa del incremento de las diferencias entre el mejor y el peor distrito para las EVN de los hombres.

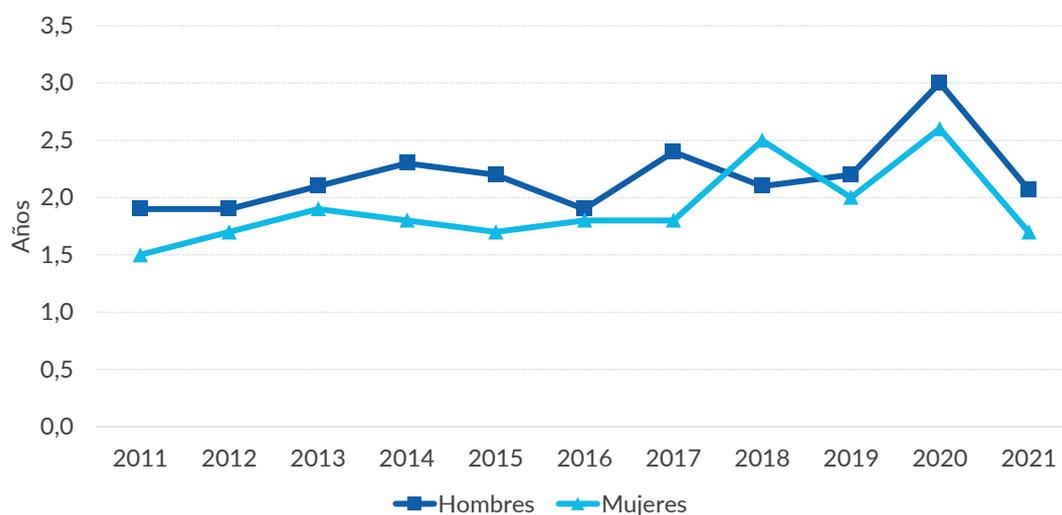
A la edad de 65 años, la brecha también mantiene cierta estabilidad en todo el periodo citado tanto para las mujeres (de 1,7 a 2,6 años) como para los hombres (de 1,9 a 3 años). Sin embargo, en 2018 y 2020 hubo diferencias mayores en la EV'65 máxima respecto a EV'65 mínima que en el resto del periodo (**gráfica 9**). En conclusión, se puede observar que la brecha es mucho más parecida entre hombres y mujeres a los 65 años que al nacer.

Gráfica 8. Brecha interdistrital de la esperanza de vida al nacer (máxima menos mínima) según año y sexo. 2011-2021



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 9. Brecha interdistrital de la esperanza de vida a los 65 años (máximo menos mínimo) según año y sexo. 2011-2021



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Según cálculos realizados para este estudio, en los últimos 10 años (2011/2021) la EVN de la ciudad de Madrid ha mejorado progresivamente para ambos sexos, a excepción del abrupto descenso en el año 2020 (primer año de la pandemia de COVID-19). Las comparaciones con las cifras nacionales pueden hacerse directamente sobre las cifras obtenidas pues tanto los distritos de la ciudad como la ciudad completa y España tienen suficiente población y, por tanto, suficientes defunciones anuales como para que los IC95% de esas cifras, que podíamos haber obtenido usando el método Chiang II, tras asumir para ellas una distribución de Poisson, no sean necesarios. En la práctica, por ello, la comparación se hace sin calcularlos, pues serían muy pequeños. No en vano estos métodos se recomiendan para calcular las EV de poblaciones pequeñas¹⁵.

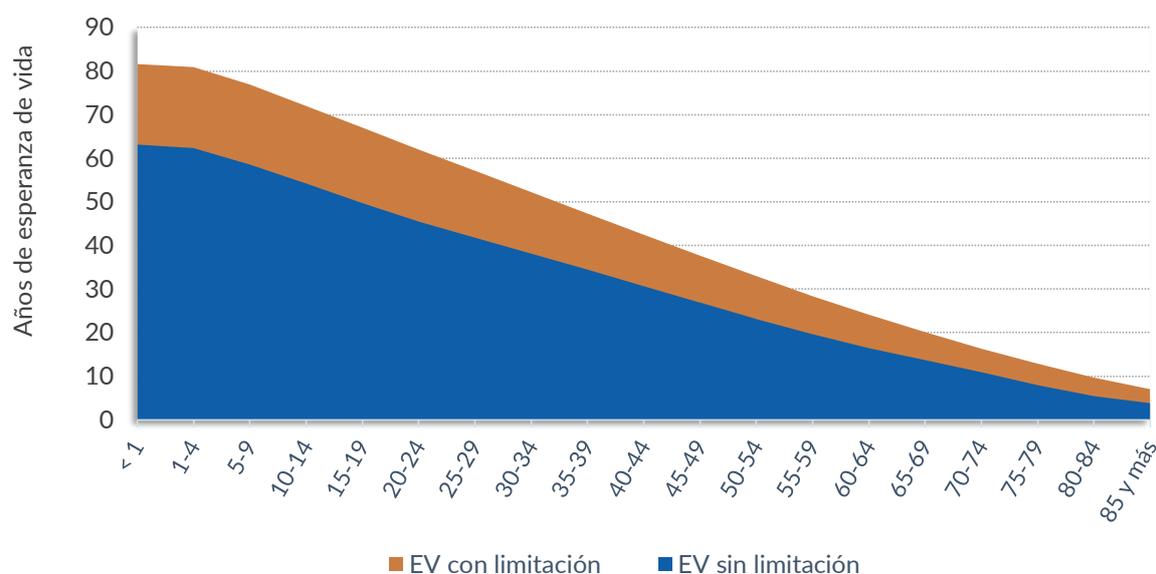
La población de algunos distritos prácticamente no ha experimentado avance en EVN en el quinquenio 2017-2021, incluso ha retrocedido. Entre ellos se distinguen algunos con conocidos niveles de precariedad (San Blas, Villaverde), aunque no todos están en la misma situación (Barajas o Retiro).

3.1.3 ESPERANZA DE VIDA EN BUENA SALUD

La esperanza de vida en buena salud (EVBS) al nacer, entendida como promedio de años de vida libre de limitación crónica para la actividad habitual, en la ciudad de Madrid en el año 2021 es de 63,17 años para hombres y de 61,99 años para mujeres. En el momento de escribir este informe (marzo de 2023) no se encuentran publicadas estas cifras a nivel nacional para el año 2021, por lo que, en su defecto, se reflejan los datos de 2020. En dichos datos se observa que la EVBS en España al nacer es de 66,30 años para los hombres y de 66,30 años para las mujeres^{16,17}.

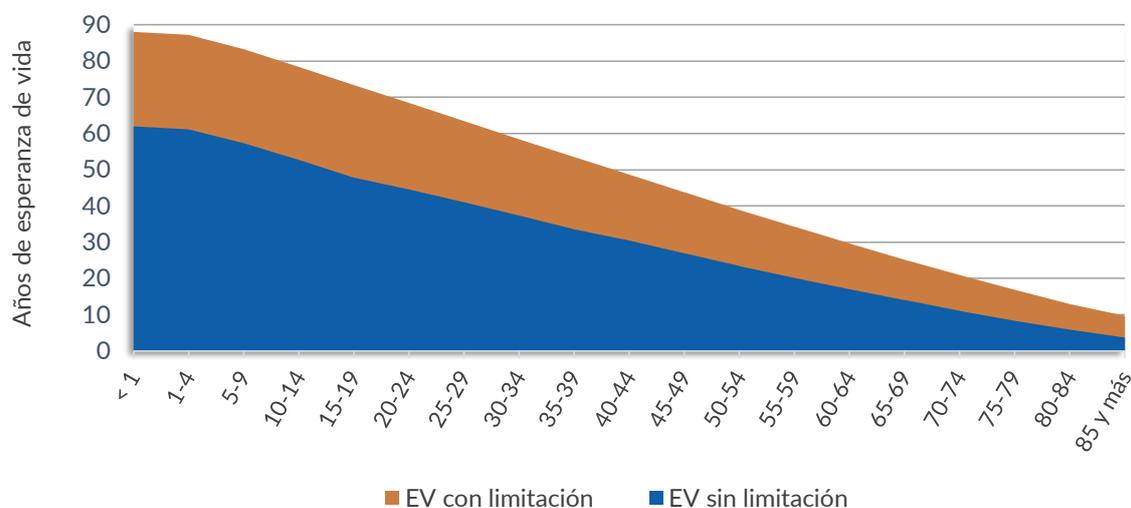
De la totalidad de los años que componen la expectativa vital al nacimiento en 2021 en la ciudad de Madrid, un 77,41% de los mismos será de buena salud en los hombres y un 70,39% en las mujeres (**tabla 4**). Comparando con los datos nacionales contemplados en 2020, esta proporción en los hombres se situaba en un 83,3% y en un 77,9% en las mujeres (**gráfica 10**, **gráfica 11** y **gráfica 12**).

Gráfica 10. Esperanza de vida según limitación crónica para la actividad habitual por grupos de edad. Ciudad de Madrid, hombres, 2021



Fuentes: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 y Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 11. Esperanza de vida según limitación crónica para la actividad habitual por grupos de edad. Ciudad de Madrid, mujeres, 2021



Fuentes: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 y Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Tabla 4. Esperanza de vida total y en buena salud (libre de limitación crónica para la actividad habitual) y proporción del tiempo de vida con limitación. Ciudad de Madrid, según sexo y grupos de edad, 2021

Edad años	Esperanza de Vida al nacer (años)		Esperanza de vida al nacer libre de limitación (años)		% tiempo total de vida con limitación	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
< 1	81,61	88,07	63,17	61,99	22,59	29,61
1-4	80,89	87,28	62,39	61,14	22,87	29,95
5-9	76,93	83,32	58,52	57,28	23,93	31,25
10-14	71,96	78,36	54,15	52,77	24,75	32,66
15-19	66,99	73,40	49,73	47,79	25,77	34,89
20-24	62,03	68,44	45,50	44,53	26,65	34,93
25-29	57,13	63,46	41,75	41,00	26,92	35,39
30-34	52,20	58,48	38,10	37,34	27,01	36,15
35-39	47,32	53,54	34,49	33,63	27,11	37,18
40-44	42,45	48,64	30,69	30,43	27,70	37,43
45-49	37,62	43,74	26,91	26,88	28,45	38,55
50-54	32,91	38,92	23,14	23,42	29,68	39,82
55-59	28,38	34,19	19,67	20,15	30,70	41,06
60-64	24,08	29,58	16,47	16,98	31,61	42,58
65-69	20,08	25,19	13,73	14,07	31,59	44,16
70-74	16,35	20,88	10,90	11,03	33,31	47,19
75-79	12,83	16,79	7,99	8,24	37,72	50,95
80-84	9,65	12,95	5,48	5,85	43,25	54,82
85 y más	7,01	9,61	3,85	3,71	45,07	61,36

Fuentes: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 y Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

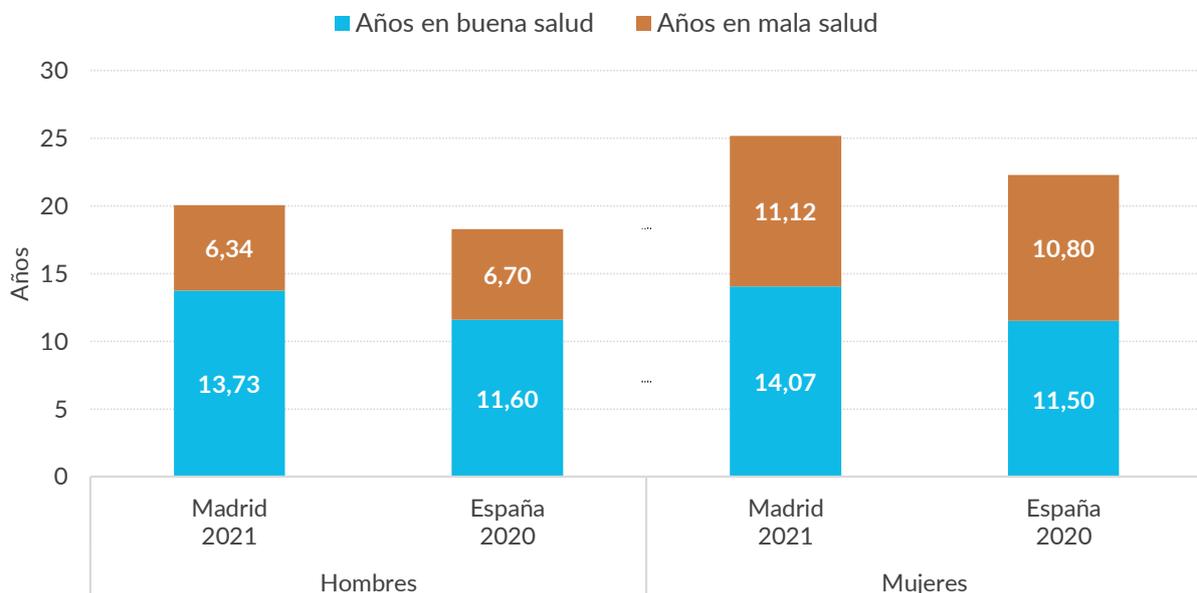
Gráfica 12. Esperanza de vida al nacer en buena y mala salud. España 2020 y ciudad de Madrid 2021, según sexo



Fuente: INE y Oficina Europea de Estadística (Eurostat). Elaboración propia de los datos de la ciudad de Madrid

Lo que ocurre en cuanto a la expectativa vital a los 65 años se aprecia en la misma **tabla 4** y en la **gráfica 13**. Al cumplir esa edad, los hombres de la ciudad de Madrid aspiran a vivir de promedio un 68,41% de su vida restante en buena salud (13,73 años de media) frente al 55,84% que les restarían teóricamente a las mujeres madrileñas (14,07 años).

Gráfica 13. Esperanza de vida en buena y mala salud a los 65 años. España 2020 y ciudad de Madrid 2021, según sexo



Fuente: INE y Oficina Europea de Estadística (Eurostat). Elaboración propia de los datos de la ciudad de Madrid

Discusión

La pandemia de COVID-19, en especial en su primer año, 2020, ha supuesto un dramático retroceso en la esperanza de vida al nacer y a los 65 años de la población madrileña y nacional, si bien, en la primera, sus efectos fueron más notables. Resulta acorde este hallazgo con la reiterada evidencia de un exceso de mortalidad muy acusado en la población de la ciudad, muy superior al de España y al de otros países¹⁴. Como se ha señalado, esta caída en la población madrileña fue mayor en los hombres y en los distritos del Sur de la ciudad, los que reúnen los mayores niveles de precariedad, apareciendo asociada a peores indicadores de algunos determinantes sociales de la salud (altas tasas de migración económica en los distritos, baja renta, tasa de desempleo elevada), según algunos de los trabajos citados.

La EV de la población de la ciudad de Madrid es mayor que la de la población nacional, tanto al nacer como a los 65 años, cuestión esta sobradamente conocida. Tras la comentada caída en 2020, en el año 2021 se recuperan los márgenes ventajosos previos de la población madrileña, anunciando sin duda que lo ocurrido en el primer año pandémico fue algo meramente puntual que no parece tener eco en momentos posteriores, por mucho que en 2021 continuara el exceso de defunciones en la capital y en el país, aunque, eso sí, muy atenuado respecto al año previo.

Es necesario llamar la atención, no obstante, sobre el hecho de que lo ocurrido debe incentivar los análisis de los factores que hacen a la población madrileña más vulnerable a las crisis sanitarias, al menos en contextos como el vivido por la COVID-19, es decir, ante epidemias provocadas por un agente infeccioso respiratorio de rápida difusión, colapso de un sistema sanitario bastante mermado por recortes y privatizaciones previas, situaciones de hacinamiento en las viviendas, saturación del transporte público, etc.

Las cifras más desfavorables de EVN, como es conocido por estos estudios, se dan territorialmente en el Sur, Sur-Este y Este de la ciudad, además de en el distrito Centro y Tetuán, para los hombres, mientras que para las mujeres se observan sobre todo en los distritos del Sur, Este, además del distrito Centro y Moncloa-Aravaca. Como se ha documentado reiteradamente en nuestros trabajos a partir de estudios ecológicos en la ciudad (distritos), las EVN de los hombres guardan una relación mucho más estrecha con indicadores de dificultad socioeconómica que las de las mujeres, posiblemente porque los indicadores de determinantes sociales que usamos para caracterizar los territorios recogen con más claridad la actividad de los hombres que la de las mujeres (renta, trabajo, etc)¹⁸.

Llama la atención en este trabajo que, independientemente de la pandemia o quizás también por ella, la EVN en algunos distritos no solo no se ha incrementado, como sería lo esperable, sino que ha retrocedido en el último quinquenio analizado (2017-2021), a saber: Barajas, Retiro, Arganzuela, Moratalaz o Villaverde, y que, dada la heterogeneidad de las situaciones socioeconómicas de los mismos, los factores que justifican este hallazgo deben ser multifactoriales.

Comprobamos también que, como lo hallado en el Estudio de Salud de 2018¹⁸, la EVBS al nacimiento es más ventajosa para la población española que para la madrileña, mientras que a la edad de 65 años la situación es la opuesta. Esto se puede justificar de muchas maneras, aunque la idea de que a la edad adulta las condiciones de vida y otros determinantes además de los sociales (estilos de vida, sistema de cuidados, entorno, etc.) son mejores en la ciudad que en el resto del país parece una hipótesis poco descabellada. La ventaja de los hombres a esa edad para el indicador de expectativa vital en buenas condiciones de salud se confirma en este trabajo.

Como se ha mencionado anteriormente, la comparación entre los datos nacionales y los de la ciudad de Madrid en el análisis de Esperanza de Vida en Buena Salud es problemática y se recomienda observarla con mucha precaución, sobre todo por tratarse de dos años diferentes y porque uno de ellos, 2020 —el que se toma como referencia de la situación de España—, fue un año de gran mortalidad (pandemia de COVID-19) y, por tanto y como se ha visto en este trabajo, con caídas muy importantes en la EVN y a todas las edades, más acusadas en Madrid, donde se registró un exceso de mortalidad mucho mayor que el ocurrido en el conjunto del Estado. Además, porque el indicador que define mala salud percibida (limitación crónica para la actividad habitual en los últimos 6 meses) es difícilmente equiparable en un año como el aludido y cuya tasa se recogió en la Encuesta Europea de Salud de España 2020, y en el siguiente, recogido en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Sirva, por tanto, el dato nacional, como simple referencia.

Comparando, eso sí, con lo que conocemos al respecto y publicado en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018¹⁸, vemos que la situación observada aquí es bastante coherente con lo que allí se presenta, que no es otra que una mejor situación de la población española sobre la madrileña al momento del nacimiento. No en vano la EVBS al nacer de los hombres madrileños en 2017 fue de 62,3 años y la de las mujeres 61,7 años, por lo que el porcentaje de vida en buena salud desde el nacimiento se situaba entonces en un 75,7% para ellos y en un 70% para ellas, frecuencias muy parecidas a las de 2021. Por redondear esta visión retrospectiva se puede añadir que, en 2016 y según lo publicado en aquel Estudio, la EVBS al nacer de los hombres españoles fue de 65,9 años y de 66,5 años la de las mujeres, lo que significó un 85,6% y un 81,2% de tiempo total de vida en buena salud, respectivamente.

Considerando la mejor situación en EVN de la población madrileña, la peor posición relativa que muestra para este indicador de calidad de vida es imputable a las mayores tasas de limitación crónica que, en general y en edades más tempranas, presenta.

Como en el año 2017, la ventaja en EVBS de la población madrileña sobre la española parece situarse, específicamente, en la que se prevé a los 65 años.

Conclusiones

- La esperanza de vida al nacer de la población madrileña en 2021 fue de 81,37 años para los hombres y 87,22 años para las mujeres.
- Como es conocido la esperanza de vida al nacer es más alta en la ciudad de Madrid que en España y ambas más que la europea (UE-27).
- En el año 2020, primer año de la pandemia de COVID-19, la esperanza de vida de la población madrileña cayó dramáticamente, al igual que la de España, aunque esta no registró un descenso tan acusado.
- A pesar de que la pandemia de COVID-19 castigó más severamente a la población madrileña en 2020, retro trayéndola a cifras de 2008, en 2021 la ventaja de esta población vuelve a los parámetros anteriores a su irrupción.
- La esperanza de vida a los 65 años en el año 2021 fue de 19,03 años para los hombres madrileños y 24,29 para las mujeres madrileñas. La expectativa vital a esa edad es, como al nacimiento, mejor en la ciudad de Madrid que en el país y aún mejor que en Europa
- En el año 2021 la mejor esperanza de vida al nacer en los distritos de la ciudad de Madrid fue la de Barajas para los hombres (83,5 años) y la de Vicálvaro para las mujeres (88,4 años). Las más bajas fueron Puente de Vallecas (80,1 años) y Centro (86,4 años) para hombres y mujeres respectivamente.
- Como es conocido, los problemas en esperanza de vida al nacer en la ciudad de Madrid, al igual que la precariedad en términos generales, se concentra para los hombres en los distritos del Sur y el Este, además de en Centro y Tetuán. Para las mujeres predominan los problemas también al Sur, además de en Centro y en Moncloa-Aravaca.
- La brecha de género en esperanza de vida al nacer en 2021 en los distritos oscila entre 6,8 años (Villaverde) y 4,2 años (Barajas).
- La brecha interdistrital en esperanza de vida al nacer (diferencia entre la más alta y la más baja) en el periodo 2011-2021 osciló entre 3 y 5 años para los hombres y 1,7 y 2,8 años para las mujeres.
- La esperanza de vida tiende a incrementarse cada año, en relación al progreso y los avances en las condiciones de vida, mostrando de esta forma que mejora la salud de la población. Sin embargo, algunos distritos de la ciudad de Madrid han retrocedido en esperanza de vida al nacer en el último quinquenio estudiado (2017-2021) (Barajas, Retiro, Arganzuela, Moratalaz, Villaverde o Centro).



- La proporción de años de vida en buena salud al nacimiento (libre de limitaciones crónicas para la actividad habitual) que se puede esperar vivir sobre la totalidad de la vida es mayor para la población española en 2020-2021: 83,3% del total de la vida para hombres y 77,9% para las mujeres, frente a los 77,4% y 70,4% para hombres y mujeres, respectivamente, de la población madrileña.
- Según los datos de este trabajo se puede deducir que la crisis sanitaria provocada por la pandemia de COVID-19 afectó a la población de forma puntual y no mantenida en el tiempo, al menos en sus cifras más importantes de mortalidad y esperanza de vida, pero la gran afectación que causó en la población madrileña en 2020 hace recomendable el estudio de los factores que incrementan la vulnerabilidad de esta población ante una pandemia de estas características.

Referencias bibliográficas

1. Coale AJ, Demeny P, Vaughan B. CHAPTER 1 - Models of Mortality and Age Composition. In: Coale AJ, Demeny P, Vaughan BBTRMLT and SP (Second E, editors. 2a. Academic Press; 1983. p. 3-8. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B9780121770808500068>
2. INE. Tablas de mortalidad por año, sexo, edad y funciones. [Internet]. 2022 [cited 2023 Mar 7]. Available from: <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=27153>
3. INE. INEbase / Demografía y población / Padrón. Población por municipios / Estadística del Padrón continuo / Últimos datos [Internet]. [cited 2023 May 2]. Available from: https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177012&menu=ultiDatos&idp=1254734710990
4. INE. Demografía y población, fenómenos demográficos, estadísticas de defunciones, movimiento natural de la población. Available from: <https://www.ine.es/dynt3/inebase/index.htm?padre=3403&capSel=3403>
5. Ayuntamiento de Madrid. Esperanza de vida por Distrito y Edad (grupos quinquenales) para cada Sexo [Internet]. 2022 [cited 2023 Mar 17]. Available from: https://www-s.madrid.es/CSEBD_WBINTER/seleccionSerie.html?numSerie=0310000000010
6. Eurostat. Glosario:Limitación de actividad - Estadísticas explicadas [Internet]. [cited 2023 May 2]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Activity_limitation
7. Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. HSMHA Health Rep. 1971;86(4):347.
8. EUROREVES. REVES - Health expectancy, disability, disablement process - Euro-REVES projects [Internet]. [cited 2023 May 2]. Available from: https://reves.site.ined.fr/en/home/regional_networks/euro_reves/
9. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 [Internet]. 2021 [cited 2023 Apr 12]. Available from: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f8e4b2e4b284f1a5a0/?vg-nextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
10. Chiang CL, Organization WH. Life table and mortality analysis / Chin Long Chiang [Internet]. Geneva PP - Geneva: World Health Organization; Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/62916>
11. Eurostat. Healthy life years statistics. 2020; Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Healthy_life_years_statistics
12. Ministerio de Sanidad Consumo y Bienestar Social. La esperanza de vida libre de incapacidad: un indicador estructural. [cited 2020 Feb 17]; Available from: http://www.eurohex.eu/bibliography/pdf/Spain_Ministerio_2006-0028389378/Spain_Ministerio_2006.pdf
13. EUROSTAT. Life expectancy by age and sex [Internet]. 2022 [cited 2023 Mar 7]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_MLEXPEC_custom_5231752/default/table?lang=en





14. Díaz-Olalla JM, Valero-Oteo I, Moreno-Vázquez S, Blasco-Novalbos G, del Moral-Luque JA, Haro-León A. Caída de la esperanza de vida en distritos de Madrid en 2020: relación con determinantes sociales. *Gac Sanit* [Internet]. 2022;36(4):309–16. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0213911121001424>
15. Chiang CL. Life table and mortality analysis. *Life table and mortality analysis*. 1978;
16. INE. Años de vida en buena salud al nacer. España. 2020. [Internet]. [cited 2023 Mar 13]. Available from: https://www.ine.es/jaxi/Datos.htm?path=/t00/mujeres_hombres/tablas_1/&file=d02004.px
17. INE. Años de vida en buena salud a los 65 años. España. 2020. [Internet]. [cited 2023 Mar 13]. Available from: https://www.ine.es/jaxi/Datos.htm?path=/t00/mujeres_hombres/tablas_1/&file=d02005.px
18. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid. [Internet]. 2018. Available from: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>

■ 3.2 ANÁLISIS DE LA MORTALIDAD GENERAL Y POR CAUSAS Y SU EVOLUCIÓN COMPARADA CON LA DE ESPAÑA EN EL PERIODO 2011 A 2020

A continuación, se revisará la mortalidad de la población de la ciudad de Madrid y su evolución en el tiempo, tomando como referencia la de la población de España, de la que la madrileña es el 6,8%.

Se analiza a través del riesgo de morir anualmente a partir de las tasas ajustadas de mortalidad (TAM) por edad y calculadas por separado para hombres y mujeres. De algunas cifras se dará también, como referencia, el dato global del conjunto de la población. Las tasas se ofrecerán tabuladas y, además, para algunas causas en gráficos evolutivos, para toda la población, mujeres y hombres. Además, para algunas de las analizadas y para la mortalidad general, se ofrecerá también, tabulada y graficada, la Razón de Mortalidad Estandarizada (RME) para verificar los cambios relativos en cada año de las TAM madrileñas en comparación con las nacionales, que se han hecho equivalentes a 100 para visualizar de forma rápida e intuitiva las diferencias y cambios en la escala porcentual¹.

Sobre la simbología, y como se trata de un análisis hecho a partir de la situación de la población madrileña, en la comparación de tasas y para simplificar su lectura comparada, figura al lado de la tasa de la población de la ciudad una cara sonriente si el contraste es favorable a esta, considerando los IC95% de las TAM, triste en caso contrario y sin cara alguna cuando las diferencias no sean suficientes como para asegurar situaciones distintas en ambas poblaciones.

Se ofrecen, además de la mortalidad por todas las causas y por los grandes grupos de causas de la CIE-10, los datos de algunas causas seleccionadas. Dicha selección se hace según criterios de magnitud de la TAM, su relevancia en salud pública o, en algún caso, para no romper series temporales que, algunas de ellas, se llevan analizando hace años. En este sentido se puede revisar el Informe Monográfico de Mortalidad y Esperanza de Vida de la población madrileña publicado junto al Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018².

Para el cálculo de las TAM por distritos en los años 2018, 2019 y 2020 las defunciones proceden del Padrón Municipal de Habitantes (PMH). Las poblaciones se dan a 1 de julio de cada año (PMH, Servicio de Estadística Municipal).

Se calcularon las tasas brutas de mortalidad general (TBM) y se ajustaron (TAM) por edades por el método directo con Epidat 4.2 para grupos quinquenales, población estándar europea (OMS, 2011-2030) y sus IC95% según una regresión de Poisson. Se calcula el coeficiente de determinación r^2 entre la distribución del crecimiento porcentual de las TAM en 2020 y la Renta Bruta Disponible per cápita (RBDpc) de 2017 de los distritos, con SPSS 17.0.

En el capítulo general de Metodología se desarrollan las particularidades de estos análisis y de estos cálculos. En el presente capítulo los enunciados de los Grandes Grupos de Causas de la CIE-10 van subrayados, a diferencia de las Causas Específicas seleccionadas que no lo están.

3.2.1 MORTALIDAD GENERAL

En las **tablas 1 y 2** y en las **gráficas de 1 a 6** se observa la evolución de la mortalidad por todas las causas de la población de Madrid. Como se aprecia, la tradicional ventaja que tenía la población de la capital sobre la del Estado, tanto para hombres como para mujeres, que rondaba el 15% de la tasa ajustada, desaparece en el año 2020, el primer año de la pandemia, situándose significativamente la mortalidad de la población madrileña por encima de la nacional, aproximadamente un 3% para el conjunto de la población y más de un 9% en los hombres (TAM). Como se observa, en las mujeres ambas tasas parecen igualarse y sus IC95% informan de que no es posible definir estadísticamente diferencia alguna. El efecto de la COVID-19 en la población madrileña durante el primer año pandémico fue de gran magnitud e incluso, como se ha apuntado en otras partes de este estudio, de mayor intensidad que el registrado para el conjunto de la población española. Las tasas ajustadas de mortalidad general, que venían disminuyendo, tanto en la población nacional como en la madrileña desde el año 2017, sufren en el año 2020, como se ve en las tablas, un incremento de gran magnitud.

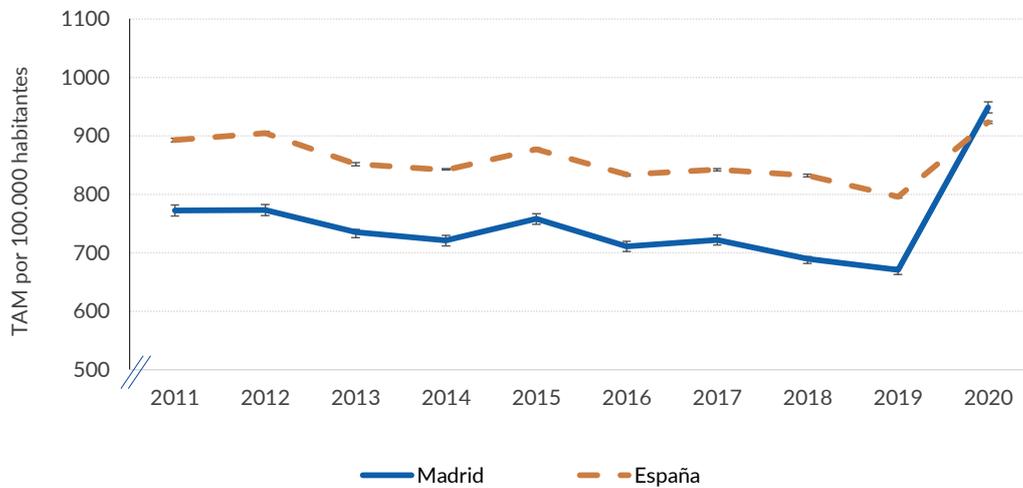
Tabla 1. Tasas ajustadas de mortalidad general. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	772,21 😊	1056,30 😊	597,62 😊
	2012	773,33 😊	1034,69 😊	608,99 😊
	2013	735,00 😊	999,76 😊	569,02 😊
	2014	720,85 😊	972,59 😊	562,60 😊
	2015	757,80 😊	1015,73 😊	593,10 😊
	2016	711,00 😊	957,69 😊	556,06 😊
	2017	721,56 😊	955,09 😊	573,78 😊
	2018	689,86 😊	925,80 😊	538,58 😊
	2019	670,87 😊	889,49 😊	530,64 😊
	2020	948,71 😞	1295,16 😞	730,19 😞
España	2011	892,82	1160,42	695,06
	2012	904,68	1170,76	707,27
	2013	851,69	1100,88	664,96
	2014	841,56	1084,50	658,79
	2015	877,25	1125,09	690,00
	2016	833,64	1074,67	651,07
	2017	842,32	1079,29	662,84
	2018	831,93	1068,01	652,41
	2019	796,31	1024,11	622,70
	2020	923,71	1185,84	724,86

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota: En estas tablas el símbolo de la cara sonriente al lado del valor de una tasa significa que la de la ciudad de Madrid es más baja significativamente que la de España según sus respectivos IC95%, para el año y sexo correspondiente. La cara triste, lo contrario. En caso de no figurar ningún símbolo, que no hay diferencias significativas entre sus TAM.

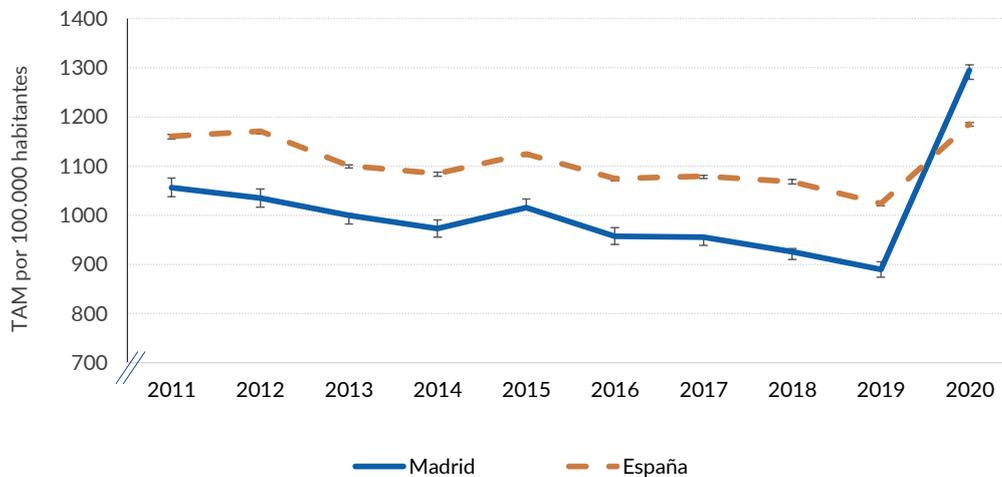
Gráfica 1. Tasas ajustadas de mortalidad general e IC95%. España y ciudad de Madrid, total de la población, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 001-102 I-XX.Todas las causas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

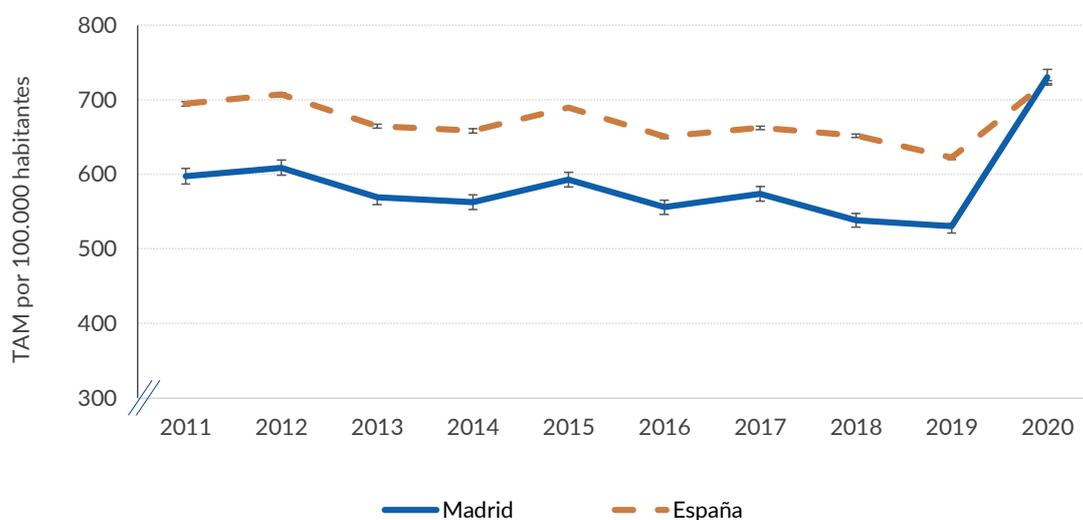
Gráfica 2. Tasas ajustadas de mortalidad general e IC95%. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 001-102 I-XX.Todas las causas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 3. Tasas ajustadas de mortalidad general e IC95%. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 001-102 I-XX.Todas las causas

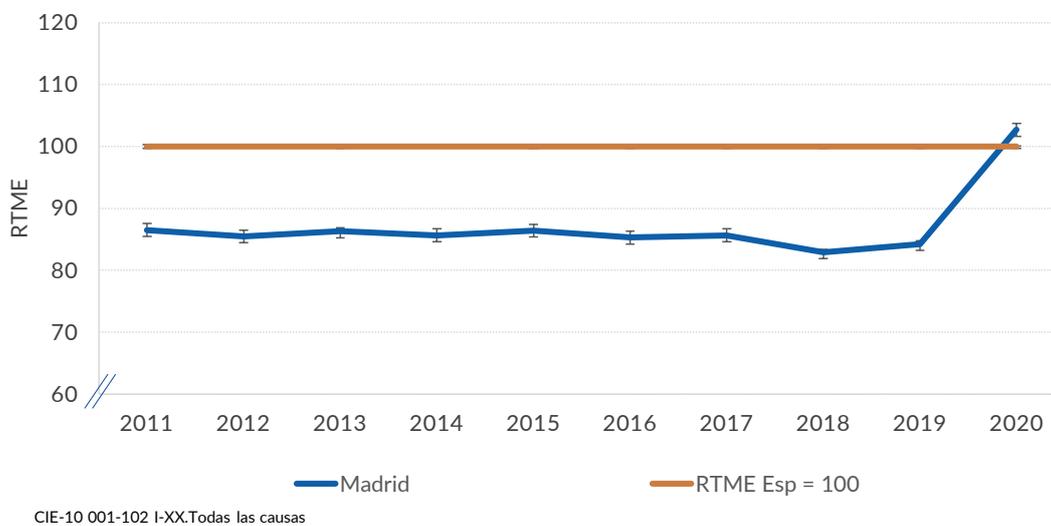
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 2. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por todas las causas. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	86,49	91,03	85,98	100
2012	85,48	88,38	86,10	100
2013	86,30	90,81	85,57	100
2014	85,66	89,68	85,40	100
2015	86,38	90,28	85,96	100
2016	85,29	89,11	85,41	100
2017	85,66	88,49	86,56	100
2018	82,92	86,68	82,55	100
2019	84,25	86,86	85,22	100
2020	102,71	109,22	100,73	100

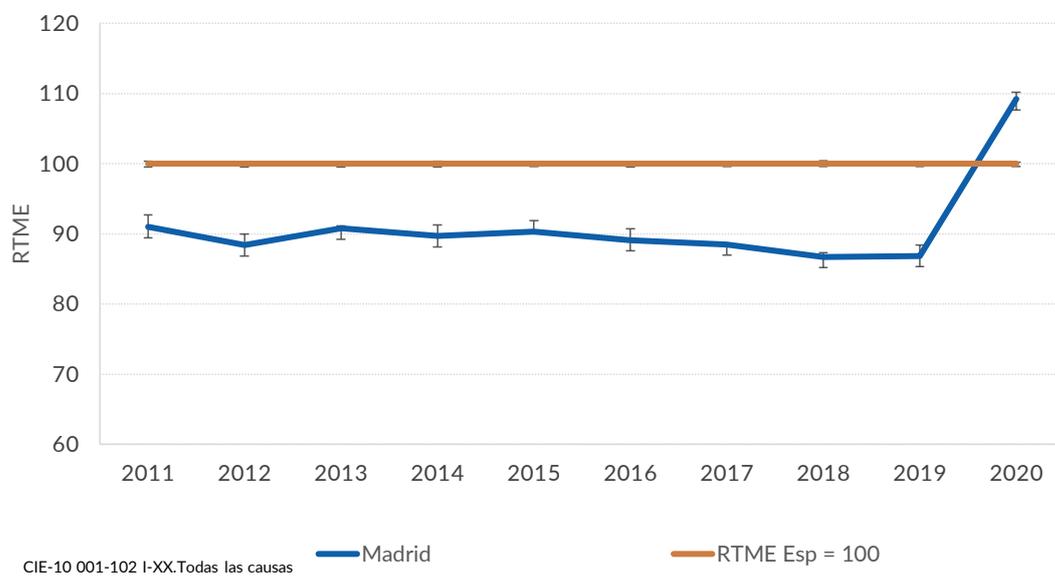
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 4. Razón de tasas estandarizadas de mortalidad general (RTME) e IC95% general. Ciudad de Madrid, total de la población, 2011-2020 (España=100)



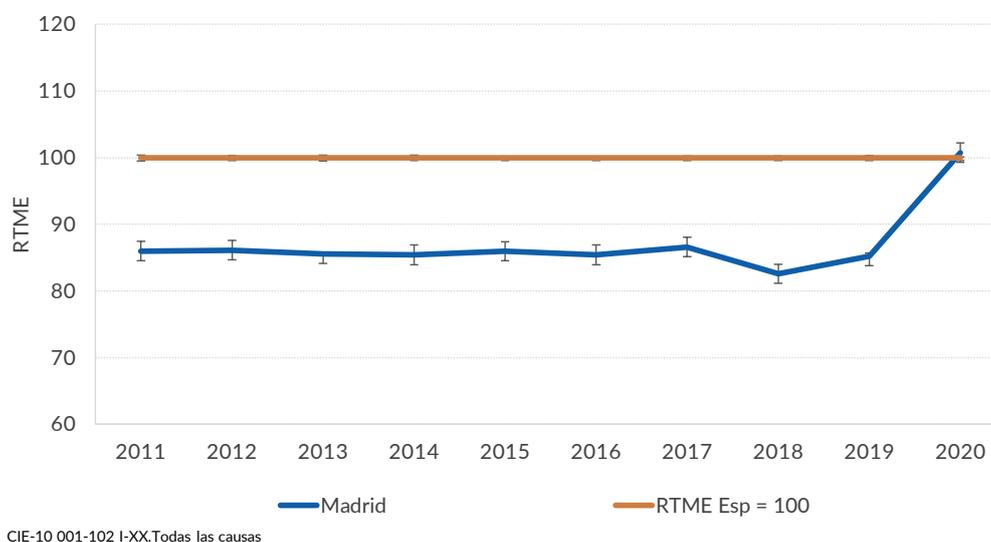
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 5. Razón de tasas estandarizadas de mortalidad general (RTME) e IC95% general. Ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020 (España=100)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 6. Razón de tasas estandarizadas de mortalidad general (RTME) e IC95%. Ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020 (España=100)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

3.2.2 MORTALIDAD POR CAUSAS

Enfermedades infecciosas y parasitarias (grupo I de la CIE-10)

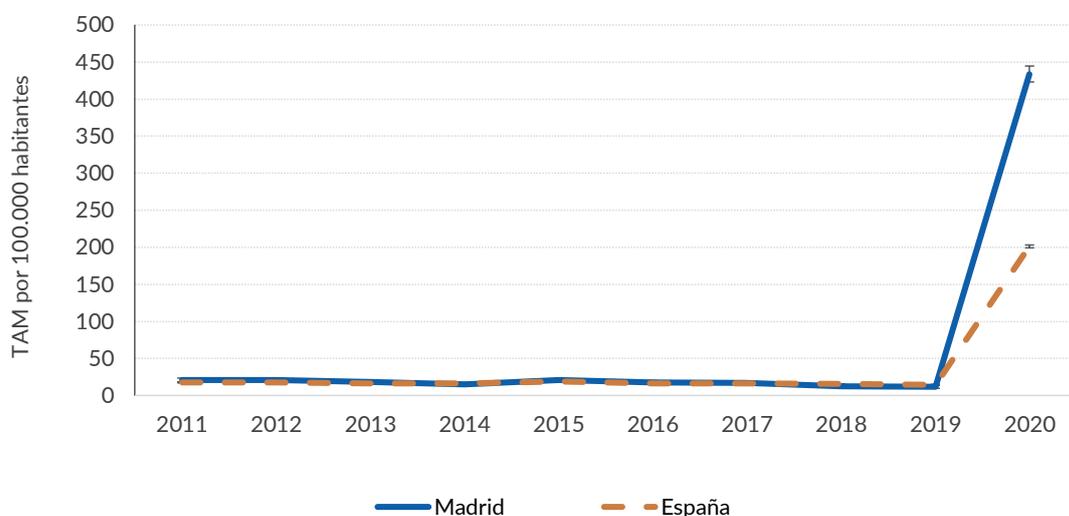
En las **tablas 3 y 4** y en las **gráficas de 7 y 8** se observa la evolución de la mortalidad por causas infecciosas desde 2011 a 2020. En los años previos a la pandemia y como corresponde a comunidades de alto nivel de desarrollo humano, la mortalidad por causas infecciosas y parasitarias se había reducido a cifras muy bajas. Dentro de este escaso riesgo se apreciaba la singular situación ventajosa de la población madrileña en relación con la nacional en términos significativos. La mortalidad en 2020 por estas causas se incrementó de manera exponencial. Más bien se debería decir por "esta causa", pues la razón de ese extraordinario aumento no fue otra que el exceso de mortalidad producido por el agente infeccioso SARS-CoV-2. Eso explica que la tasa se multiplicara por 33 para toda la población, y especialmente para los hombres, situándose en el primer año pandémico 36 veces más alta que la tasa del año previo. Estas tasas del año 2020 fueron mucho mayores, tanto para hombres como para mujeres, que las del conjunto nacional, en términos significativos. Por ese mismo motivo la razón de mortalidad estandarizada (RME) por este grupo de causas se situó un 200 por 100 por encima de la nacional, en los hombres y un poco por debajo de esa proporción, casi el doble, para las mujeres, también de forma significativa.

Tabla 3. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades infecciosas y parasitarias. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	15,73	20,90	12,09
	2012	16,25 ☹️	21,16 ☹️	12,70
	2013	14,24	18,51	10,72
	2014	12,70	15,28	10,60
	2015	15,68	20,79	11,97
	2016	14,15	17,74	11,77
	2017	12,78	17,08	9,81
	2018	9,72 😊	12,61 😊	7,69 😊
	2019	8,80 😊	11,78 😊	6,82 😊
	2020	292,49 ☹️	433,69 ☹️	205,92 ☹️
España	2011	14,37	17,72	11,65
	2012	14,35	17,49	11,74
	2013	13,34	16,24	10,78
	2014	13,71	16,64	11,31
	2015	15,63	19,02	12,83
	2016	14,18	16,60	12,05
	2017	13,46	16,26	11,26
	2018	12,41	15,59	9,88
	2019	11,57	14,44	9,31
	2020	149,80	200,96	113,09

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

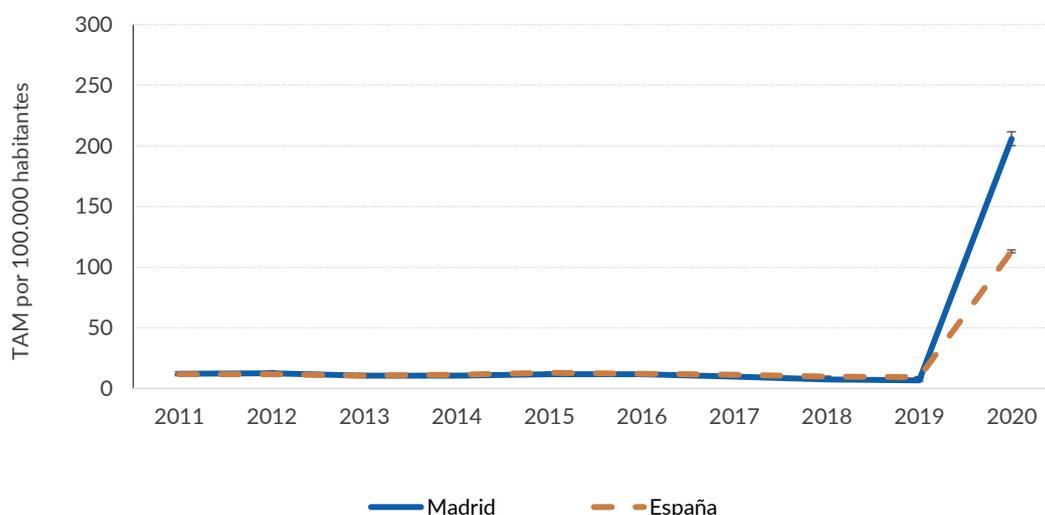
Gráfica 7. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades infecciosas y parasitarias. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 8. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades infecciosas y parasitarias. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 001-008 I. Enfermedades infecciosas y parasitarias

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 4. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades infecciosas y parasitarias. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	109,50	117,93	103,79	100
2012	113,23	120,99	108,14	100
2013	106,74	113,99	99,47	100
2014	92,64	91,85	93,76	100
2015	100,32	109,29	93,26	100
2016	99,78	106,87	97,67	100
2017	94,98	105,04	87,13	100
2018	78,29	80,88	77,81	100
2019	76,05	81,54	73,24	100
2020	195,25	215,81	182,08	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

COVID-19 (Código U07.1-U07.2)

Como continuación de lo intuido en el capítulo general de enfermedades infecciosas, observamos el efecto directo de la infección por SARS-CoV-2 en la mortalidad de hombres y mujeres madrileños/as. Como se comprende en este capítulo, cuyos resultados se pueden examinar en las **tablas 5 y 6** y en la **gráfica 9**, no es posible la observación evolutiva de la mortalidad por esta causa, por tratarse de una enfermedad desconocida en nuestro país hasta enero de 2020, por lo que su análisis en este capítulo debe centrarse en la comparación con las cifras nacionales.

Tal y como se deduce de las cifras reseñadas, la inmensa mayoría de la mortalidad por enfermedades infecciosas se debe a la COVID-19, que sería responsable del 97% de la tasa general de mortalidad por enfermedades infecciosas (estandarizada), reservando apenas un 9 por 100.000 para la tasa de mortalidad por otras enfermedades infecciosas.

Como se ve en la **gráfica 9**, el 78% de la TAM por esta infección fue debida a fallecimientos en que el nuevo coronavirus fue identificado, mientras que el 22% de la tasa restante fueron debidas a defunciones que, aunque se imputaron al SARS-CoV-2, la identificación del agente infeccioso solo fue una sospecha. Para la población nacional el porcentaje de la tasa de mortalidad por COVID-19 cuya identificación viral fue completa, fue un 3% mayor que la referida para la población madrileña.

En la **tabla 6** y tras analizar las RM respectivas observamos que el exceso de mortalidad de la población madrileña sobre la nacional, además de significativo según el cálculo estadístico, fue un 225% mayor en los hombres madrileños y un 191% mayor en las mujeres, que en sus homólogos y homólogas del Estado.

Tabla 5. Tasas ajustadas de mortalidad por COVID-19. España y ciudad de Madrid, según sexo. 2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2020	283,15 ☹️	422,01 ☹️	198,28 ☹️
España	2020	138,66	187,32	103,96

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 9. COVID-19. España y ciudad de Madrid, Tasa Ajustada de Mortalidad (TAM) por COVID-19 según confirmación virológica del agente infeccioso y proporción que significó sobre la TAM global por esta causa. (Tasas por 100.000 habitantes)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 6. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por COVID-19. Ciudad de Madrid, según sexo, 2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2020	204,20	225,29	190,72	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

SIDA (Códigos B20-B24)

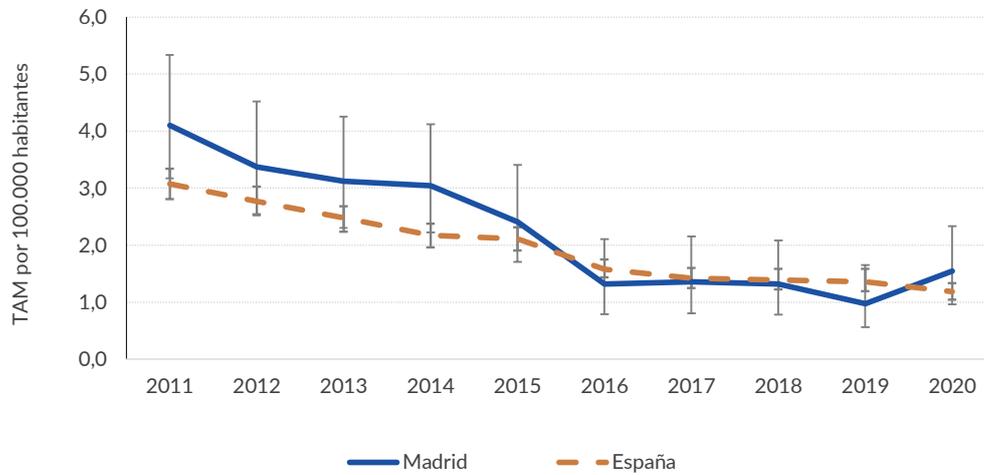
En las **tablas 7 y 8** y en las **gráficas 10 y 11** se observa la evolución de la mortalidad por HIV-SIDA. Se debe destacar que después de muchos años con muy baja mortalidad por esta causa infecciosa, especialmente baja en la ciudad de Madrid tanto para los hombres como para las mujeres, en el año 2020 hay un repunte de esta mortalidad en la población madrileña que sitúa su TAM un 30% más alta en los hombres de la ciudad que en los de España, mientras que en las mujeres, y aunque en ellas también se registra un crecimiento sobre el año previo que duplica la TAM, su tasa permanece un 23% más baja que la nacional (TAM) (**tabla 8**). Las diferencias, por la escasez de las defunciones, no alcanzan a ser significativas, pero podemos llamar la atención sobre el hecho conocido del mayor riesgo de fallecer por este motivo en los hombres que en las mujeres, algo mayor de 7 veces en la población madrileña y un poco más de 4 en la población de España.

Tabla 7. Tasas ajustadas de mortalidad por SIDA. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	2,32	4,10	0,72
	2012	2,08	3,37	0,92
	2013	1,63	3,12	0,33
	2014	1,79	3,04	0,73
	2015	1,34	2,41	0,44
	2016	0,82	1,32	0,43
	2017	0,74	1,35	0,21
	2018	0,66	1,32	0,11
	2019	0,49	0,97	0,11
	2020	0,81	1,55	0,21
España	2011	1,92	3,08	0,79
	2012	1,78	2,77	0,80
	2013	1,52	2,48	0,58
	2014	1,42	2,17	0,68
	2015	1,27	2,11	0,47
	2016	1,00	1,58	0,44
	2017	0,89	1,42	0,39
	2018	0,84	1,39	0,31
	2019	0,81	1,36	0,31
	2020	0,72	1,19	0,27

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

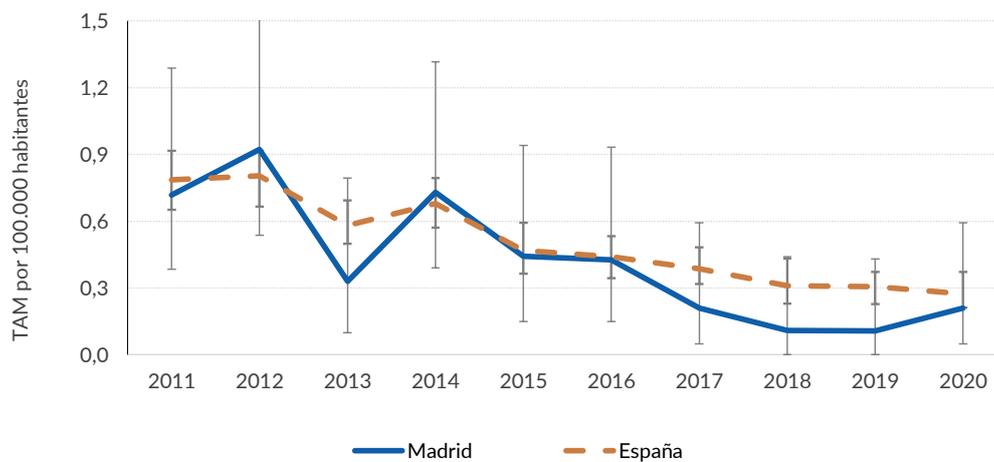
Gráfica 10. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por SIDA. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 006 SIDA

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 11. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por SIDA. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 006 SIDA

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 8. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por SIDA. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	120,54	133,29	91,27	100
2012	116,83	121,74	114,69	100
2013	107,52	126,08	56,84	100
2014	126,47	139,95	107,38	100
2015	105,54	114,18	94,40	100
2016	82,31	83,49	97,07	100
2017	83,21	95,58	54,12	100
2018	78,84	94,86	35,16	100
2019	59,65	71,55	34,80	100
2020	113,15	130,43	76,81	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tumores (grupo II de la CIE-10)

Para todo tipo de tumores la evolución de la mortalidad se puede observar en las **tablas 9 y 10** y en las **gráficas 12 y 13**. Se destaca el sentido descendente del riesgo de morir por estas causas, tras ajustar por edades, tanto en la ciudad como, más moderadamente, en el conjunto del país. En el último año la ventaja significativa de hombres y mujeres de la ciudad de Madrid se constata por las cifras. Como se ve en la evolución de las razones de mortalidad estandarizadas, esta ventaja de la población madrileña se agudiza en el año 2020, situándose la TAM de los hombres madrileños un 13% por debajo de la de los españoles y la de las mujeres algo más de un 6%.

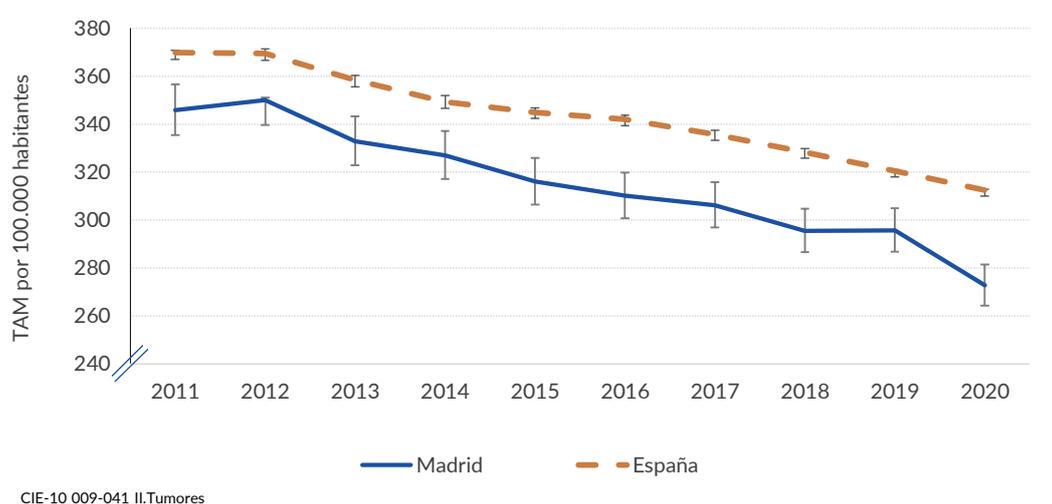
Tabla 9. Tasas ajustadas de mortalidad por Tumores. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	229,42 😊	345,84 😊	159,14 😊
	2012	233,37 😊	350,09 😊	161,44
	2013	227,63 😊	332,92 😊	162,01
	2014	222,31 😊	326,95 😊	158,66
	2015	214,50 😊	316,08 😊	151,41 😊
	2016	213,20 😊	310,09 😊	152,78 😊
	2017	214,83 😊	306,26 😊	158,06
	2018	206,58 😊	295,55 😊	150,92 😊
	2019	208,54 😊	295,70 😊	154,74
	2020	194,99 😊	272,78 😊	146,91 😊

España	2011	253,33	369,94	169,26
	2012	252,46	369,50	167,65
	2013	247,83	358,39	167,14
	2014	241,66	349,21	162,77
	2015	239,84	344,98	162,46
	2016	238,92	342,01	162,32
	2017	235,64	335,82	161,65
	2018	230,69	328,26	158,09
	2019	226,90	320,50	157,55
	2020	223,13	312,36	156,95

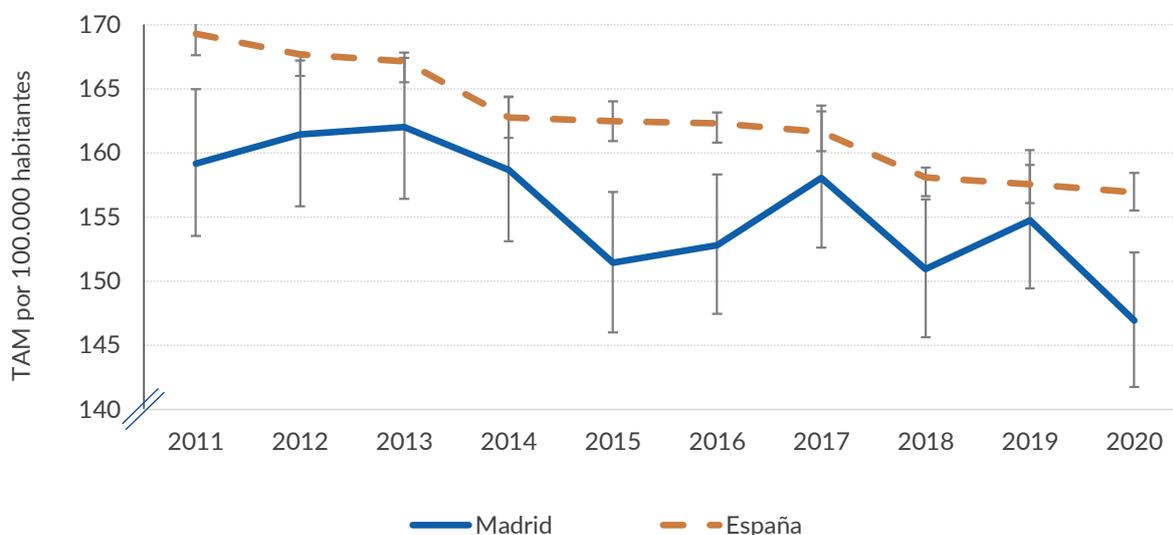
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 12. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Tumores. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 13. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Tumores. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 10. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Tumores. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	90,56	93,49	94,02	100
2012	92,44	94,75	96,30	100
2013	91,85	92,89	96,93	100
2014	91,99	93,63	97,48	100
2015	89,44	91,62	93,20	100
2016	89,24	90,67	94,13	100
2017	91,17	91,20	97,78	100
2018	89,55	90,04	95,46	100
2019	91,91	92,26	98,22	100
2020	87,39	87,33	93,61	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Cáncer de colon (Código C18)

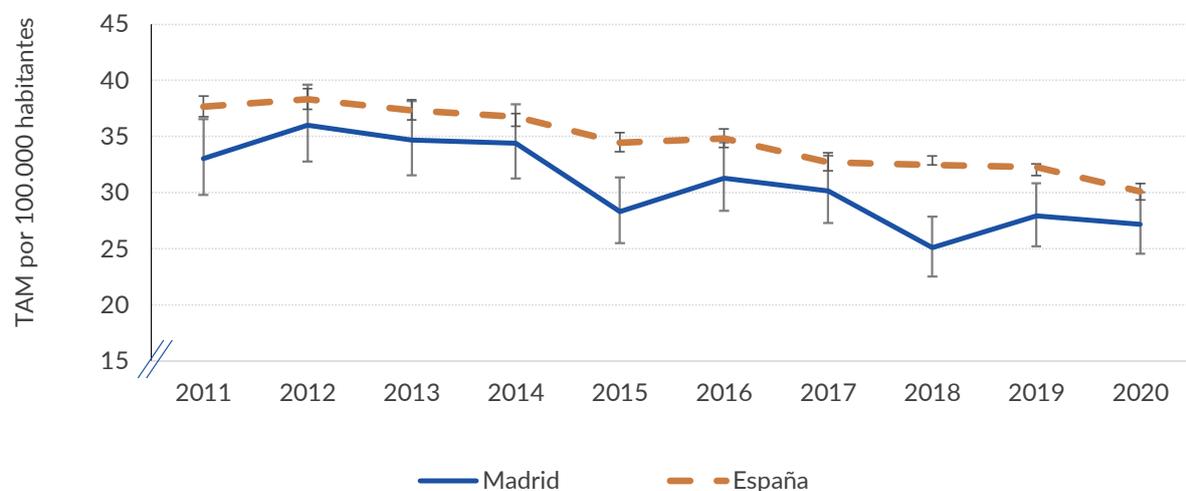
En las **tablas 11 y 12** y en las **gráficas 14 y 15** se aprecia la evolución del riesgo de morir, ajustado por edades (TAM) de la población madrileña y española según sexos en la última década por esta causa. Cabe reseñar que el riesgo de fallecer por cáncer de colon es aproximadamente el doble en hombres que en mujeres, que la tendencia temporal es la de la reducción mantenida y que la ventaja de la población madrileña, en el último año se circunscribe al conjunto de la población, no pudiendo demostrarse separadamente en hombres y en mujeres, al reducirse el número de personas fallecidas tras separarlas por sexos. La población madrileña presenta una tasa de mortalidad por estos tumores un 13% inferior a la de la población española.

Tabla 11. Tasas ajustadas de mortalidad por Cáncer de colon. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	23,66 😊	33,02 😊	18,48
	2012	23,49 😊	36,03	15,45 😊
	2013	22,88 😊	34,70	15,42 😊
	2014	23,05 😊	34,41	16,13
	2015	20,16 😊	28,29 😊	15,34
	2016	21,99 😊	31,28	15,87
	2017	21,05 😊	30,16	15,38
	2018	17,33 😊	25,08 😊	12,21 😊
	2019	19,82 😊	27,93 😊	14,79
	2020	18,91 😊	27,19	13,74
España	2011	27,03	37,66	19,50
	2012	26,69	38,33	18,48
	2013	26,24	37,34	18,32
	2014	25,62	36,75	17,68
	2015	24,55	34,44	17,45
	2016	24,56	34,85	17,14
	2017	23,35	32,72	16,61
	2018	22,75	32,47	15,56
	2019	22,81	32,29	15,90
	2020	21,68	30,10	15,59

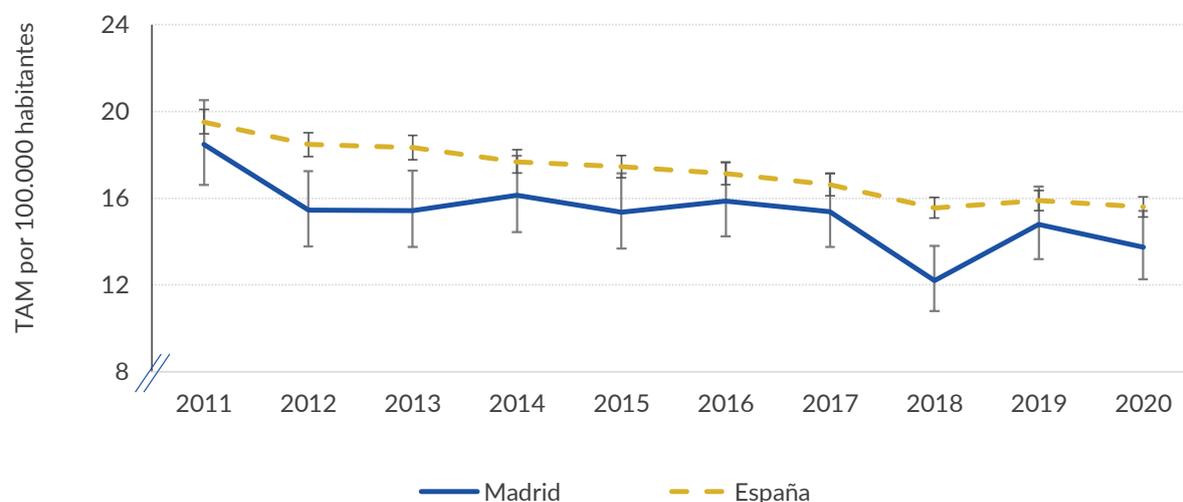
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 14. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Cáncer de colon. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 15. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Cáncer de colon. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 O11 Tumor maligno del colon

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 12. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Cáncer de colon. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	87,51	87,66	94,74	100
2012	87,99	93,99	83,61	100
2013	87,18	92,95	84,16	100
2014	89,95	93,64	91,22	100
2015	82,13	82,14	87,93	100
2016	89,55	89,77	92,59	100
2017	90,12	92,18	92,56	100
2018	76,18	77,25	78,45	100
2019	86,90	86,50	93,01	100
2020	87,26	90,35	88,08	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Cáncer de pulmón (“Tumor maligno de tráquea, bronquios y pulmón”) (Códigos C33-C34)

En las tablas 13 y 14 y en las gráficas 16 y 17 se observa lo concerniente al cáncer de pulmón (junto con los de tráquea y bronquios). Llama la atención el hecho conocido de que, mientras la tendencia general es a la reducción de la tasa de mortalidad en hombres, se incrementa la de las mujeres en el periodo de estudio, y, sin duda por la mayor magnitud del fenómeno en ellos, las TAM del conjunto de la población también tienden a decrecer. La tasa de hombres es mayor unas 3 veces a la de las mujeres en la capital, mientras que, en el Estado, y debido a que a nivel nacional la tasa de hombres es de mayor magnitud, la brecha de género alcanza allí casi las 4 veces. La situación en los hombres es diferente significativamente a favor de los madrileños, por la menor magnitud de

su tasa, dándose la circunstancia de que la caída que se registra en los hombres madrileños en los últimos años es más profunda que la nacional, razón por la cual las diferencias se incrementan, llegando en el último año a situarse un 16% más baja en los hombres madrileños.

Aunque la tasa de mortalidad por este tumor ha sido mayor en los últimos años en las mujeres madrileñas que en sus homónimas nacionales, en el año 2020 se igualan prácticamente, e incluso queda la de las madrileñas aproximadamente un 3% más baja que la de las españolas, si bien esas diferencias, de tan escasas, no son significativas. La tendencia de las TAM de las mujeres españolas continúa, por desgracia, su tendencia ascendente.

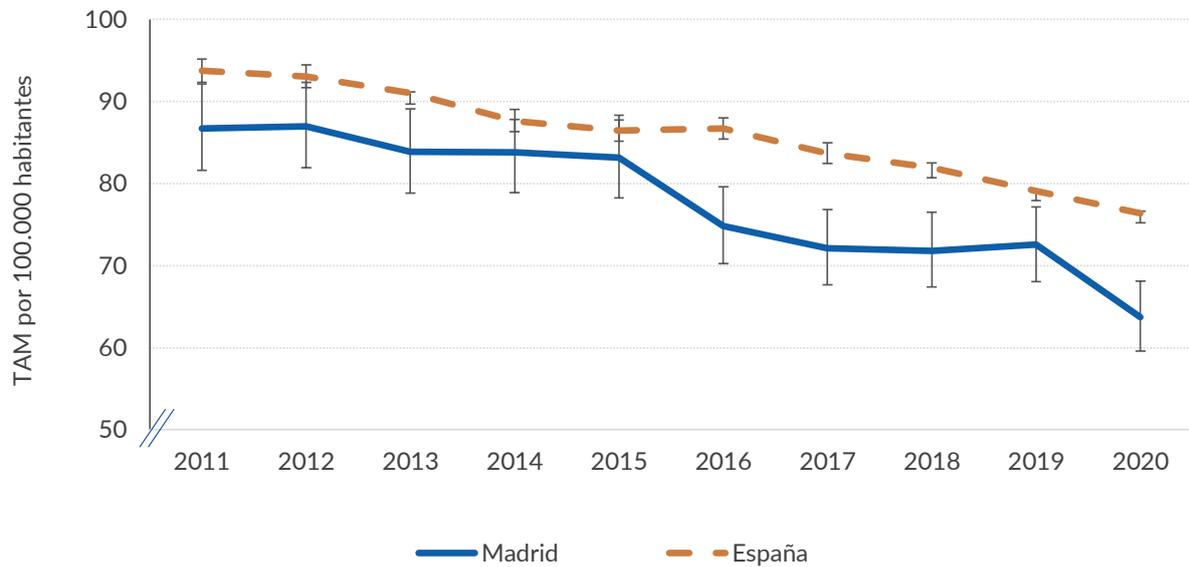
Tabla 13. Tasas ajustadas de mortalidad por Cáncer de pulmón. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	44,71 😊	86,69 😊	17,12
	2012	46,58 😊	86,97	19,72 😞
	2013	45,07 😊	83,83 😊	19,62 😞
	2014	45,08	83,80	19,94 😞
	2015	45,02	83,13	19,66
	2016	42,41 😊	74,80 😊	20,76 😞
	2017	41,33 😊	72,12 😊	20,74
	2018	41,81 😊	71,81 😊	21,90 😞
	2019	42,00 😊	72,53 😊	21,95 😞
	2020	36,88 😊	63,74 😊	19,30
España	2011	49,67	93,74	15,14
	2012	49,92	93,03	16,02
	2013	49,55	91,02	16,90
	2014	47,93	87,64	16,49
	2015	47,99	86,43	17,52
	2016	48,48	86,68	18,04
	2017	47,56	83,68	18,92
	2018	46,96	81,92	19,09
	2019	45,73	79,08	19,24
	2020	44,89	76,40	19,83

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia



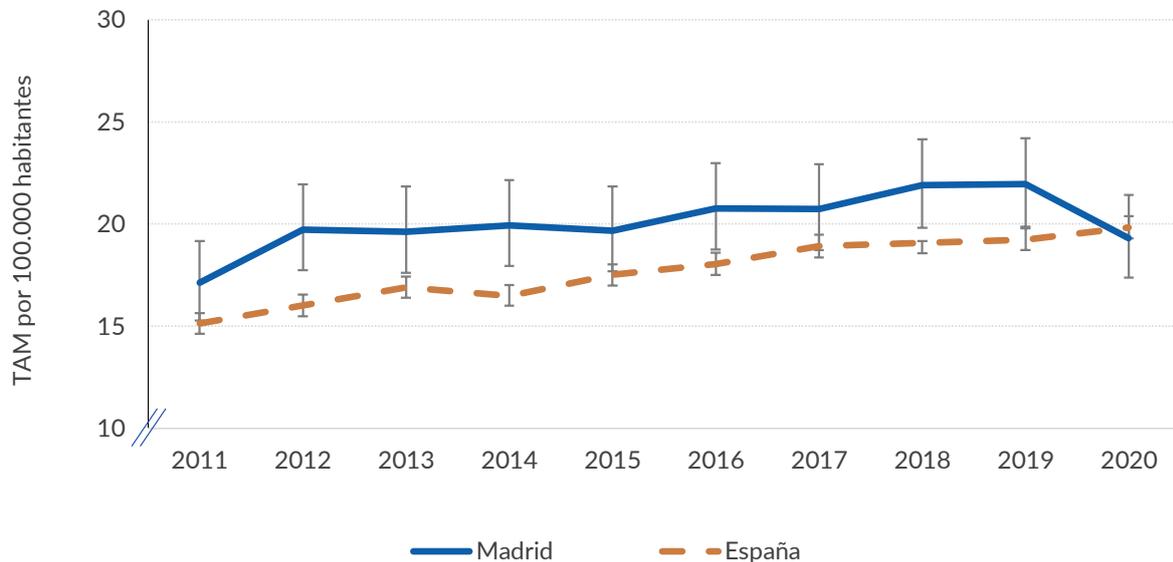
Gráfica 16. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Cáncer de pulmón. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 O18. Tumor maligno de la tráquea, de los bronquios y del pulmón

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 17. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Cáncer de pulmón. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 O18. Tumor maligno de la tráquea, de los bronquios y del pulmón

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia



Tabla 14. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Cáncer de pulmón. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	90,00	92,49	113,09	100
2012	93,31	93,49	123,16	100
2013	90,95	92,10	116,07	100
2014	94,05	95,62	120,91	100
2015	93,81	96,19	112,26	100
2016	87,48	86,29	115,03	100
2017	86,88	86,19	109,62	100
2018	89,04	87,66	114,71	100
2019	91,83	91,72	114,08	100
2020	82,16	83,44	97,36	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Cáncer de mama (Código C50)

En las **tablas 15 y 16**, y en la **gráfica 18** (TAM en mujeres) se observa la evolución del cáncer de mama desde 2011 a 2020 en la población de la ciudad de Madrid y en la de España. Como es sabido, el cáncer de mama en mujeres recoge la práctica totalidad de esta enfermedad si bien y residualmente, se puede presentar también en hombres. Por este motivo se dan cifras en este análisis también de su evolución en los hombres y en el conjunto de la población. Al estudiar las tasas de mortalidad observamos que el riesgo de fallecer por este problema es 50 veces más frecuente en mujeres que en hombres con datos de 2020.

Se aprecia también que la tendencia, tanto en España como en la ciudad de Madrid, es al descenso paulatino de esta mortalidad, siendo la evolución algo más irregular en la población de la ciudad de Madrid. No existen diferencias significativas en los últimos años entre las tasas de ambas poblaciones, aunque se puede señalar que para las mujeres madrileñas en el último año la TAM es un 8% más baja que para las españolas.

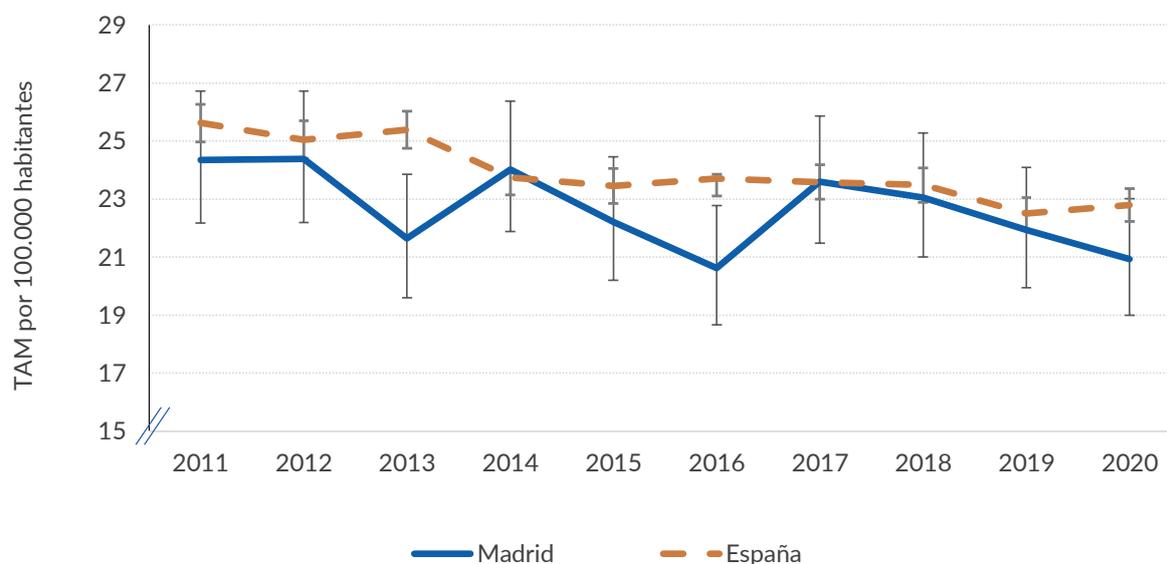
Tabla 15. Tasas ajustadas de mortalidad por Cáncer de mama. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	14,62	0,50	24,36
	2012	14,79	0,42	24,39
	2013	13,06	0,35	21,65 😊
	2014	14,52	0,58	24,02
	2015	13,45	0,58	22,22
	2016	12,55	0,67	20,62 😊
	2017	14,13	0,59	23,59
	2018	13,58	0,27	23,05
	2019	12,96	0,27	21,93
	2020	12,55	0,40	20,94

España	2011	14,55	0,48	25,63
	2012	14,27	0,49	25,05
	2013	14,43	0,59	25,39
	2014	13,52	0,49	23,75
	2015	13,28	0,38	23,45
	2016	13,41	0,45	23,72
	2017	13,35	0,42	23,59
	2018	13,25	0,42	23,49
	2019	12,69	0,37	22,50
	2020	12,85	0,37	22,80

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 18. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Cáncer de mama. España y ciudad de Madrid, Mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 O23. Tumor maligno de la mama

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 16. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Cáncer de mama. Ciudad de Madrid, total de la población, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	100,47	104,73	95,03	100
2012	103,65	85,08	97,35	100
2013	90,47	59,82	85,28	100
2014	107,38	119,06	101,11	100
2015	101,25	151,59	94,75	100
2016	93,61	148,56	86,92	100
2017	105,89	139,21	100,01	100
2018	102,46	65,40	98,12	100
2019	102,20	71,59	97,46	100
2020	97,65	107,74	91,85	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Cáncer de próstata (Código C61)

El cáncer de próstata provoca el fallecimiento de 25 hombres madrileños por cada 100.000 habitantes al año tras ajustar por edades. En los últimos años, tanto en la ciudad de Madrid como en el conjunto del Estado, la evolución de la mortalidad por esta enfermedad marca una clara tendencia a la disminución, si bien en todo el periodo la situación de los hombres madrileños ha sido más favorable. En las **tablas 17 y 18** y en la **gráfica 19** se observa que estas diferencias, no obstante, no son significativas en el último año analizado a pesar de que el riesgo de fallecer de los hombres madrileños por este problema es aproximadamente un 12% menor que el de los hombres del conjunto del Estado.

Tabla 17. Tasas ajustadas de mortalidad por Cáncer de próstata. España y ciudad de Madrid, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

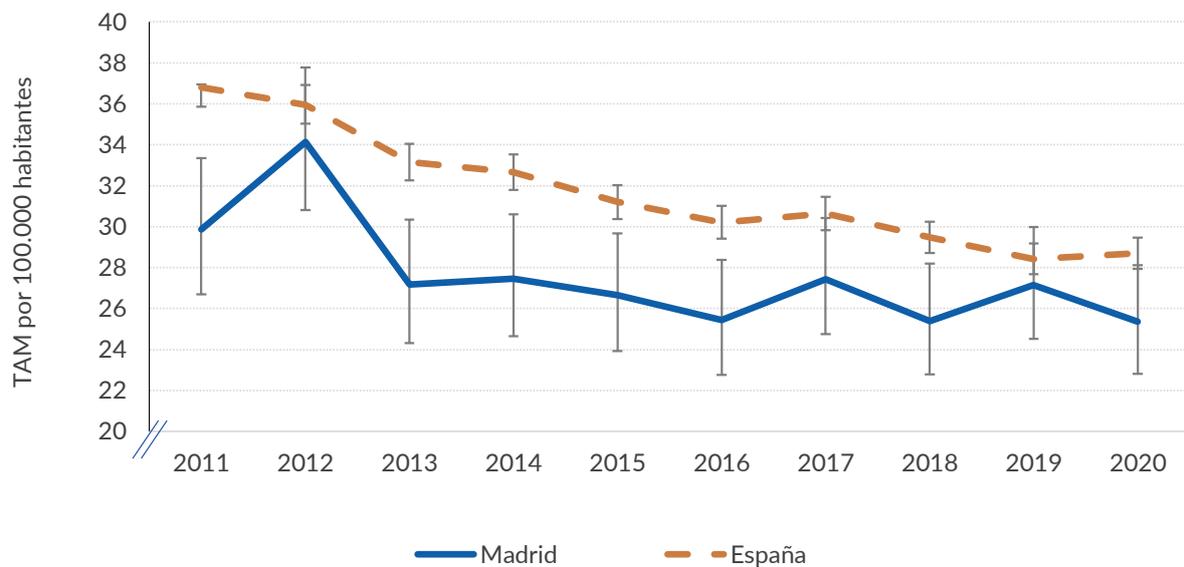
Territorio	Año	Hombres
Madrid	2011	29,86 😊
	2012	34,14
	2013	27,18 😊
	2014	27,46 😊
	2015	26,65 😊
	2016	25,43 😊
	2017	27,44
	2018	25,37 😊
	2019	27,14
	2020	25,36



España	2011	36,79
	2012	35,95
	2013	33,15
	2014	32,66
	2015	31,20
	2016	30,21
	2017	30,64
	2018	29,48
	2019	28,43
	2020	28,70

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 19. Tasas ajustadas de mortalidad por Cáncer de próstata e IC95%. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 028. Tumor maligno de la próstata

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia



Tabla 18. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Cáncer de próstata. Ciudad de Madrid, 2011-2020 (España=100)

Año	Hombres	RTME Esp = 100
2011	81,16	100
2012	94,99	100
2013	81,99	100
2014	84,09	100
2015	85,42	100
2016	84,18	100
2017	89,57	100
2018	86,08	100
2019	95,48	100
2020	88,36	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad (grupo III de la CIE-10)

En este gran grupo de causas de mortalidad, tal como se puede apreciar en las **tablas 19 y 20** y en las **gráficas 20 y 21**, las tasas de mortalidad se mantienen bastante estables y en magnitudes francamente bajas, algo más altas en hombres que en mujeres y siempre las de la población de la ciudad de Madrid en mejor situación, en especial para las mujeres, lo que se refleja en las TAM del conjunto de la población. En el año 2020 y 2021 la menor magnitud de las tasas de las mujeres madrileñas resultó estadísticamente significativa, alcanzando en este último año una tasa un 33% más baja que la de las mujeres españolas.

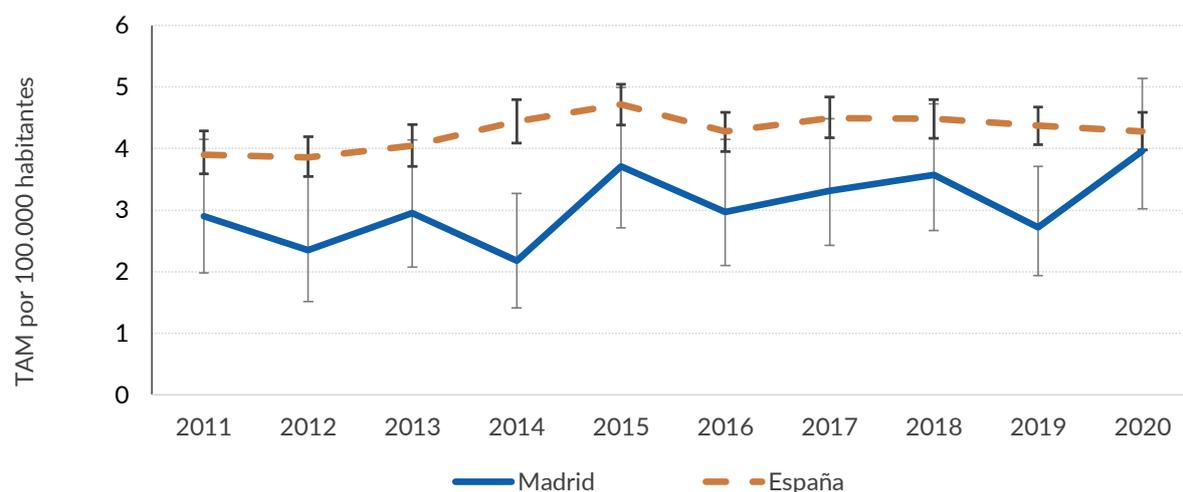
Tabla 19. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	2,61 😊	2,90	2,32
	2012	2,34 😊	2,35	2,36
	2013	2,32 😊	2,95	1,72 😊
	2014	1,84 😊	2,18 😊	1,53 😊
	2015	3,00 😊	3,71	2,53 😊
	2016	3,06	2,97	3,08
	2017	3,11	3,32	2,70
	2018	3,15	3,57	2,78
	2019	2,41 😊	2,72 😊	2,18 😊
	2020	2,89 😊	3,96	2,27 😊

España	2011	3,52	3,90	3,27
	2012	3,50	3,86	3,22
	2013	3,57	4,04	3,25
	2014	3,79	4,44	3,39
	2015	4,18	4,71	3,82
	2016	3,80	4,28	3,48
	2017	3,88	4,49	3,50
	2018	3,71	4,49	3,17
	2019	3,76	4,37	3,34
	2020	3,76	4,28	3,40

Fuente: *Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia*

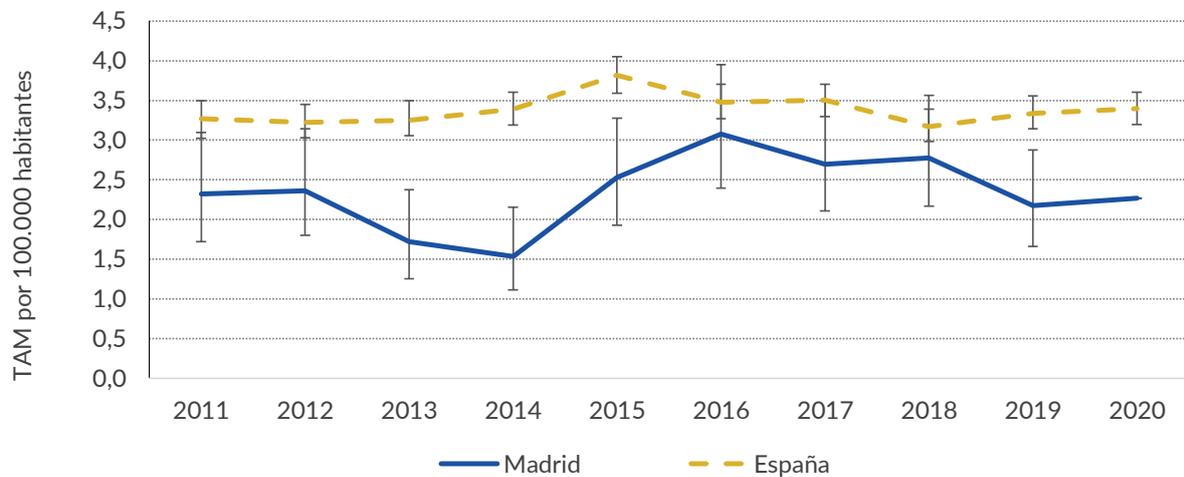
Gráfica 20. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 042-043 III. Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad

Fuente: *Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia*

Gráfica 21. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 042-043 III. Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 20. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	73,97	74,36	71,02	100
2012	66,71	60,84	73,28	100
2013	65,03	72,98	52,89	100
2014	48,44	49,12	45,20	100
2015	71,73	78,80	66,15	100
2016	80,50	69,41	88,43	100
2017	80,00	73,77	77,00	100
2018	84,87	79,60	87,63	100
2019	64,11	62,22	65,22	100
2020	76,91	92,55	66,81	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas (grupo IV de la CIE-10)

En las **tablas 21 y 22** y en las **gráficas 22 y 23** se observa la evolución de la mortalidad por este gran grupo de causas en el periodo de análisis, considerando que más de 6 hombres y mujeres que fallecen por alguna de estas causas lo hacen por diabetes mellitus. Como se aprecia, el riesgo de morir por estas causas permanece bastante estable en todo el periodo, tanto en la población madrileña como en la nacional, señalándose que la evolución de las tasas ajustadas respectivas transcurre de forma paralela. Se observa también que la población de la ciudad de Madrid tiene un riesgo de morir por estas causas más pequeño que la población nacional, tanto en hombres como en mujeres, que el riesgo de morir en los hombres es mayor que en las mujeres y que en el periodo estudiado las tasas de hombres y mujeres de la ciudad de Madrid alcanzan, algunas veces, una cifra próxima a un 50% por debajo que las de sus homónimos/as nacionales.

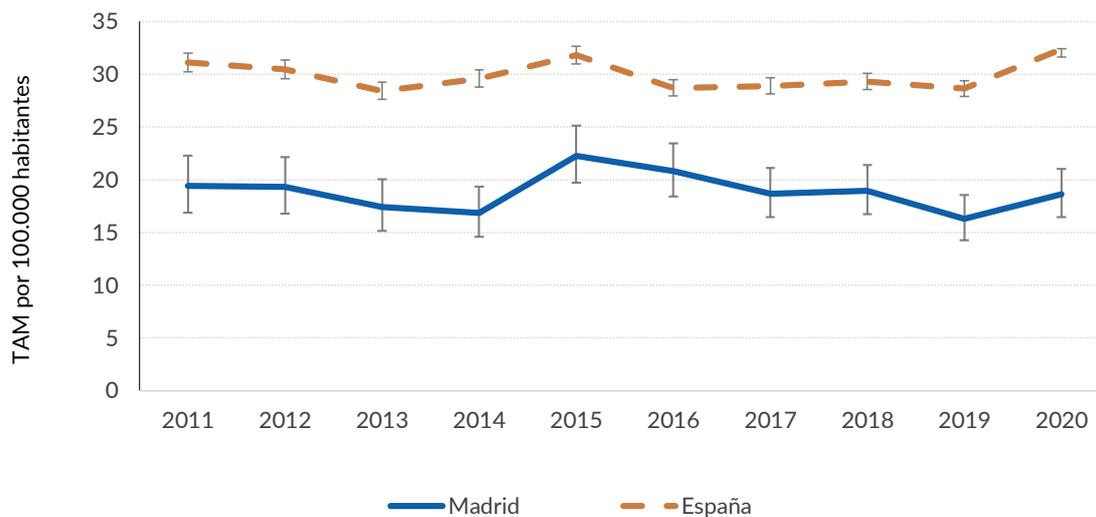
Volver al Índice 

Tabla 21. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	17,20 😊	19,45 😊	15,96 😊
	2012	16,75 😊	19,31 😊	15,26 😊
	2013	14,84 😊	17,44 😊	13,00 😊
	2014	14,39 😊	16,84 😊	12,85 😊
	2015	17,61 😊	22,29 😊	14,81 😊
	2016	16,55 😊	20,81 😊	13,81 😊
	2017	16,22 😊	18,68 😊	14,21 😊
	2018	15,26 😊	18,97 😊	13,01 😊
	2019	13,37 😊	16,31 😊	11,28 😊
	2020	15,77 😊	18,62 😊	14,01 😊
España	2011	29,36	31,13	27,47
	2012	28,62	30,45	26,66
	2013	26,41	28,44	24,48
	2014	27,47	29,57	25,32
	2015	28,94	31,81	26,28
	2016	25,54	28,71	22,80
	2017	26,08	28,89	23,56
	2018	25,71	29,33	22,71
	2019	25,00	28,67	21,99
	2020	28,14	32,39	24,64

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia.

Gráfica 22. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

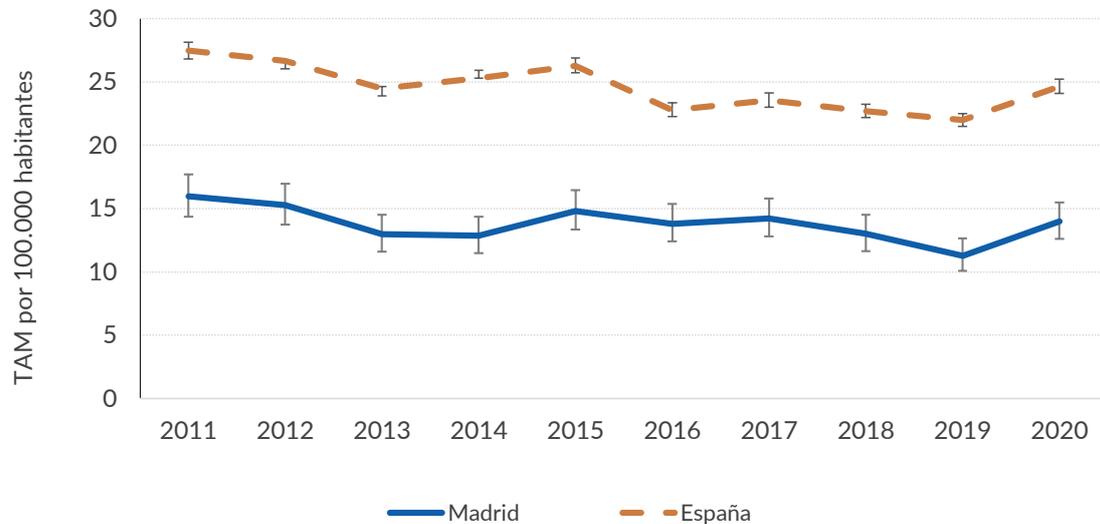


CIE-10 044-045 IV. Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#)

Gráfica 23. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 044-045 IV. Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 22. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	58,59	62,48	58,08	100
2012	58,53	63,42	57,23	100
2013	56,20	61,31	53,09	100
2014	52,40	56,94	50,75	100
2015	60,83	70,06	56,34	100
2016	64,79	72,49	60,58	100
2017	62,19	64,68	60,33	100
2018	59,35	64,69	57,28	100
2019	53,48	56,89	51,28	100
2020	56,05	57,47	56,84	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Trastornos mentales y del comportamiento (grupo V de la CIE-10)

Por estas enfermedades fallecen 28 madrileños/as al año por cada 100.000 habitantes según su tasa ajustada. La situación de la población madrileña, tanto en hombres como en mujeres, es mucho mejor que la de la población nacional, como conocemos desde hace años. Las tasas de defunción son muy parecidas entre hombres y mujeres, observándose también desde hace algunos años un incremento de la mortalidad por estas causas, más acusado en hombres y en mujeres de la ciudad de Madrid. Por ese motivo las diferencias en tasas ajustadas de mortalidad entre la población nacional y la población de la capital se van haciendo cada vez más pequeñas, a pesar de que continúan siendo estadísticamente significativas. De esta forma, en el último año estudiado la población madrileña presentaba una tasa ajustada de mortalidad un 25% más pequeña que la población nacional, aunque en el inicio del periodo de estudio esa diferencia favorable rondaba el 60% menos (ver tablas 23 y 24 y gráficas 24 y 25).

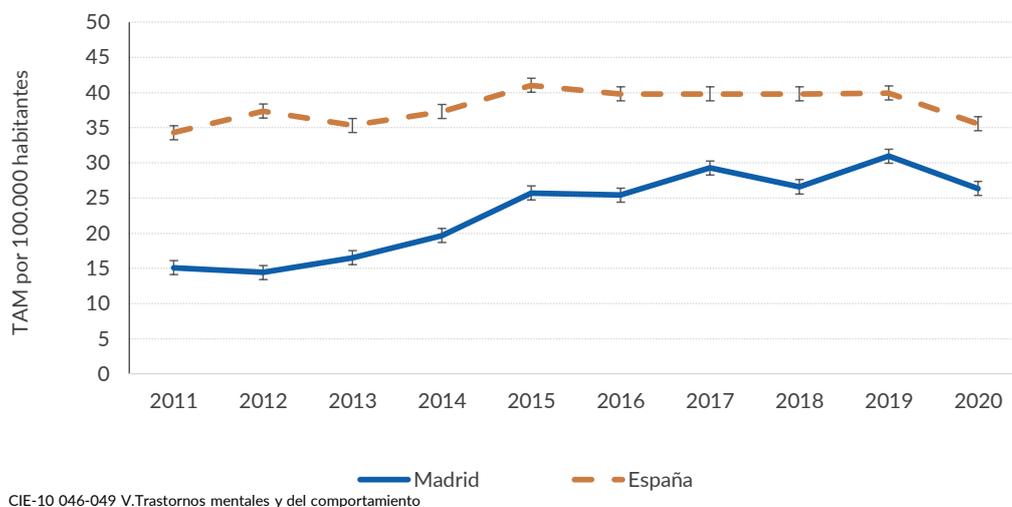
Volver al Índice 

Tabla 23. Tasas ajustadas de mortalidad por Trastornos mentales y del comportamiento. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	14,33 😊	15,10 😊	13,54 😊
	2012	15,64 😊	14,41 😊	15,79 😊
	2013	17,97 😊	16,53 😊	17,98 😊
	2014	21,40 😊	19,66 😊	21,85 😊
	2015	26,87 😊	25,72 😊	26,67 😊
	2016	26,22 😊	25,41 😊	25,95 😊
	2017	27,93 😊	29,28 😊	26,80 😊
	2018	27,87 😊	26,60 😊	28,08 😊
	2019	31,40 😊	30,96 😊	30,95 😊
	2020	28,39 😊	26,35 😊	28,82 😊
España	2011	35,63	34,31	35,19
	2012	38,63	37,36	38,21
	2013	36,57	35,33	36,08
	2014	38,68	37,30	38,36
	2015	42,79	41,02	42,60
	2016	40,74	39,81	40,27
	2017	40,94	39,81	40,54
	2018	41,07	39,79	40,80
	2019	40,75	39,93	40,13
	2020	38,08	35,55	38,54

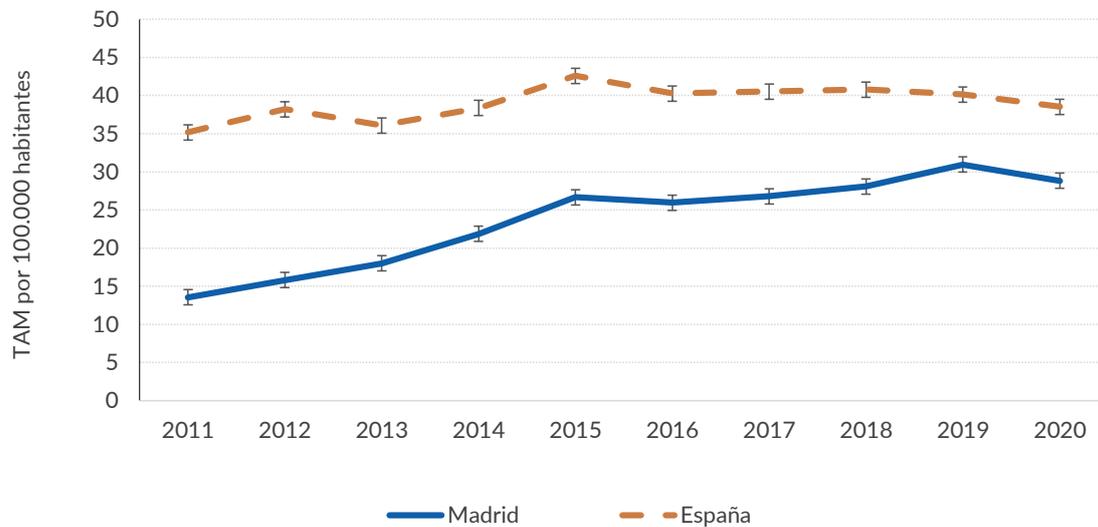
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 24. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Trastornos mentales y del comportamiento. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 25. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Trastornos mentales y del comportamiento. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 046-049 V.Trastornos mentales y del comportamiento

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 24. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Trastornos mentales y del comportamiento. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	40,22	44,01	38,47	100
2012	40,48	38,58	41,33	100
2013	49,14	46,79	49,83	100
2014	55,32	52,71	56,95	100
2015	62,80	62,72	62,60	100
2016	64,35	63,82	64,42	100
2017	68,22	73,55	66,11	100
2018	67,86	66,84	68,82	100
2019	77,05	77,53	77,11	100
2020	74,56	74,10	74,80	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos (grupo VI a VIII de la CIE-10)

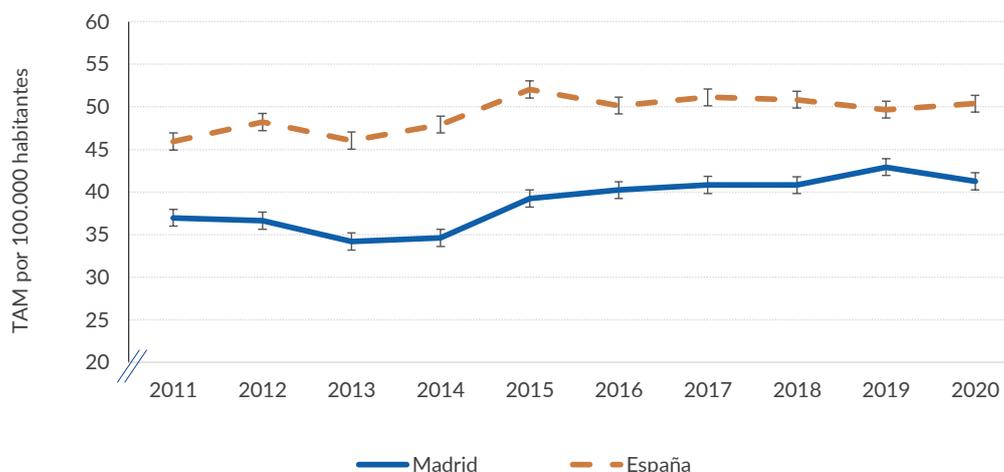
En las tablas 25 y 26, y en las gráficas 26 y 27 se puede observar la evolución de la mortalidad por estas enfermedades. Como se aprecia es una mortalidad que, tanto en el conjunto del Estado como en la capital, tiende a incrementarse anualmente, aunque la situación de la población de Madrid sea mejor siempre de manera significativa. El riesgo de morir en hombres y en mujeres por estas enfermedades es muy parecido y se puede apuntar que, en el último año analizado, 2020, la población madrileña presenta una tasa ajustada de mortalidad un 20% más baja que la de España.

Tabla 25. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	34,42 😊	36,97 😊	32,06 😊
	2012	37,38 😊	36,62 😊	36,65 😊
	2013	32,50 😊	34,20 😊	31,05 😊
	2014	30,28 😊	34,61 😊	27,09 😊
	2015	40,18 😊	39,25 😊	39,90 😊
	2016	38,40 😊	40,23 😊	36,53 😊
	2017	40,95 😊	40,84 😊	39,74 😊
	2018	37,38 😊	40,81 😊	34,44 😊
	2019	40,02 😊	42,92 😊	37,61 😊
	2020	39,97 😊	41,25 😊	38,47 😊
España	2011	45,76	45,95	44,55
	2012	48,53	48,20	47,63
	2013	45,77	46,05	44,37
	2014	48,50	47,92	47,67
	2015	52,33	52,04	51,11
	2016	49,86	50,15	48,42
	2017	51,04	51,12	49,67
	2018	50,05	50,84	48,33
	2019	48,75	49,68	46,91
	2020	50,71	50,37	49,75

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

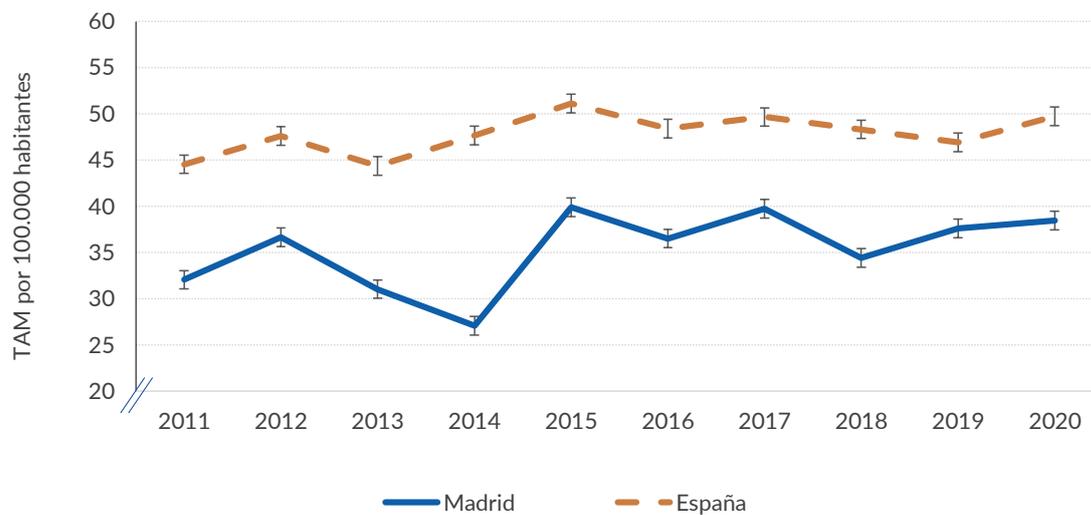
Gráfica 26. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 050-052 VI-VIII. Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia.

Gráfica 27. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 050-052 VI-VIII. Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 26. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	75,22	80,46	71,98	100
2012	77,03	75,98	76,96	100
2013	71,02	74,28	69,97	100
2014	62,42	72,23	56,82	100
2015	76,79	75,42	78,06	100
2016	77,01	80,22	75,43	100
2017	80,22	79,90	80,01	100
2018	74,68	80,28	71,26	100
2019	82,08	86,41	80,18	100
2020	78,82	81,89	77,32	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedad de Alzheimer (Código G30)

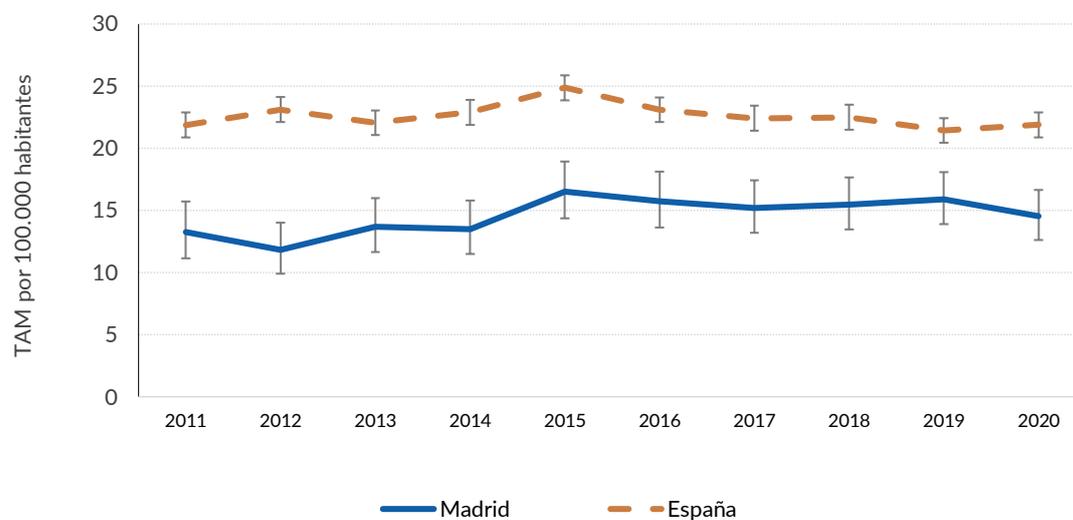
Como se observa en las tablas 27 y 28 y en las gráficas 28 y 29, la mortalidad por esta causa permanece bastante estable en el tiempo y siempre con mejor situación la población madrileña, cuyas diferencias por debajo de la nacional son significativas desde el punto de vista estadístico. Como es conocido, la mortalidad por este problema es más frecuente en mujeres que en hombres, pero si observamos la evolución temporal deducimos que la ventaja de las mujeres madrileñas sobre las españolas se reduce paulatinamente. En el año 2022 las tasas ajustadas de mortalidad por esta causa, tanto en hombres como en mujeres, rondaban un 34% menos en madrileños y madrileñas, pero llama la atención también que, al inicio del periodo, 10 años antes, la ventaja de las madrileñas era de un 45%.

Tabla 27. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedad de Alzheimer. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	15,39 😊	13,28 😊	16,20 😊
	2012	15,38 😊	11,82 😊	16,71 😊
	2013	15,41 😊	13,70 😊	16,03 😊
	2014	15,38 😊	13,50 😊	16,17 😊
	2015	21,55 😊	16,52 😊	23,64 😊
	2016	20,37 😊	15,76 😊	22,30 😊
	2017	20,37 😊	15,20 😊	22,64 😊
	2018	18,40 😊	15,46 😊	19,51 😊
	2019	19,67 😊	15,90 😊	21,17 😊
	2020	18,70 😊	14,53 😊	20,59 😊
España	2011	26,78	21,88	29,11
	2012	28,42	23,11	31,00
	2013	26,87	22,06	29,10
	2014	28,55	22,90	31,37
	2015	30,88	24,88	33,77
	2016	28,45	23,10	31,11
	2017	28,54	22,42	31,65
	2018	27,54	22,50	30,06
	2019	26,36	21,44	28,79
	2020	27,68	21,89	30,74

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 28. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedad de Alzheimer. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

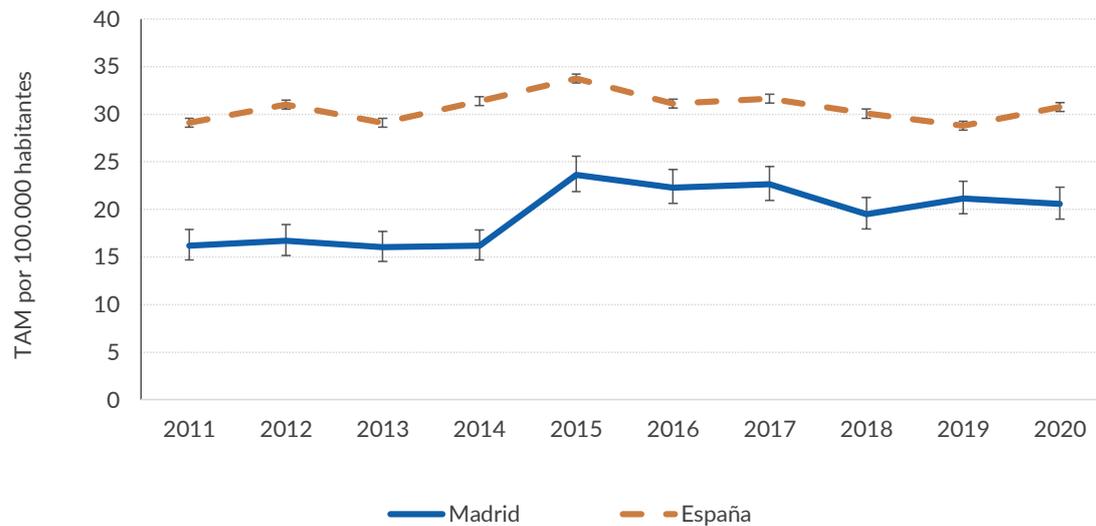


CIE-10 051 Enfermedad de Alzheimer

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#)

Gráfica 29. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedad de Alzheimer. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 051 Enfermedad de Alzheimer

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 28. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedad de Alzheimer. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	57,45	60,70	55,64	100
2012	54,10	51,15	53,90	100
2013	57,36	62,11	55,08	100
2014	53,86	58,96	51,55	100
2015	69,79	66,42	70,00	100
2016	71,58	68,22	71,68	100
2017	71,38	67,81	71,55	100
2018	66,80	68,70	64,89	100
2019	74,61	74,14	73,51	100
2020	67,56	66,38	66,99	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades del sistema circulatorio (grupo IX de la CIE-10)

Estas enfermedades, junto con el cáncer, son muy importantes en la mortalidad general. Como se observa en las **tablas 29 y 30**, y en las **gráficas 30 y 31**, la mortalidad de los hombres es un 66% mayor, en términos de tasas ajustadas de mortalidad, que la de las mujeres, con datos de la ciudad de Madrid para 2020, como en otros años en que, con datos madrileños y nacionales, esta relación entre géneros es muy parecida. Se observa también, que la situación de la población madrileña, tanto de los hombres como de las mujeres y en todos los años estudiados, es significativamente mejor que la de la nacional, es decir, mantiene unas tasas estadísticamente más bajas tras desechar el efecto del azar en su comparación (contraste de los IC95% de las TAM).

Volver al Índice 

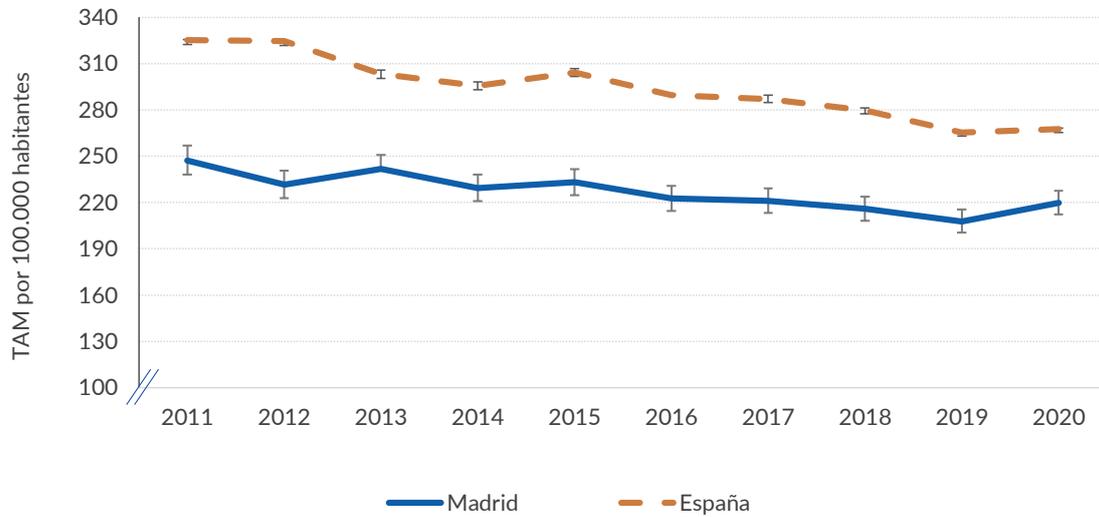
Se debe señalar también que la tendencia de la mortalidad por estas causas en el tiempo tiende a disminuir, de la misma forma que disminuye la ventaja de la población madrileña, que se sitúa en el año 2020 en unas TAM aproximadamente un 20% más bajas, tanto para hombres como para mujeres, que las de la población de España.

Tabla 29. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades del sistema circulatorio. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	204,19 😊	247,32 😊	174,26 😊
	2012	193,45 😊	231,70 😊	167,26 😊
	2013	192,81 😊	241,81 😊	160,57 😊
	2014	188,08 😊	229,28 😊	159,52 😊
	2015	192,00 😊	233,03 😊	163,01 😊
	2016	177,48 😊	222,65 😊	147,39 😊
	2017	180,45 😊	221,11 😊	152,13 😊
	2018	171,84 😊	215,94 😊	141,53 😊
	2019	165,32 😊	207,81 😊	135,86 😊
	2020	176,69 😊	219,83 😊	146,49 😊
España	2011	273,30	325,17	231,43
	2012	273,80	324,65	232,77
	2013	254,67	303,21	214,82
	2014	246,96	295,61	207,53
	2015	254,59	304,14	214,09
	2016	239,49	289,52	198,68
	2017	238,63	287,10	199,08
	2018	230,49	279,67	190,68
	2019	216,98	265,28	178,08
	2020	219,44	267,69	180,13

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

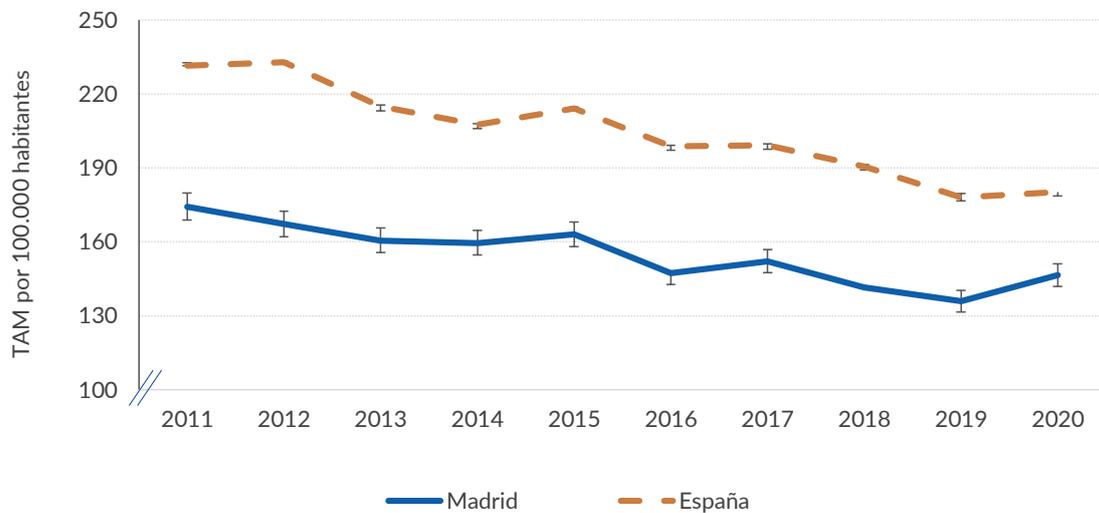
Gráfica 30. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema circulatorio. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 053-061 IX.Enfermedades del sistema circulatorio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 31. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema circulatorio. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 053-061 IX.Enfermedades del sistema circulatorio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 30. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades del sistema circulatorio. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	74,71	76,06	75,30	100
2012	70,65	71,37	71,85	100
2013	75,71	79,75	74,75	100
2014	76,16	77,56	76,86	100
2015	75,42	76,62	76,14	100
2016	74,11	76,90	74,19	100
2017	75,62	77,01	76,42	100
2018	74,55	77,21	74,22	100
2019	76,19	78,34	76,29	100
2020	80,52	82,12	81,32	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Infarto agudo de miocardio (Código I21)

En las **tablas 31 y 32** y en las **gráficas 32 y 33** se observa la evolución de la mortalidad por esta enfermedad. Aunque la situación de la población madrileña siempre ha sido mejor de forma significativa estadísticamente (TAM) en el último año, 2020, desaparece esta ventaja, igualándose en la práctica las tasas entre la población madrileña y la nacional, tanto en hombres como en mujeres.

Los hombres, en uno y otro lugar, tienen un riesgo de morir mayor del doble que las mujeres (concretamente 2,22 veces más), llamando la atención la tendencia clara a la disminución de las tasas de mortalidad por esta enfermedad en el decenio estudiado.

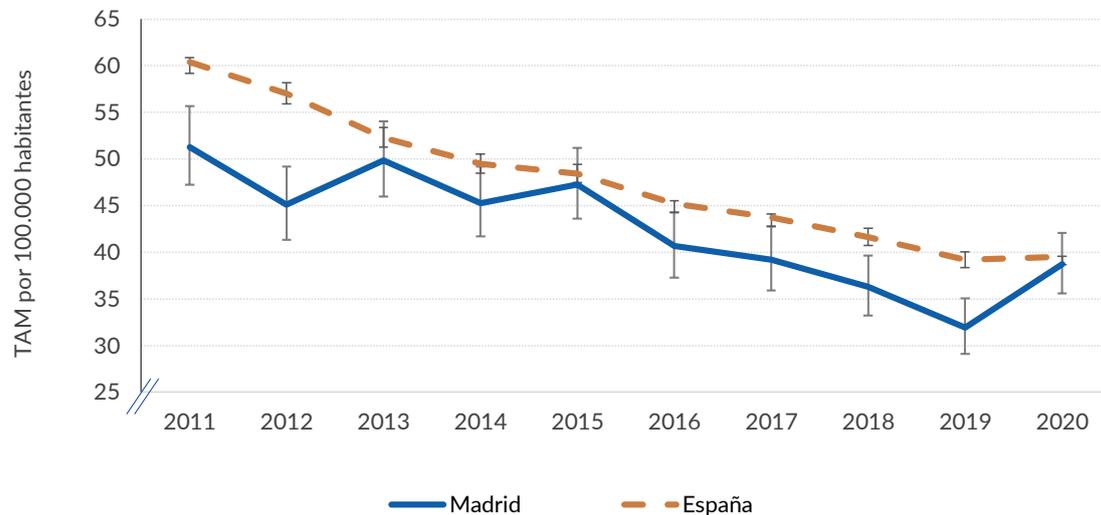
Tabla 31. Tasas ajustadas de mortalidad por Infarto agudo de miocardio, España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	34,30 😊	51,29 😊	23,12 😊
	2012	30,51 😊	45,13 😊	21,21 😊
	2013	33,74	49,86	22,92
	2014	31,12 😊	45,29	21,29
	2015	31,54	47,25	20,72
	2016	27,09 😊	40,66	18,02
	2017	27,22 😊	39,21 😊	18,82
	2018	24,93 😊	36,30 😊	17,03
	2019	21,46 😊	31,93 😊	14,21 😊
	2020	26,14	38,72	17,32

España	2011	41,67	60,38	27,49
	2012	39,63	57,03	26,34
	2013	36,20	52,30	23,64
	2014	34,03	49,50	21,83
	2015	33,45	48,44	21,52
	2016	30,69	45,24	19,20
	2017	30,06	43,73	19,25
	2018	28,71	41,65	18,37
	2019	26,53	39,20	16,40
	2020	26,66	39,52	16,34

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

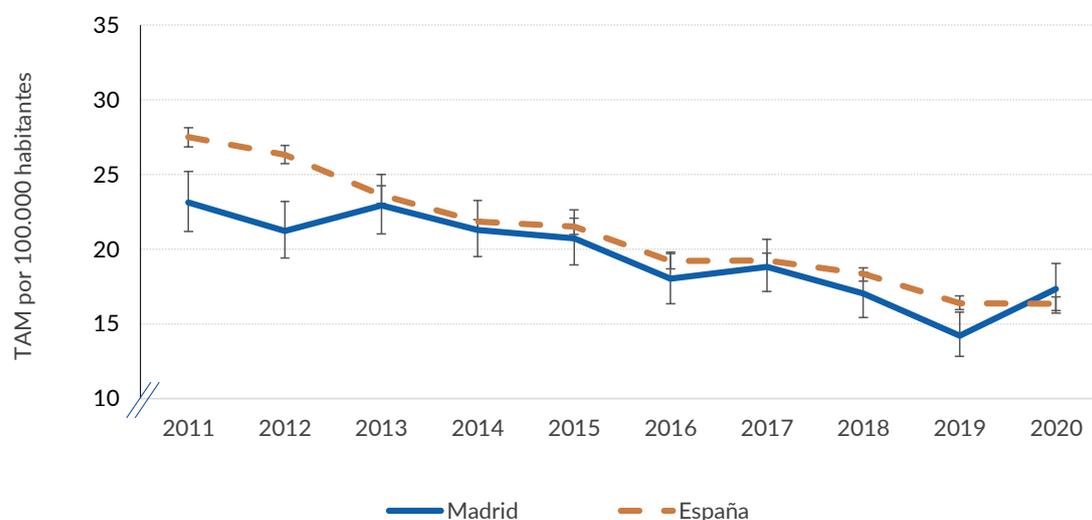
Gráfica 32. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Infarto agudo de miocardio. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 055 Infarto agudo de miocardio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 33. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Infarto agudo de miocardio. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 055 Infarto agudo de miocardio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 32. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Infarto agudo de miocardio. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	82,31	84,96	84,10	100
2012	76,99	79,14	80,54	100
2013	93,20	95,35	96,96	100
2014	91,46	91,50	97,52	100
2015	94,28	97,54	96,27	100
2016	88,26	89,88	93,83	100
2017	90,55	89,68	97,81	100
2018	86,85	87,15	92,71	100
2019	80,88	81,47	86,68	100
2020	98,07	97,96	106,03	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades cerebrovasculares (Códigos I60-I69)

Para estas enfermedades la situación de hombres y mujeres de la ciudad de Madrid es siempre significativamente mejor que para los hombres y mujeres del resto de España, llamando la atención de que en ambos espacios, la situación de los hombres es siempre peor que la de las mujeres.

La ventaja que se señala favorable a la población de la capital tiende a reducirse llamativamente pues, aunque la tendencia en todos los ámbitos sea la de la reducción del riesgo de morir, la caída de las tasas de la población nacional es mucho más acusada que las de la población madrileña, reduciéndose, por tanto, la brecha señalada.

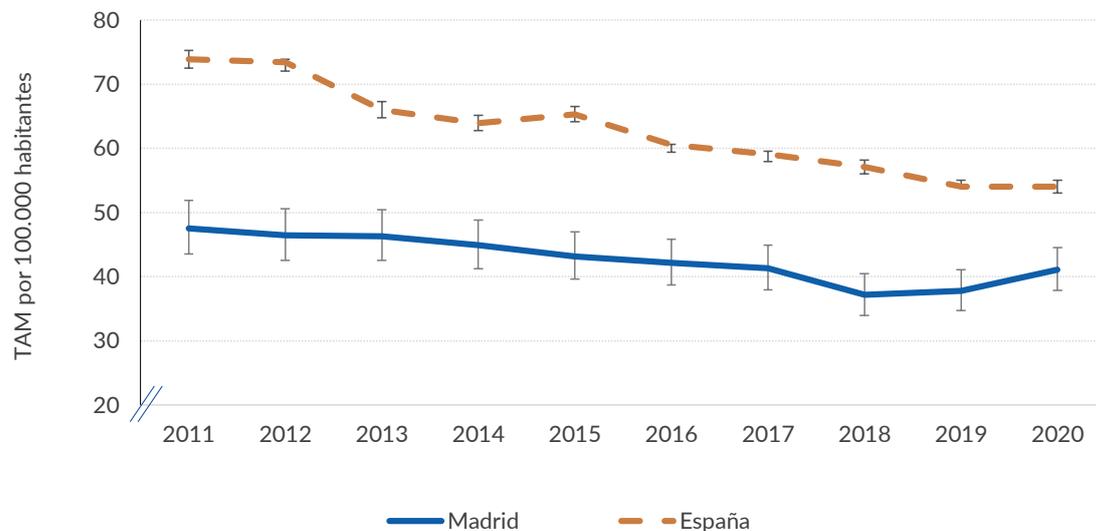
En 2020 la TAM de la población madrileña es más baja entre un 30% y un 25% (mujeres y hombres respectivamente), aproximadamente, que la de la población nacional (tablas 33 y 34 y gráficas 34 y 35).

Tabla 33. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades cerebrovasculares. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	41,74 😊	47,54 😊	37,89 😊
	2012	41,60 😊	46,44 😊	38,02 😊
	2013	39,44 😊	46,33 😊	35,34 😊
	2014	39,53 😊	44,90 😊	35,58 😊
	2015	40,66 😊	43,19 😊	38,22 😊
	2016	35,27 😊	42,18 😊	30,72 😊
	2017	36,72 😊	41,31 😊	33,25 😊
	2018	33,74 😊	37,16 😊	31,10 😊
	2019	32,95 😊	37,79 😊	29,49 😊
	2020	34,20 😊	41,12 😊	29,55 😊
España	2011	66,24	73,86	59,92
	2012	65,82	73,40	59,49
	2013	59,95	65,99	54,72
	2014	57,67	63,93	52,33
	2015	58,05	65,34	52,16
	2016	53,96	60,53	48,35
	2017	52,47	59,07	46,97
	2018	50,33	57,10	44,70
	2019	47,96	54,02	42,79
	2020	47,46	54,02	42,08

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 34. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades cerebrovasculares. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

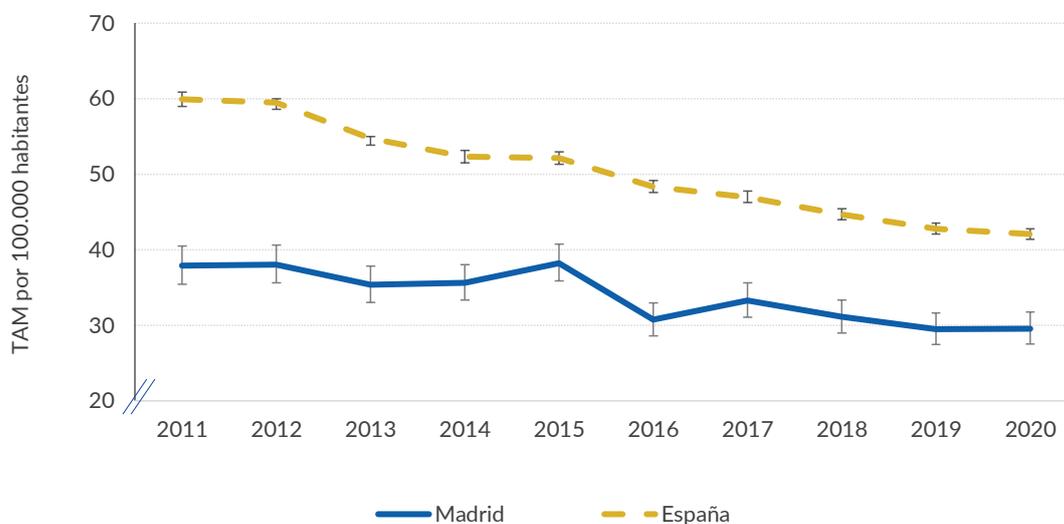


CIE-10 059 Enfermedades cerebrovasculares

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 35. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades cerebrovasculares. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 059 Enfermedades cerebrovasculares

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 34. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades cerebrovasculares. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	63,01	64,36	63,24	100
2012	63,20	63,27	63,90	100
2013	65,79	70,21	64,59	100
2014	68,55	70,22	68,00	100
2015	70,05	66,10	73,28	100
2016	65,35	69,68	63,54	100
2017	69,98	69,93	70,78	100
2018	67,05	65,09	69,57	100
2019	68,70	69,96	68,92	100
2020	72,06	76,11	70,23	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades del sistema respiratorio (grupo X de la CIE-10)

La evolución de este gran grupo de enfermedades, muy importante por su magnitud y por la relativa prematuridad de la mortalidad que provoca, se ve en las **tablas 35 y 36** y en las **gráficas 36 y 37**. Como se aprecia, la situación de la población madrileña siempre es peor que la de la nacional, con TAM más altas de modo significativo en los últimos años estudiados, tras un periodo en el que los riesgos de ambas poblaciones se igualaron de manera ostensible. La tendencia general es a la disminución paulatina y de forma bastante paralela, resultando que en el último año estudiado el riesgo de morir, calculado en términos de tasa ajustada de mortalidad, fue un 14% mayor en hombres y un 18% mayor en mujeres de la capital. Además, y como es conocido desde hace mucho tiempo, el riesgo de morir por estas enfermedades es aproximadamente el doble en hombres que en mujeres.

Resulta curioso observar cómo la peor situación de mortalidad de hombres y mujeres madrileños/as para este grupo de causas, así como para las dos causas del grupo en las que la población de la capital tiene peores cifras que la población del Estado, que son la neumonía y la causada por otras enfermedades respiratorias, durante el año 2017 y 2018 prácticamente desaparece, igualándose la mortalidad con la de la población del conjunto del Estado para todo el grupo, así como para la neumonía y para las otras causas respiratorias. En todo caso, este hallazgo podría ser objeto de un análisis pormenorizado para encontrar los auténticos motivos que justifican esta situación.

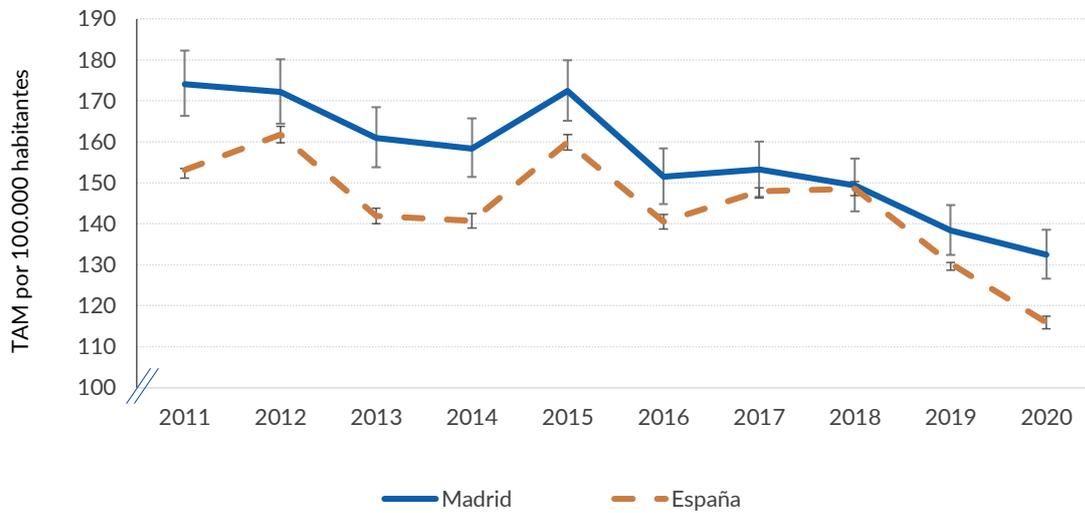
Tabla 35. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades del sistema respiratorio. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	111,24 ☹️	174,12 ☹️	78,36 ☹️
	2012	116,54 ☹️	172,18 ☹️	87,75 ☹️
	2013	105,10 ☹️	160,99 ☹️	75,79 ☹️
	2014	104,00 ☹️	158,40 ☹️	74,62 ☹️
	2015	114,78 ☹️	172,40 ☹️	83,58 ☹️
	2016	99,89 ☹️	151,53 ☹️	72,91 ☹️
	2017	102,81	153,25	76,28 ☹️
	2018	98,48	149,38	70,37
	2019	93,64 ☹️	138,39 ☹️	69,00 ☹️
	2020	87,87 ☹️	132,52 ☹️	62,54 ☹️
España	2011	97,18	153,13	63,54
	2012	106,06	161,80	71,78
	2013	92,01	141,93	61,20
	2014	92,01	140,70	61,46
	2015	105,88	159,87	72,00
	2016	93,20	140,46	63,51
	2017	100,07	147,99	69,60
	2018	101,73	148,59	71,57
	2019	88,40	130,31	61,28
	2020	77,68	115,89	53,01

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia



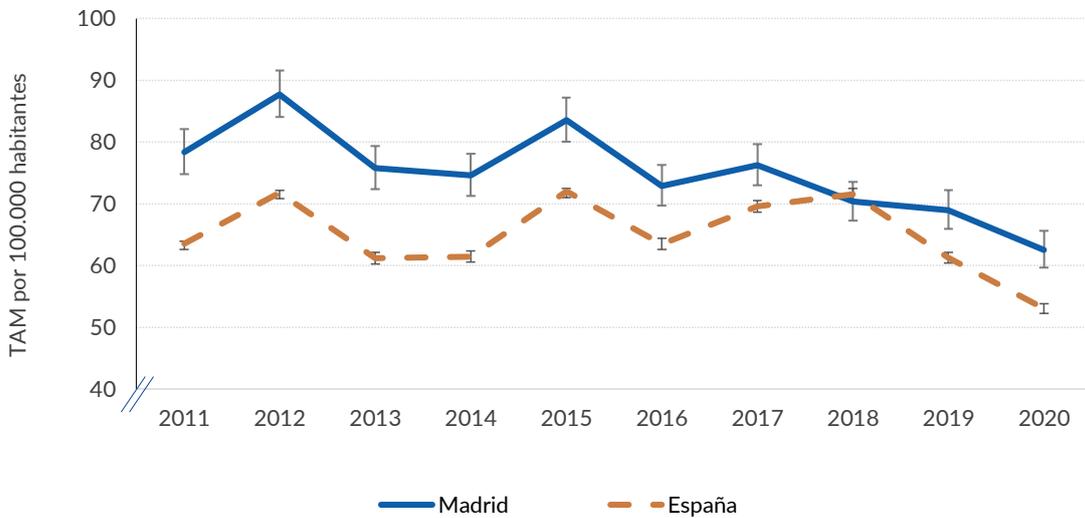
Gráfica 36. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema respiratorio. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 062-067 X.Enfermedades del sistema respiratorio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 37. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema respiratorio. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 062-067 X.Enfermedades del sistema respiratorio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia



Tabla 36. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades del sistema respiratorio. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	114,47	113,71	123,33	100
2012	109,87	106,42	122,25	100
2013	114,23	113,43	123,84	100
2014	113,02	112,58	121,40	100
2015	108,40	107,83	116,09	100
2016	107,18	107,88	114,79	100
2017	102,74	103,55	109,60	100
2018	96,80	100,53	98,33	100
2019	105,92	106,20	112,58	100
2020	113,11	114,35	117,98	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Neumonía (Códigos J12-J18)

Esta enfermedad representa 1/4 de toda la mortalidad por enfermedades respiratorias. Los hombres fallecen dos veces más frecuentemente que las mujeres por este motivo y observamos en las **tablas 37 y 38**, y en las **gráficas 38 y 39** que la tendencia de la mortalidad por esta enfermedad es a la reducción leve pero paulatina, situándose las TAM aproximadamente un 25% más bajas que en 2011. Siempre la mortalidad de hombres y mujeres madrileños/as ha estado por encima de la de sus homónimos/as nacionales, siendo estas diferencias muy pequeñas en el periodo transcurrido entre 2014 y 2018, volviendo a agudizarse después de ese año hasta la actualidad. Las tasas ajustadas de mortalidad de mujeres son mucho más parecidas entre ambas poblaciones, destacando en el último año apenas un 18% más riesgo de morir en las mujeres madrileñas, mientras que en los hombres madrileños este exceso de riesgo ascendió a un 30%.

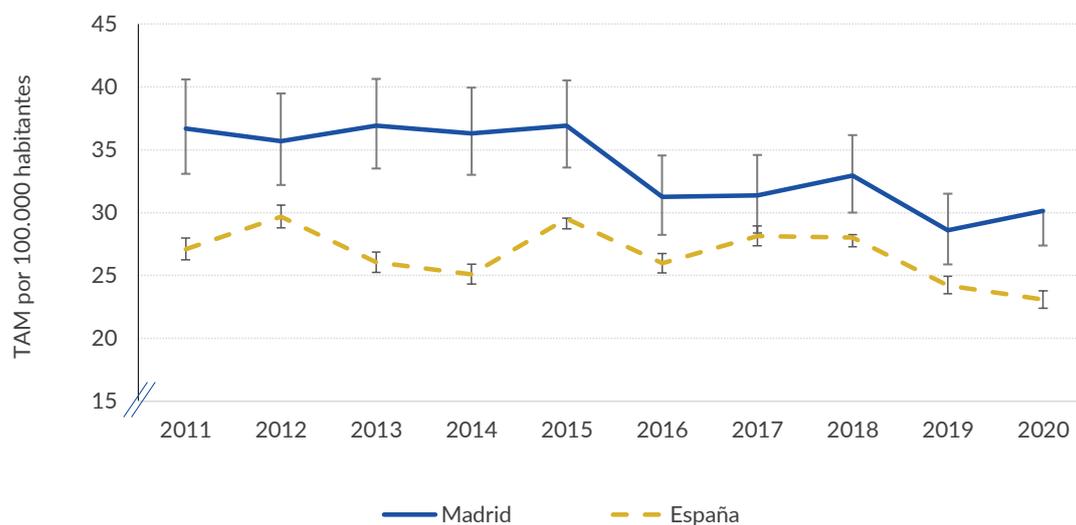
Tabla 37. Tasas ajustadas de mortalidad por Neumonía. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	24,32 ☹️	36,69 ☹️	17,96 ☹️
	2012	24,78 ☹️	35,67 ☹️	19,28 ☹️
	2013	23,64 ☹️	36,93 ☹️	16,85 ☹️
	2014	23,65 ☹️	36,32 ☹️	16,99 ☹️
	2015	25,81 ☹️	36,92 ☹️	19,91 ☹️
	2016	19,91 ☹️	31,26 ☹️	14,36
	2017	20,60	31,38	15,35
	2018	20,65	32,94 ☹️	14,43
	2019	19,64 ☹️	28,58 ☹️	15,03 ☹️
	2020	19,22 ☹️	30,15 ☹️	13,46 ☹️

España	2011	18,89	27,08	14,23
	2012	20,90	29,68	15,83
	2013	17,97	26,05	13,36
	2014	17,61	25,07	13,11
	2015	20,71	29,53	15,43
	2016	18,03	25,99	13,29
	2017	19,59	28,15	14,53
	2018	19,48	28,02	14,39
	2019	17,11	24,21	12,74
	2020	15,85	23,08	11,40

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

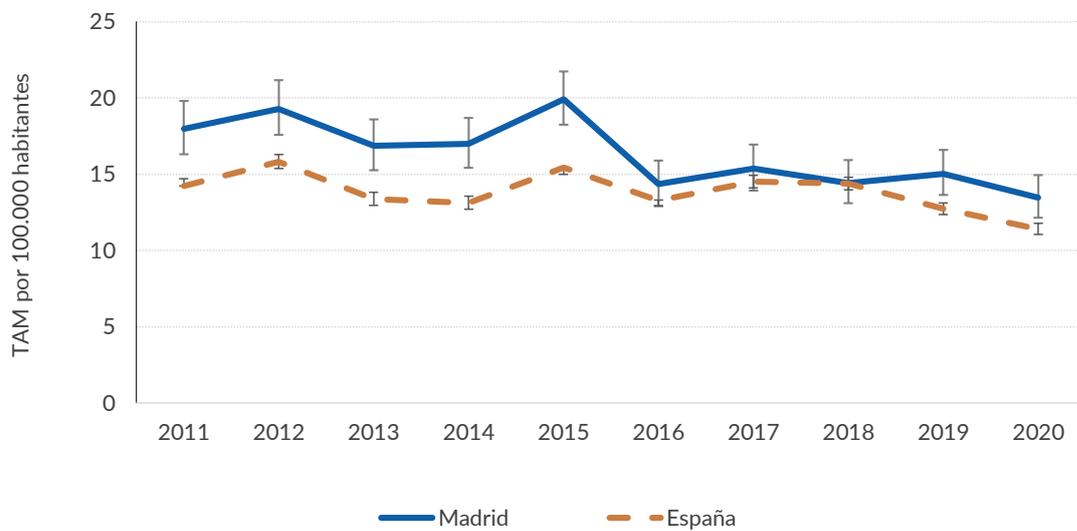
Gráfica 38. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Neumonía. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 063 Neumonía

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 39. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Neumonía. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 063 Neumonía

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 38. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Neumonía. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	128,77	135,47	126,25	100
2012	118,60	120,20	121,82	100
2013	131,58	141,77	126,06	100
2014	134,31	144,85	129,64	100
2015	124,67	125,03	129,03	100
2016	110,40	120,28	108,03	100
2017	105,14	111,47	105,71	100
2018	106,00	117,56	100,31	100
2019	114,82	118,05	118,04	100
2020	121,29	130,63	118,08	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma) (Códigos J40-J44, J47)

La mortalidad por estas enfermedades alcanza una magnitud parecida a las neumonías, resaltando en general una mejor situación de la población de Madrid. Como se observa en las **tablas 39 y 40**, así como en las **gráficas 40 y 41**, las diferencias favorables a los hombres madrileños han resultado significativas en el último año analizado, como en todo el periodo anterior. También se observa una tendencia a la disminución de estos riesgos de morir bastante más acusada, no obstante, en la población nacional, por lo que ambas tasas tienden a igualarse. En el último año estudiado, 2020, las tasas ajustadas de mortalidad de mujeres en España y en Madrid son prácticamente iguales mientras que la ventaja de los hombres madrileños se sitúa en una tasa un 13% más baja que la de los hombres de España. Hay que señalar que en ambas poblaciones la mortalidad de los hombres ronda cuatro veces más que la de las mujeres.

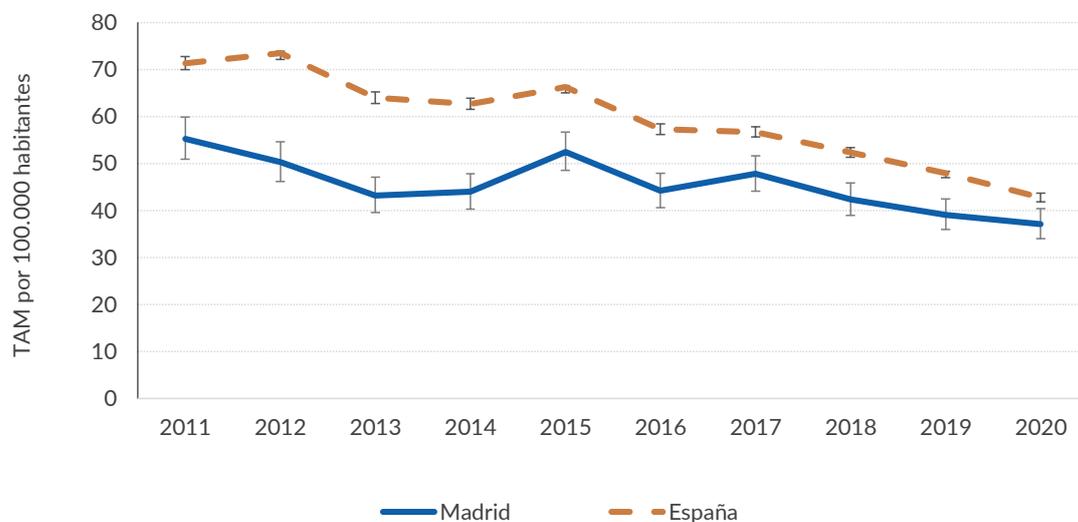
[Volver al Índice](#) 

Tabla 39. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma). España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	25,42 😊	55,23 😊	10,42
	2012	24,07 😊	50,30 😊	10,40 😊
	2013	20,39 😊	43,21 😊	8,45 😊
	2014	21,21 😊	43,98 😊	9,67
	2015	23,91 😊	52,52 😊	8,82 😊
	2016	22,14 😊	44,19 😊	10,47 😊
	2017	22,92 😊	47,79 😊	9,61
	2018	20,24 😊	42,34 😊	8,03 😊
	2019	20,09 😊	39,13 😊	9,50
	2020	19,39 😊	37,10 😊	9,47
España	2011	34,21	71,33	12,13
	2012	35,68	73,45	12,72
	2013	31,23	64,02	11,12
	2014	30,83	62,72	11,17
	2015	32,33	66,25	11,32
	2016	28,39	57,27	10,36
	2017	28,50	56,75	10,63
	2018	26,32	52,33	9,78
	2019	24,57	47,95	9,60
	2020	22,22	42,79	9,12

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

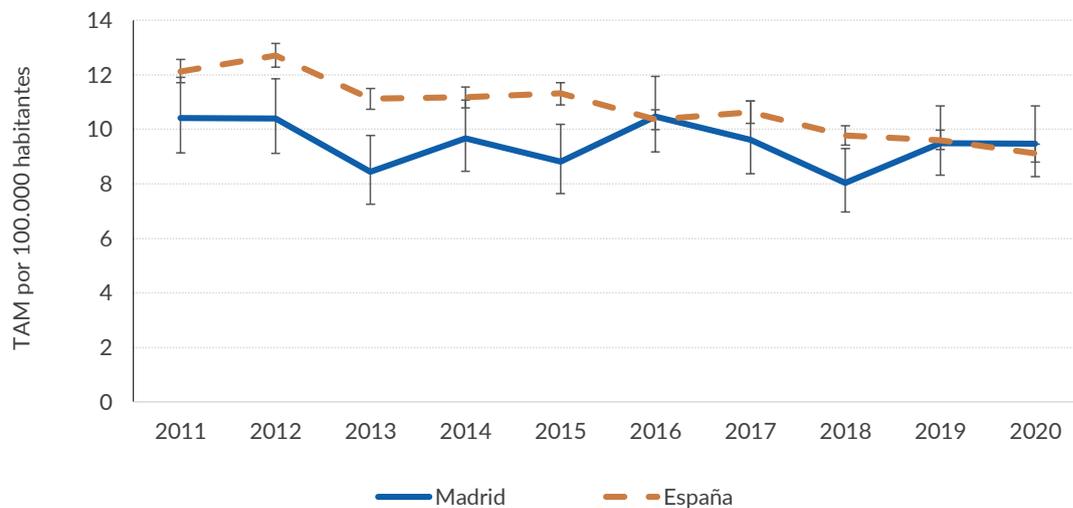
Gráfica 40. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma). España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 O64 Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma)

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 41. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma). España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 064 Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma)

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 40. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma). Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	74,31	77,43	85,92	100
2012	67,47	68,49	81,82	100
2013	65,28	67,49	75,95	100
2014	68,80	70,12	86,51	100
2015	73,96	79,28	77,92	100
2016	78,00	77,15	101,08	100
2017	80,43	84,22	90,39	100
2018	76,92	80,90	82,19	100
2019	81,76	81,61	98,97	100
2020	87,26	86,71	103,83	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Otras enfermedades del sistema respiratorio (Códigos Resto J00-J99)

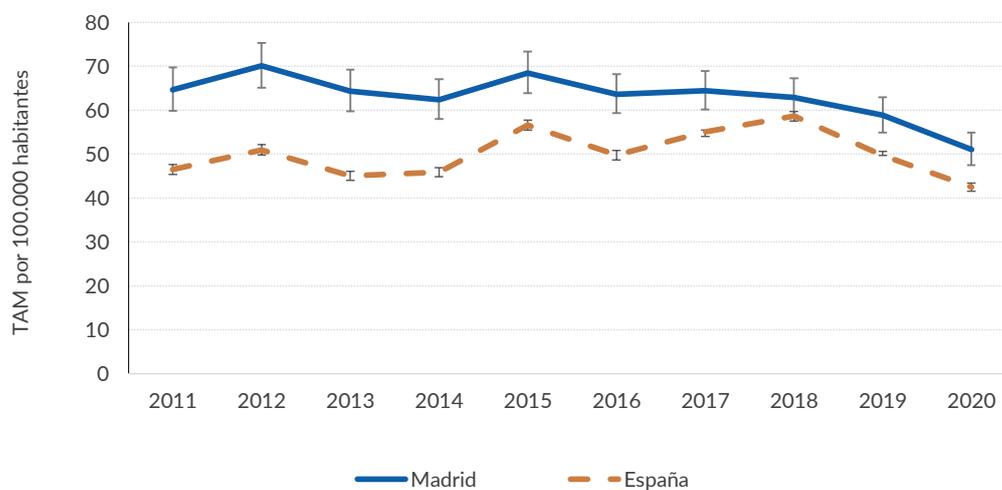
En las tablas 41 y 42 y en las gráficas 42 y 43 se puede observar la evolución de este grupo de causas respiratorias sin definir, que representan en sí mismas 1/3 de toda la mortalidad por enfermedades respiratorias y que a lo largo de todo el período de análisis la población madrileña muestra tasas más altas. La mortalidad de los hombres siempre es superior a la de las mujeres, como ocurre con las principales causas respiratorias, y la población de Madrid, tanto hombres como mujeres, presentan mayores tasas de manera significativa prácticamente durante todo el periodo. A pesar de que la tendencia es a la reducción de estas tasas de mortalidad, en el último año estudiado la mortalidad de hombres y mujeres madrileños/as se sitúa 20% por encima de la de hombres y mujeres españoles/as, en términos de tasa ajustada.

Tabla 41. Tasas ajustadas de mortalidad por Otras enfermedades del sistema respiratorio. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	48,64 😞	64,67 😞	40,16 😞
	2012	55,43 😞	70,10 😞	47,89 😞
	2013	48,81 😞	64,36 😞	40,49 😞
	2014	47,20 😞	62,42 😞	38,42 😞
	2015	53,71 😞	68,50 😞	45,51 😞
	2016	48,90 😞	63,64 😞	41,30 😞
	2017	50,27 😞	64,50 😞	42,92 😞
	2018	48,29	62,93	39,95
	2019	43,74 😞	58,87 😞	35,41 😞
	2020	38,16 😞	51,09 😞	30,66 😞
España	2011	36,00	46,51	29,39
	2012	41,38	50,99	35,05
	2013	35,95	45,06	29,97
	2014	36,43	45,87	30,19
	2015	45,00	56,59	37,37
	2016	39,25	49,79	32,43
	2017	43,61	55,11	36,06
	2018	46,35	58,67	38,05
	2019	38,15	49,67	30,51
	2020	32,46	42,49	25,75

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

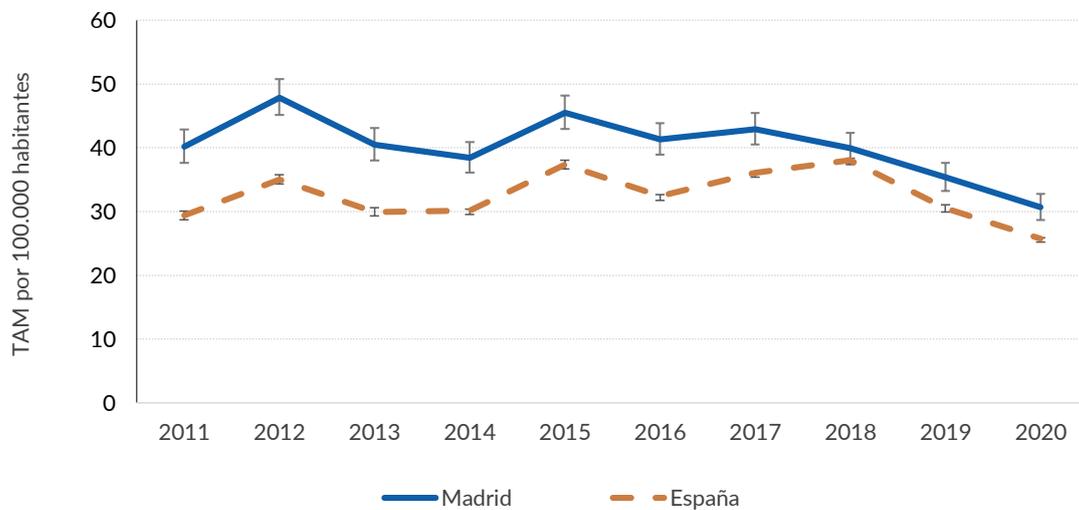
Gráfica 42. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Otras enfermedades del sistema respiratorio. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 067 Otras enfermedades del sistema respiratorio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 43. Tasas ajustadas de mortalidad general e IC95% por Otras enfermedades del sistema respiratorio. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes



CIE-10 067 Otras enfermedades del sistema respiratorio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 42. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Otras enfermedades del sistema respiratorio. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	135,10	139,05	136,67	100
2012	133,98	137,48	136,61	100
2013	135,78	142,81	135,12	100
2014	129,58	136,07	127,29	100
2015	119,35	121,05	121,79	100
2016	124,59	127,84	127,36	100
2017	115,26	117,04	119,02	100
2018	104,19	107,27	104,98	100
2019	114,66	118,51	116,07	100
2020	117,54	120,26	119,04	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades del sistema digestivo (grupo XI de la CIE-10)

En las tablas 43 y 44 y en las gráficas 44 y 45 se aprecia la evolución de la mortalidad por este grupo de enfermedades. Llama la atención la estabilidad de las tasas en todo el periodo en la población madrileña frente a cierto descenso en la española, apuntes que afectan tanto a hombres como a mujeres. Además, la mortalidad es 1,7 veces más frecuente en hombres, debiendo señalarse que por la suavización de la brecha entre las poblaciones del Estado y de la capital, en el último año estudiado las diferencias dejan de ser significativas estadísticamente, aunque persiste cierta ventaja de la población madrileña (aproximadamente un 4% de la TAM más baja en hombres y un 7% en mujeres residentes en la ciudad).

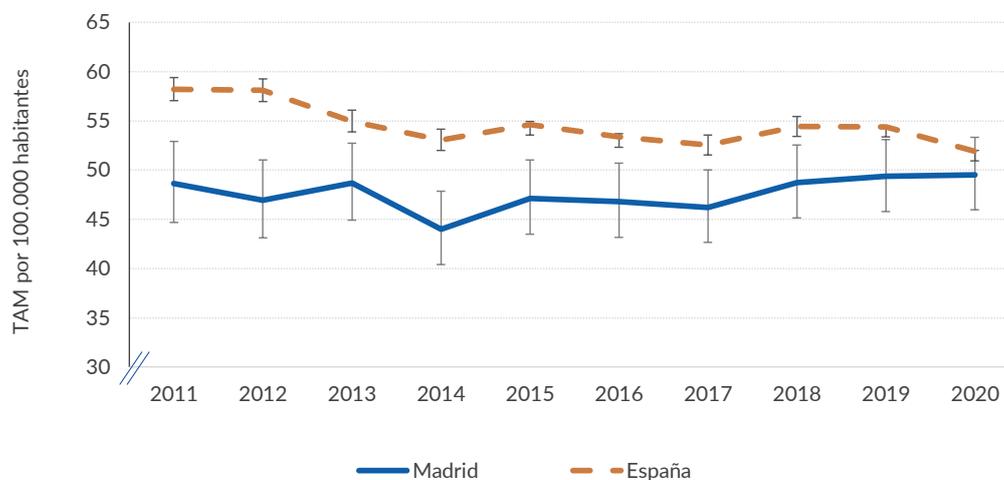
Volver al Índice 

Tabla 43. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades del sistema digestivo. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000 habitantes

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	37,39 😊	48,64 😊	29,69 😊
	2012	35,90 😊	46,91 😊	27,81 😊
	2013	34,76 😊	48,67 😊	24,79 😊
	2014	33,82 😊	43,99 😊	26,74 😊
	2015	34,38 😊	47,13 😊	25,34 😊
	2016	34,36 😊	46,79 😊	25,60 😊
	2017	33,28 😊	46,22 😊	24,55 😊
	2018	35,89 😊	48,73 😊	26,56 😊
	2019	37,66 😊	49,35 😊	29,54
	2020	37,38 😊	49,53	29,03
España	2011	44,94	58,21	34,03
	2012	44,41	58,09	33,29
	2013	42,22	54,95	31,93
	2014	41,30	53,06	31,60
	2015	42,45	54,61	32,38
	2016	40,92	53,35	30,76
	2017	40,70	52,56	30,88
	2018	42,31	54,42	32,36
	2019	42,08	54,38	32,11
	2020	40,65	51,88	31,36

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

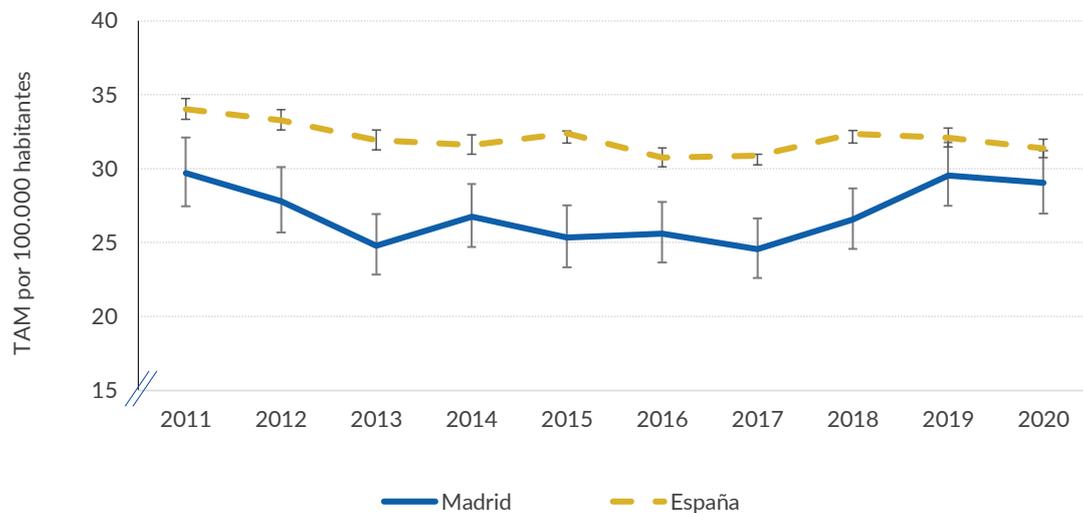
Gráfica 44. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema digestivo. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 068-072.XI. Enfermedades del sistema digestivo

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 45. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema digestivo. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 068-072 XI. Enfermedades del sistema digestivo

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 44. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades del sistema digestivo. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	83,19	83,55	87,25	100
2012	80,84	80,76	83,54	100
2013	82,33	88,56	77,64	100
2014	81,90	82,91	84,60	100
2015	80,98	86,31	78,24	100
2016	83,98	87,70	83,24	100
2017	81,77	87,95	79,50	100
2018	84,83	89,55	82,07	100
2019	89,51	90,74	92,01	100
2020	91,96	95,47	92,59	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades de la piel y del tejido subcutáneo (grupo XII de la CIE-10)

La mortalidad por este grupo de causas es muy baja, por lo que los IC95% de sus TAM son muy amplios, lo que dificulta la constatación de diferencias estadísticas entre las distintas poblaciones comparadas. El riesgo de morir es muy similar en hombres y en mujeres llamando la atención la tendencia mantenida en sentido ascendente en todo el periodo, tanto en la población española como en la madrileña. La mejor situación de la población de la capital se recoge en el dato de que la TAM de los hombres es un 9%, aproximadamente, más baja en los madrileños y un 20% más baja, también aproximadamente, en las madrileñas (tabla 45).

Tabla 45. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades de la piel y del tejido subcutáneo. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	2,15	1,26 😊	2,46
	2012	1,98 😊	1,30	2,27
	2013	1,95 😊	1,78	1,95 😊
	2014	1,80 😊	2,24	1,66 😊
	2015	2,63	2,09	2,85
	2016	2,95	2,79	2,95
	2017	2,73	2,69	2,71
	2018	3,02	3,04	2,95
	2019	2,97	2,32	3,25
	2020	2,86	2,90	2,77
España	2011	2,71	2,49	2,79
	2012	2,95	2,52	3,15
	2013	2,78	2,52	2,89
	2014	2,76	2,52	2,84
	2015	3,17	2,90	3,24
	2016	3,01	2,90	3,00
	2017	3,22	2,92	3,33
	2018	3,39	3,27	3,38
	2019	3,22	3,11	3,18
	2020	3,42	3,18	3,48

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo (grupo XIII de la CIE-10)

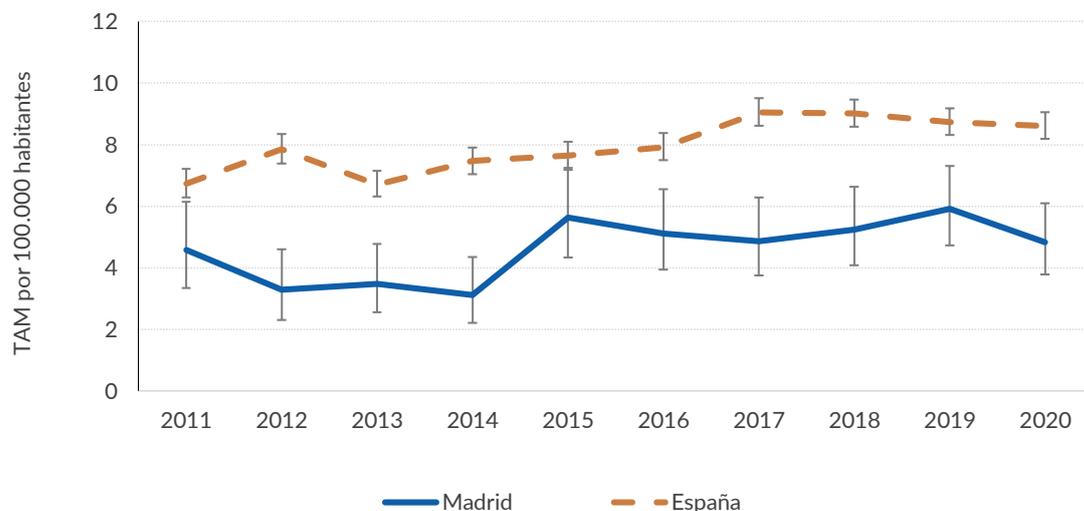
Por este conjunto de causas la mortalidad es baja, aunque tiende a incrementarse (tasas ajustadas) tanto en la ciudad de Madrid como en el Estado. Las mujeres tienen más riesgo de morir por estas causas (aproximadamente un 50% más que los hombres en términos de TAM) y la situación de la ciudad de Madrid es, históricamente, mejor que la española: la TAM de los hombres madrileños es aproximadamente algo más de un 40% inferior a la de sus homónimos nacionales, mientras que la de las mujeres es algo más de un 30% inferior (tablas 46 y 47 y gráficas 46 y 47).

Tabla 46. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	3,87 😊	4,57 😊	3,58 😊
	2012	3,53 😊	3,29 😊	3,67 😊
	2013	4,04 😊	3,49 😊	4,19 😊
	2014	3,76 😊	3,12 😊	4,04 😊
	2015	6,37 😊	5,63 😊	6,58 😊
	2016	5,58 😊	5,11 😊	5,86 😊
	2017	5,47 😊	4,87 😊	5,78 😊
	2018	5,14 😊	5,24 😊	5,10 😊
	2019	5,48 😊	5,91 😊	5,16 😊
	2020	5,92 😊	4,83 😊	6,45 😊
España	2011	7,82	6,74	8,40
	2012	8,44	7,85	8,84
	2013	7,28	6,71	7,62
	2014	7,71	7,48	7,89
	2015	8,44	7,65	8,83
	2016	8,40	7,92	8,69
	2017	9,70	9,05	10,07
	2018	9,74	9,02	10,12
	2019	9,34	8,73	9,64
	2020	9,29	8,60	9,70

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 46. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000

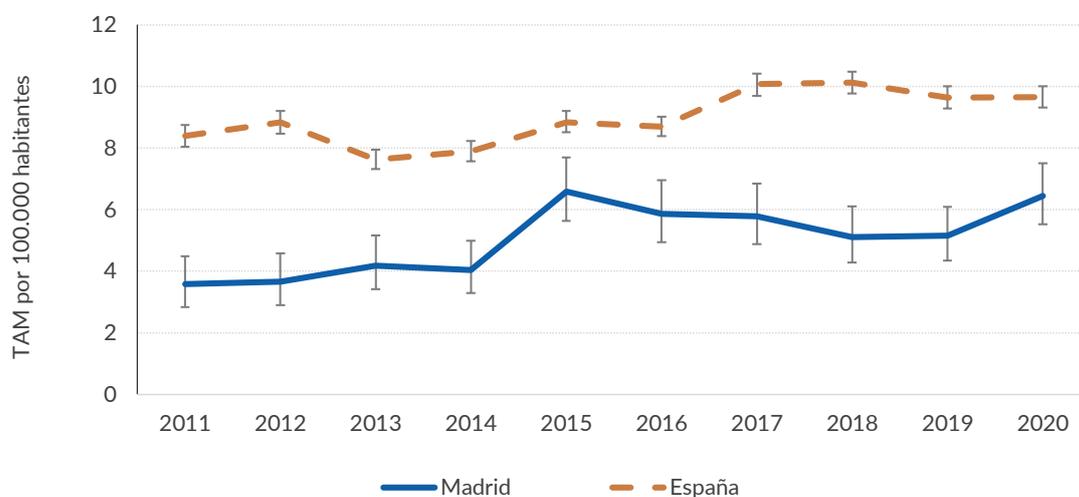


CIE-10 074-076 XIII. Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 47. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 074-076 XIII.Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 47. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	49,42	67,86	42,60	100
2012	41,88	41,89	41,48	100
2013	55,54	51,98	54,94	100
2014	48,86	41,72	51,24	100
2015	75,51	73,58	74,55	100
2016	66,44	64,58	67,45	100
2017	56,44	53,77	57,41	100
2018	52,73	58,05	50,39	100
2019	58,66	67,67	53,49	100
2020	63,68	56,10	66,79	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Enfermedades del sistema genitourinario (grupo XIV de la CIE-10)

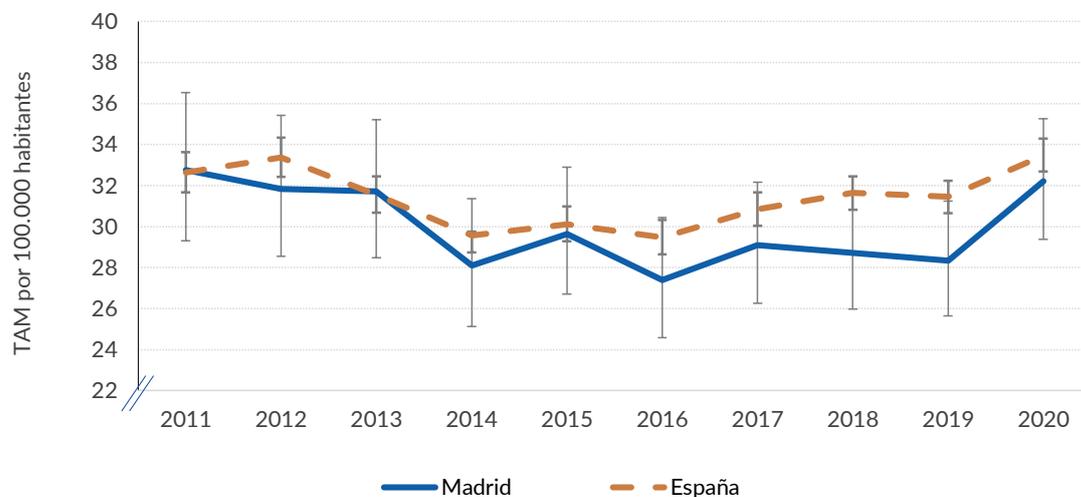
Por estas causas tienen más riesgo de fallecimiento los hombres que las mujeres (TAM), manteniéndose unas TAM bastante estabilizadas a lo largo del tiempo. La situación de las mujeres madrileñas es mejor, significativamente, que las del Estado, lo que se extiende al conjunto de la población, registrándose un incremento de las TAM en general en el último año analizado (2020). Las TAM de las mujeres madrileñas se sitúan generalmente al menos un 20% por debajo de las de las mujeres españolas (tablas 48 y 49 y gráficas 48 y 49).

Tabla 48. Tasas ajustadas de mortalidad por Enfermedades del sistema genitourinario. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	23,25	32,75	18,85 😊
	2012	24,86	31,84	21,43
	2013	24,22	31,71	20,72
	2014	23,30	28,10	20,99
	2015	23,10	29,64	19,85
	2016	20,40 😊	27,38	16,72 😊
	2017	21,70 😊	29,08	17,80 😊
	2018	21,03 😊	28,72	16,93 😊
	2019	20,69 😊	28,34	16,38 😊
	2020	24,25 😊	32,20	20,17 😊
España	2011	25,30	32,63	21,27
	2012	26,40	33,38	22,55
	2013	25,09	31,56	21,47
	2014	24,00	29,56	20,91
	2015	24,61	30,12	21,42
	2016	23,88	29,47	20,64
	2017	25,15	30,85	21,83
	2018	26,01	31,64	22,68
	2019	25,63	31,45	21,98
	2020	28,23	33,46	29,14

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 48. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema genitourinario. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000

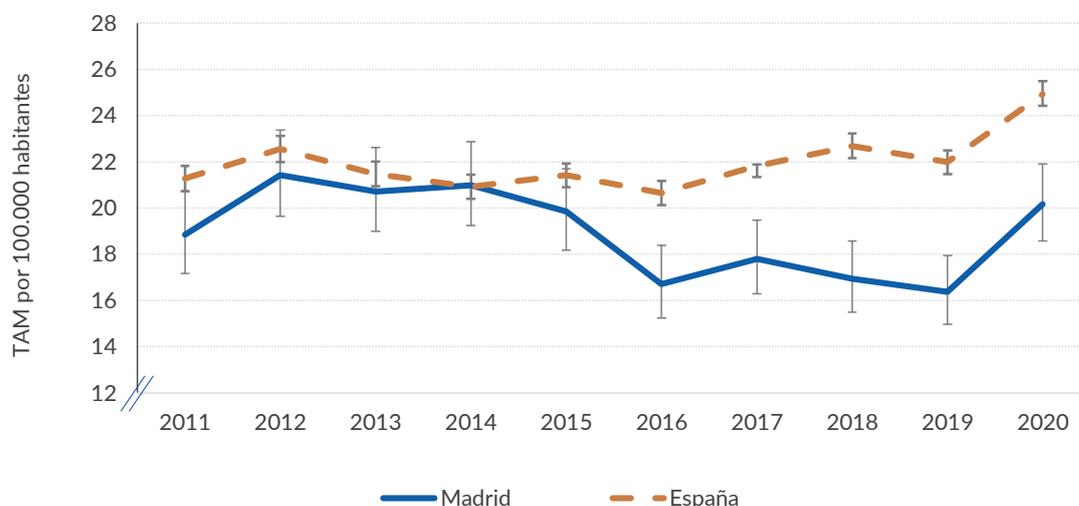


CIE-10 077-080 XIV.Enfermedades del sistema genitourinario

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 49. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Enfermedades del sistema genitourinario. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 077-080 XIV.Enfermedades del sistema genitourinario

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 49. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Enfermedades del sistema genitourinario. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	91,89	100,36	88,62	100
2012	94,15	95,40	95,02	100
2013	96,52	100,47	96,50	100
2014	97,09	95,05	100,36	100
2015	93,85	98,41	92,66	100
2016	85,47	92,90	80,98	100
2017	86,27	94,29	81,52	100
2018	80,85	90,76	74,66	100
2019	80,75	90,13	74,51	100
2020	85,90	96,23	80,91	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Embarazo, parto y puerperio (grupo XV de la CIE-10)

Las TAM por estas causas, están siempre subestimadas pues existe un importante infraregistro en las certificaciones de defunción (ver al respecto el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018)¹. En el decenio estudiado (2011-2020) las TAM por este grupo de causas, tanto en Madrid como en España, fueron 0 casi invariablemente, con excepción de un residual 0,11 y 0,06 por 100.000 en mujeres en 2016 y 2020 respectivamente para Madrid y un 0,06 y 0,04 también por 100.000 en mujeres españolas en esos mismos años. En este último año y acorde con las TAM apuntadas, la TAM por estas causas fueron un 40% mayores en la capital, aunque por todo lo referido, estos datos deben ser tomados con la máxima precaución y, aún, incredulidad.

Afecciones originadas en el periodo perinatal (grupo XVI de la CIE-10)

La mortalidad por estas causas es muy pequeña y, a la luz del conocimiento científico y la tecnología disponible, prácticamente irreductible. La situación es algo peor en la ciudad de Madrid si bien, en los últimos años, las diferencias de sus TAM respecto a la población nacional no son significativas. Como es conocido el riesgo de morir es mayor en hombres, aunque en los últimos años las diferencias entre sexos son muy pequeñas. En el último año analizado las TAM de las niñas de España y Madrid son prácticamente iguales pero los niños madrileños registraron un riesgo de fallecimiento en este periodo un 36% mayor (TAM) (tabla 50)

En los primeros años del periodo estudiado la situación madrileña era notable y significativamente peor (niños y niñas), pero después las TAM tienden claramente a igualarse.

Tabla 50. Tasas ajustadas de mortalidad por Afecciones originadas en el periodo perinatal. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	4,37 😊	4,50 😊	4,23 😊
	2012	5,61 😊	6,03 😊	5,18 😊
	2013	2,19 😊	1,95	2,44 😊
	2014	2,38 😊	2,42	2,34
	2015	1,64	1,94	1,32
	2016	2,01	2,74 😊	1,25
	2017	1,48	1,41	1,56
	2018	1,36	1,85	0,86
	2019	1,66	1,79	1,52
	2020	1,56	1,91	1,20
España	2011	1,68	1,80	1,55
	2012	1,69	1,81	1,57
	2013	1,51	1,65	1,35
	2014	1,70	1,90	1,50
	2015	1,51	1,66	1,36
	2016	1,46	1,67	1,24
	2017	1,48	1,63	1,32
	2018	1,51	1,65	1,33
	2019	1,43	1,58	1,27
	2020	1,31	1,41	1,23

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Malformaciones congénitas, deformidades y anomalías cromosómicas (grupo XVII de la CIE-10)

Como en el capítulo anterior la mortalidad es pequeña, estabilizada en el tiempo y la de la población madrileña muy parecida a la nacional (tabla 51).

Tabla 51. Tasas ajustadas de mortalidad por Malformaciones congénitas, deformidades y anomalías cromosómicas. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	2,03	1,98	2,15
	2012	1,92	1,89	2,11
	2013	1,48	1,25	1,74
	2014	1,09 😊	1,41	0,79 😊
	2015	1,93	2,32	1,50
	2016	2,39	2,57	2,36
	2017	1,37	1,47	1,26
	2018	1,71	2,31 😞	1,21
	2019	1,92	1,84	1,99
	2020	1,70	2,23	1,22
España	2011	1,94	2,04	1,84
	2012	1,77	1,82	1,73
	2013	1,63	1,72	1,58
	2014	1,81	1,93	1,70
	2015	1,76	1,83	1,69
	2016	1,85	1,95	1,76
	2017	1,79	1,98	1,60
	2018	1,21	1,30	1,14
	2019	1,77	1,85	1,72
	2020	1,77	1,97	1,59

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte (grupo XVIII de la CIE-10)

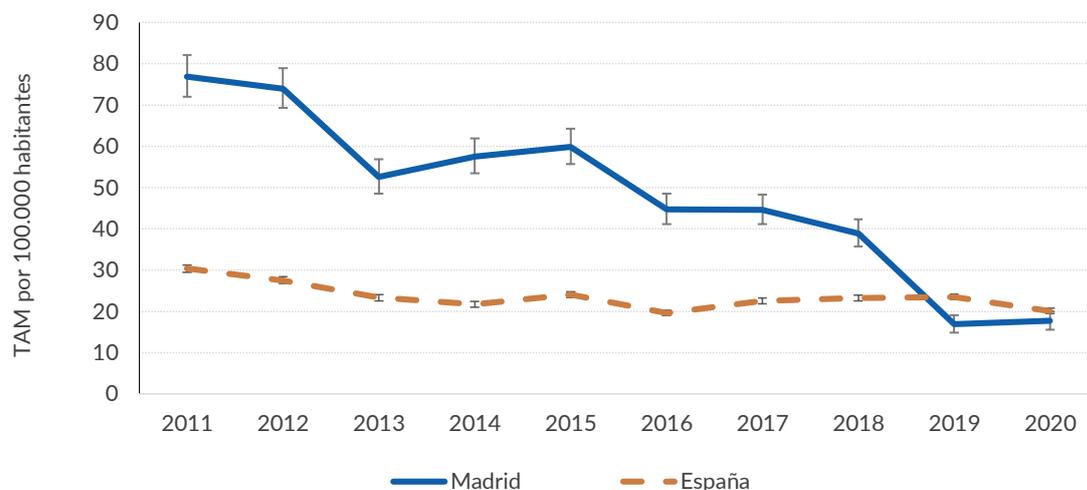
El riesgo de morir por este conjunto variopinto de causas tiende a disminuir mucho más rápidamente en la población madrileña que en la española, por lo que, tras años de malos resultados relativos de aquella, en la actualidad están prácticamente equiparadas sus TAM. Los hombres presentan un riesgo ajustado de mortalidad de casi el doble que las mujeres en la población madrileña, aunque en la española esta ratio por sexos es más moderada (tablas 52 y 53 y gráficas 50 y 51).

Tabla 52. Tasas ajustadas de mortalidad por Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	52,75 😞	76,90 😞	35,97 😞
	2012	51,44 😞	73,93 😞	34,84 😞
	2013	35,54 😞	52,59 😞	24,26 😞
	2014	38,68 😞	57,54 😞	25,87 😞
	2015	40,62 😞	59,89 😞	27,40 😞
	2016	30,30 😞	44,73 😞	20,73 😞
	2017	31,59 😞	44,56 😞	22,65 😞
	2018	28,17 😞	38,88 😞	20,43 😞
	2019	12,24 😊	16,85 😊	8,43 😊
	2020	13,14 😊	17,70	9,71 😊
España	2011	24,62	30,36	19,42
	2012	22,66	27,52	18,14
	2013	19,62	23,33	16,18
	2014	18,10	21,69	14,80
	2015	19,74	24,07	15,80
	2016	16,22	19,65	13,22
	2017	18,43	22,56	14,70
	2018	19,20	23,27	15,45
	2019	19,05	23,49	15,04
	2020	17,14	20,13	18,09

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 50. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000

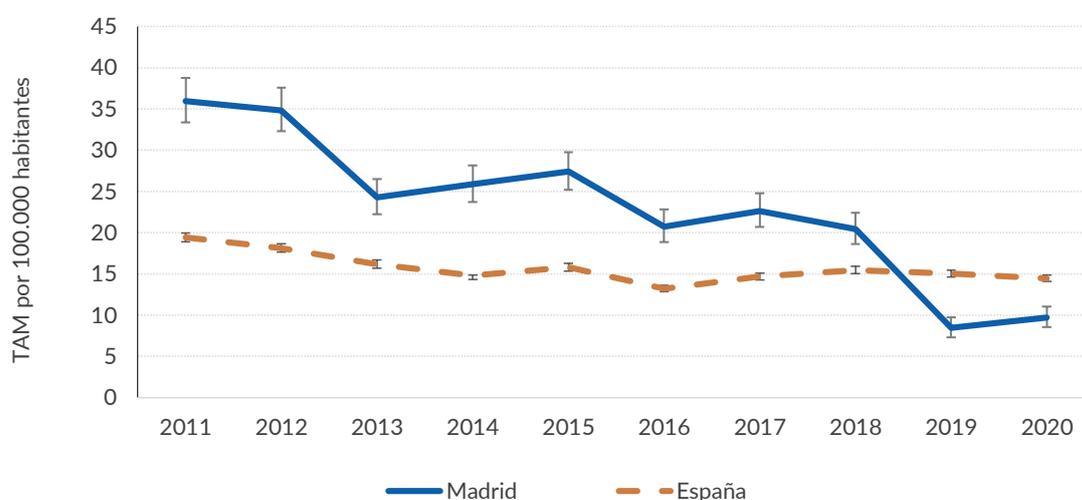


CIE-10 086-089 XVIII.Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 51. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 086-089 XVIII.Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 53. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	214,26	253,30	185,25	100
2012	227,00	268,62	192,11	100
2013	181,09	225,36	149,92	100
2014	213,71	265,23	174,86	100
2015	205,79	248,82	173,38	100
2016	186,86	227,61	156,84	100
2017	171,38	197,54	154,03	100
2018	146,70	167,06	132,22	100
2019	64,24	71,71	56,09	100
2020	76,66	87,93	67,19	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Causas externas de mortalidad (grupo XX de la CIE-10)

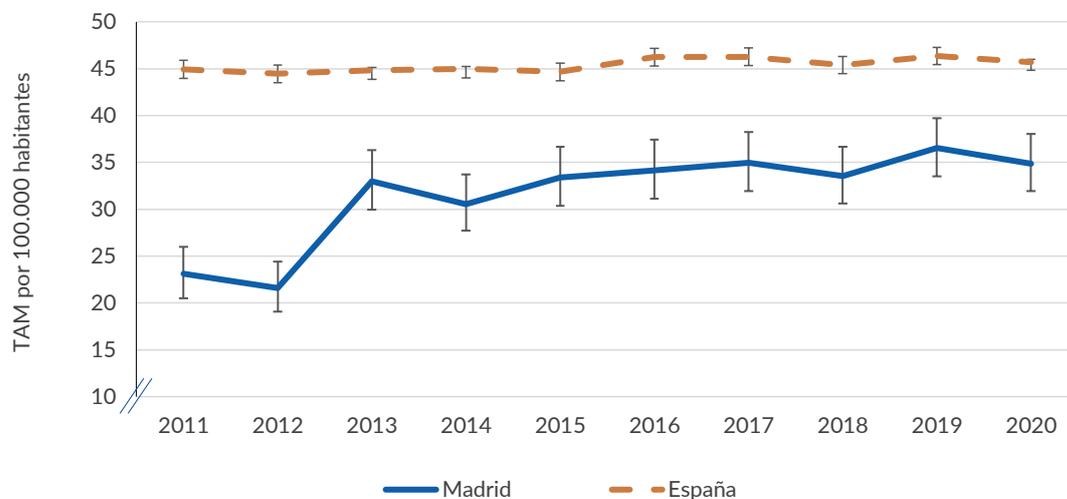
La histórica y significativa mejor situación de la población madrileña tiende a desaparecer pues sus tasas se incrementan mientras que las nacionales permanecen casi invariables. Como es conocido, el riesgo de morir por estas causas de los hombres es más del doble que el de las mujeres. En el último año analizado, madrileños y madrileñas presentan unas TAM un 25% por debajo de las de la población nacional, con un margen significativo desde el punto de vista estadístico (tablas 54 y 55 y gráficas 52 y 53).

Tabla 54. Tasas ajustadas de mortalidad por Causas externas de mortalidad. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	17,18 😊	23,11 😊	12,76 😊
	2012	16,28 😊	21,59 😊	12,35 😊
	2013	23,41 😊	32,98 😊	16,11 😊
	2014	21,03 😊	30,57 😊	13,46 😊
	2015	22,56 😊	33,40 😊	14,60 😊
	2016	24,01 😊	34,16 😊	16,26 😊
	2017	24,81 😊	34,97 😊	17,69 😊
	2018	23,27 😊	33,55 😊	15,74 😊
	2019	24,77 😊	36,52 😊	15,96 😊
	2020	22,82 😊	34,87 😊	14,16 😊
España	2011	31,34	44,91	19,34
	2012	30,39	44,44	18,31
	2013	31,36	44,81	19,75
	2014	31,39	44,97	19,72
	2015	31,37	44,66	20,02
	2016	32,15	46,23	20,17
	2017	32,09	46,26	20,18
	2018	31,31	45,39	19,42
	2019	31,67	46,33	19,17
	2020	31,14	45,70	18,64

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 52. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Causas externas de mortalidad. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000

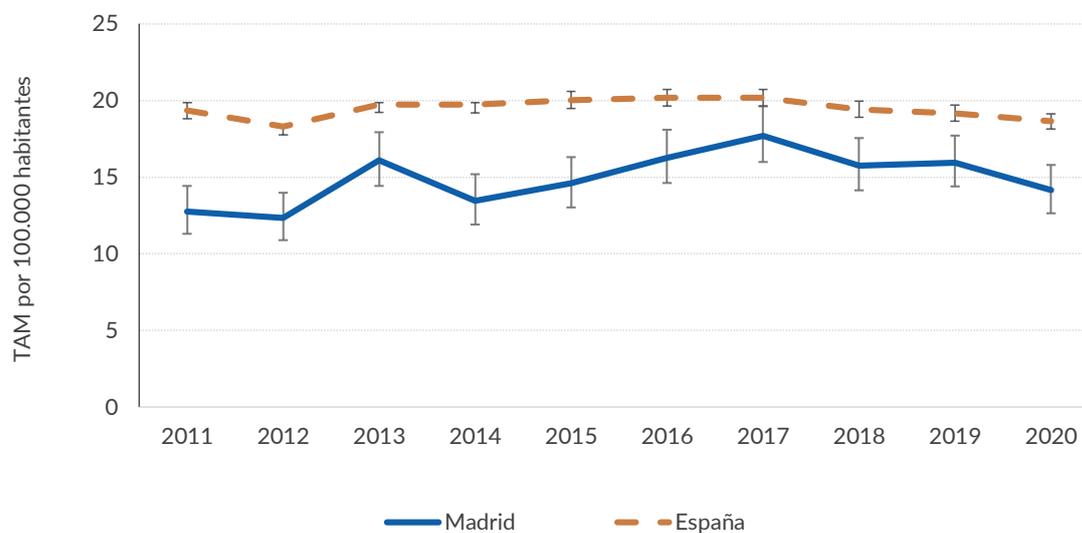


CIE-10 090-102 XX.Causas externas de mortalidad

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 53. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Causas externas de mortalidad. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 090-102 XX.Causas externas de mortalidad

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 55. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Causas externas de mortalidad. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	54,81	51,47	65,98	100
2012	53,57	48,59	67,44	100
2013	74,66	73,60	81,54	100
2014	66,99	67,98	68,27	100
2015	71,92	74,78	72,91	100
2016	74,68	73,89	80,61	100
2017	77,33	75,60	87,67	100
2018	74,34	73,91	81,07	100
2019	78,21	78,82	83,24	100
2020	73,29	76,30	75,96	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Accidentes de tráfico (Códigos V01-V89)

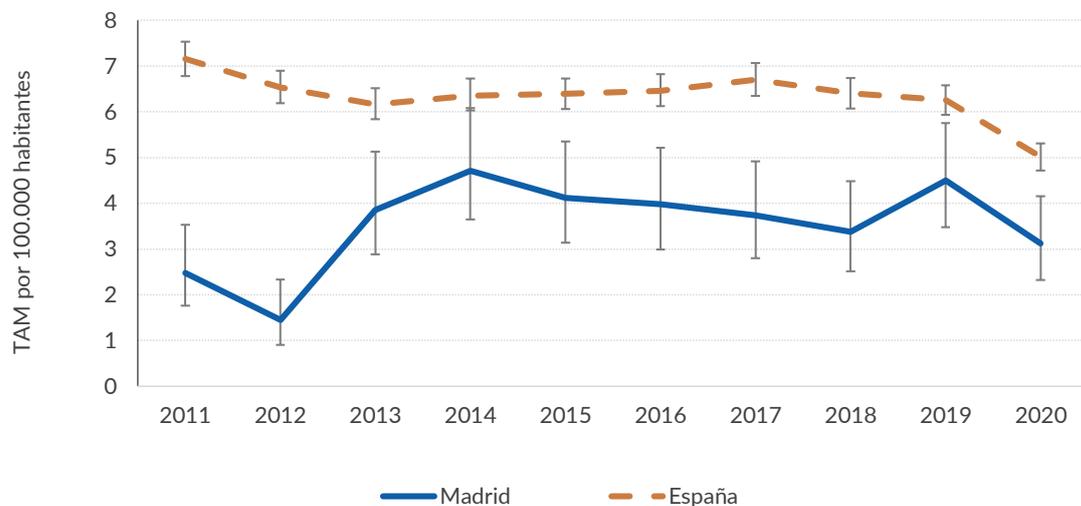
Como en todas las causas analizadas, se estudian los fallecimientos ocurridos por estas causas en relación al lugar donde residen las personas que mueren y no al lugar en el que ocurre el evento fatal. La mortalidad de la población madrileña es históricamente menor que la nacional por estas causas, si bien el riesgo de morir de los y las madrileños/as tiende a crecer mientras que el del resto de la población del Estado se mantiene en las mismas tasas o registra cierta tendencia a la disminución. Por ese motivo, las diferencias en las TAM de hombres y del conjunto de la población en breve se harán no significativas, como ya lo son en el caso de las mujeres. En 2020 la mortalidad por estas causas de los hombres madrileños fue un 40% inferior a la de los hombres del Estado. Como es conocido, el riesgo de morir en los hombres es muchísimo mayor que en las mujeres (tablas 56 y 57 y gráficas 54 y 55).

Tabla 56. Tasas ajustadas de mortalidad por Accidentes de tráfico. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	1,53 😊	2,48 😊	0,75 😊
	2012	1,03 😊	1,45 😊	0,65 😊
	2013	2,68 😊	3,85 😊	1,84
	2014	2,59 😊	4,72	0,81 😊
	2015	2,45 😊	4,12 😊	1,02 😊
	2016	2,26 😊	3,99 😊	0,89 😊
	2017	2,46 😊	3,74 😊	1,46
	2018	2,43 😊	3,38 😊	1,56
	2019	2,64 😊	4,50 😊	1,15
	2020	2,03 😊	3,12 😊	1,11
España	2011	4,52	7,15	2,02
	2012	4,09	6,53	1,83
	2013	3,86	6,16	1,78
	2014	3,98	6,35	1,80
	2015	4,03	6,40	1,83
	2016	4,04	6,46	1,84
	2017	4,16	6,70	1,81
	2018	4,02	6,41	1,80
	2019	3,83	6,26	1,56
	2020	3,03	5,02	1,18

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 54. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Accidentes de tráfico. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000

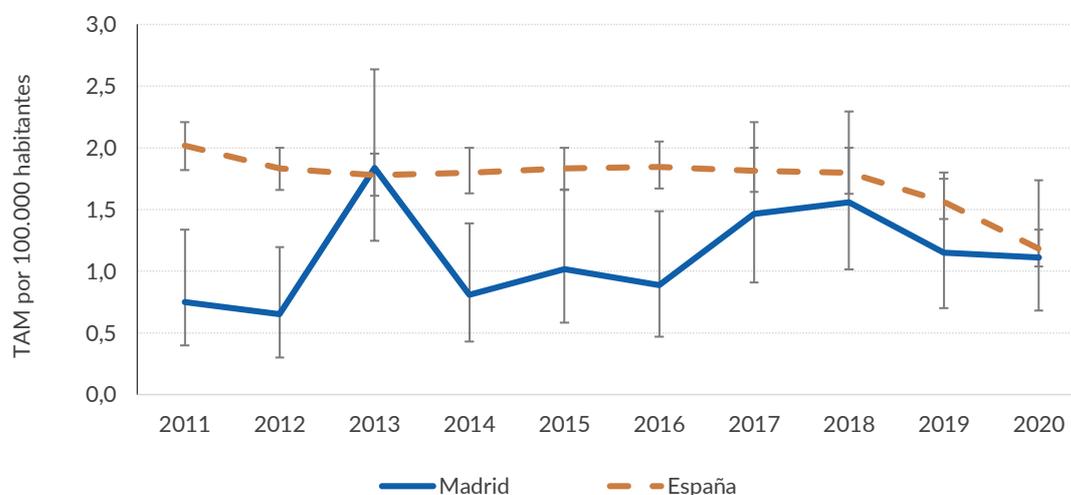


CIE-10 O90 Accidentes de tráfico

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 

Gráfica 55. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Accidentes de tráfico. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 090 Accidentes de tráfico

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Tabla 57. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Accidentes de tráfico. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	33,91	34,67	37,21	100
2012	25,27	22,19	35,53	100
2013	69,38	62,49	103,39	100
2014	65,12	74,21	45,02	100
2015	60,71	64,44	55,41	100
2016	56,02	61,66	48,17	100
2017	59,15	55,83	80,74	100
2018	60,31	52,69	86,67	100
2019	68,90	71,84	73,63	100
2020	67,01	62,22	94,08	100

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Suicidio y lesiones autoinfligidas (Códigos X60-X84)

Es conocido el hecho del importante subregistro que existe en estas causas de fallecimiento. En los últimos años y tras algunos ajustes legales y administrativos en la declaración de estas defunciones afloró una importante cantidad de fallecimientos que quedaban ocultos detrás de otros códigos; en el caso de la población madrileña, esto se observa desde 2013. Como se aprecia en las **tablas 58 y 59** y en las **gráficas 56, 57 y 58**, la situación de la población madrileña, específicamente la de los hombres, es más favorable que la de sus homónimos y la de la población española en su conjunto, pero esta situación tiende a desaparecer, pues el crecimiento de las tasas de la población madrileña es mucho más rápida que la del resto de la población nacional, dándose la circunstancia de que, en el caso de las mujeres, las diferencias han dejado de ser estadísticamente significativas. En el último año, mientras las tasas de las mujeres prácticamente son las mismas en España y en Madrid, los hombres madrileños siguen teniendo una ventaja cuantificada en un 30% menor de su tasa ajustada de mortalidad por estos motivos, aproximadamente.

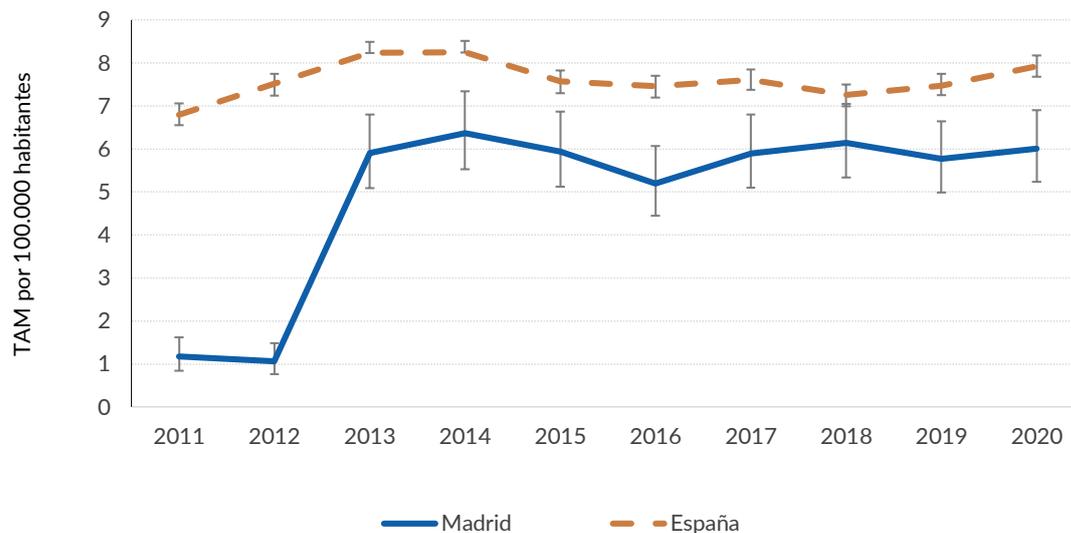
 Volver al Índice

Tabla 58. Tasas ajustadas de mortalidad por Suicidio y lesiones autoinfligidas. España y ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020. Tasas por 100.000

Territorio	Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Madrid	2011	1,17 😊	1,98 😊	0,53 😊
	2012	1,06 😊	2,08 😊	0,36 😊
	2013	5,91 😊	8,99 😊	3,39
	2014	6,37 😊	10,16 😊	3,31
	2015	5,94 😊	8,86 😊	3,56
	2016	5,19 😊	8,28 😊	2,77
	2017	5,89 😊	9,42 😊	3,18
	2018	6,14	8,59 😊	4,17
	2019	5,77 😊	8,46 😊	3,55
	2020	6,01 😊	8,89 😊	3,76
España	2011	6,80	11,10	3,09
	2012	7,51	12,39	3,35
	2013	8,23	13,11	3,96
	2014	8,25	13,19	3,98
	2015	7,57	12,00	3,77
	2016	7,46	11,84	3,67
	2017	7,60	11,94	3,87
	2018	7,25	11,38	3,64
	2019	7,48	11,95	3,55
	2020	7,92	12,54	3,91

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 56. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Suicidio y lesiones autoinfligidas. España y ciudad de Madrid, total de la población, 2011-2020. Tasas por 100.000



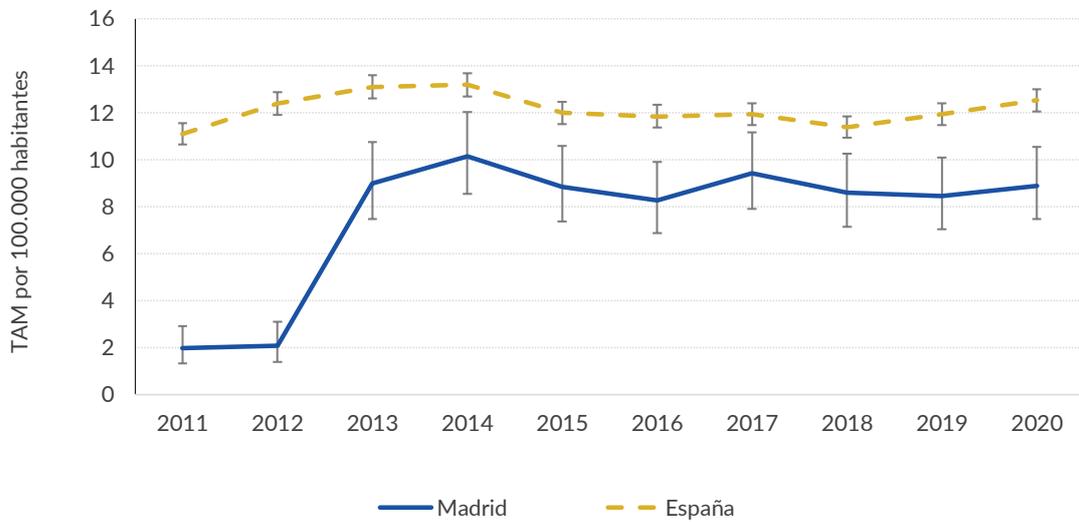
CIE-10 098 Suicidio y lesiones autoinfligidas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

[Volver al Índice](#) 



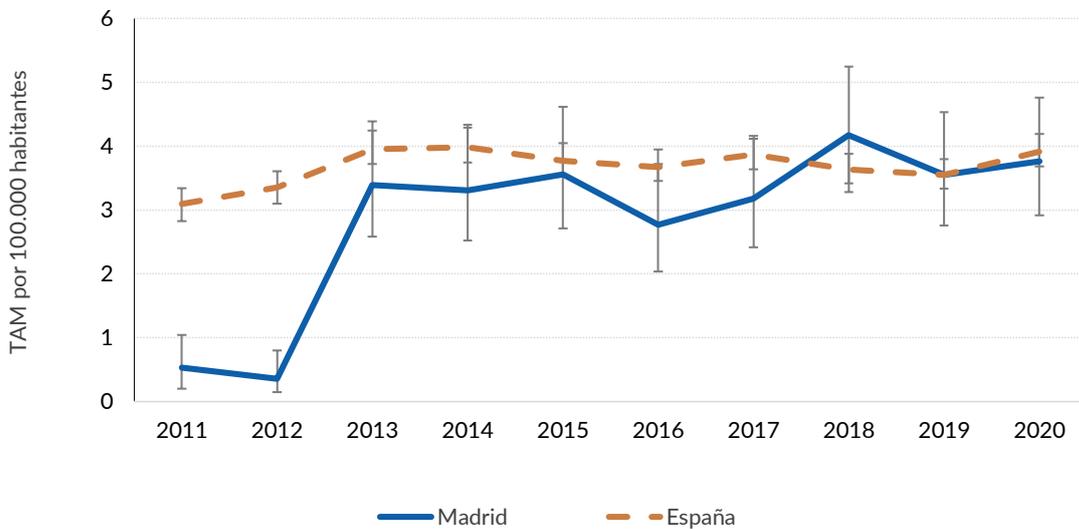
Gráfica 57. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Suicidio y lesiones autoinfligidas. España y ciudad de Madrid, hombres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 098 Suicidio y lesiones autoinfligidas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 58. Tasas ajustadas de mortalidad e IC95% por Suicidio y lesiones autoinfligidas. España y ciudad de Madrid, mujeres, 2011-2020. Tasas por 100.000



CIE-10 098 Suicidio y lesiones autoinfligidas

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia



Tabla 59. Razón de tasas de mortalidad estandarizadas (RTME) por Suicidio y lesiones autoinfligidas. Ciudad de Madrid, según sexo, 2011-2020 (España=100)

Año	Ambos sexos	Hombres	Mujeres	RTME Esp = 100
2011	17,25	17,83	17,14	100
2012	14,17	16,78	10,64	100
2013	71,79	68,57	85,77	100
2014	77,26	77,00	83,05	100
2015	78,43	73,83	94,45	100
2016	69,57	69,92	75,47	100
2017	77,54	78,94	82,13	100
2018	84,64	75,51	114,71	100
2019	77,15	70,80	100,12	100
2020	75,92	70,91	96,08	100

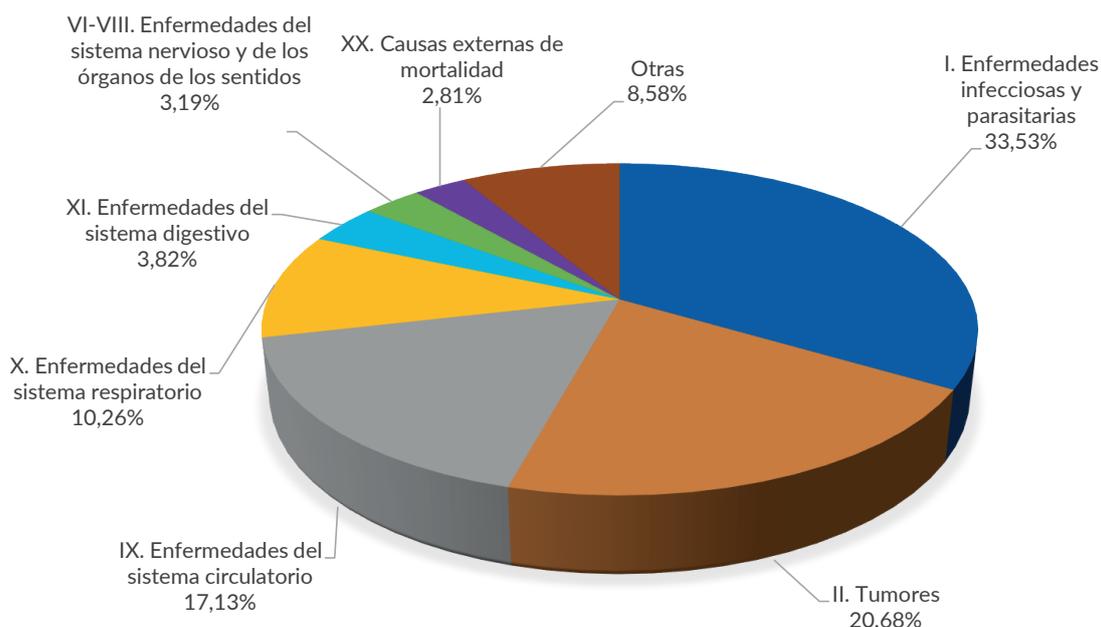
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

3.2.3 MORTALIDAD PROPORCIONAL

En 2020 fallecieron en la ciudad de Madrid 39.867 personas (19.100 hombres y 20.767 mujeres), lo que significa un crecimiento de las defunciones de un 42,48% sobre lo ocurrido en 2019 (27.980 personas)³.

En el año 2020 el mayor peso relativo sobre el total de los fallecimientos registrados por los hombres de la ciudad de Madrid lo aportaron las enfermedades infecciosas y parasitarias (33,53%), seguido de los tumores (20,68%) y de las enfermedades del sistema circulatorio (17,13%) (gráfica 59).

Gráfica 59. Mortalidad proporcional por causas (grandes grupos de la CIE-10). Porcentaje de defunciones, hombres. Ciudad de Madrid, 2020



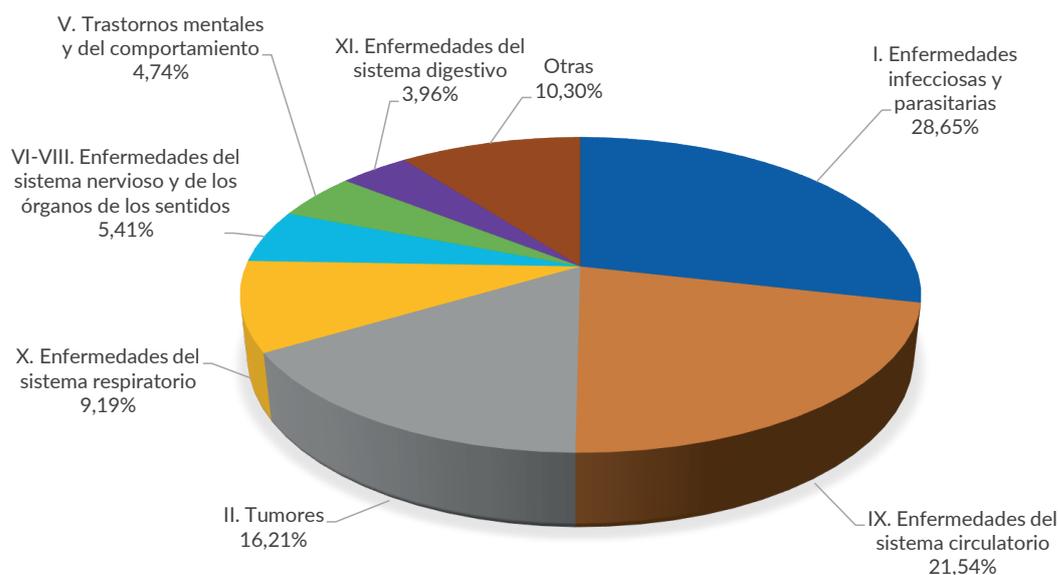
Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Volver al Índice 

En las mujeres, el primer grupo en peso relativo son las enfermedades infecciosas y parasitarias (28,65%) (gráfica 60). Las enfermedades del sistema circulatorio ocupan el segundo lugar con un 21,54% de todas las muertes, seguidas de los tumores (16,21%) y las enfermedades respiratorias, que aportan un 9,19% al conjunto de la mortalidad en mujeres. Las enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos alcanzaron un 5,41% de toda la mortalidad de las mujeres.

Es necesario señalar aquí que en este capítulo se habla de proporción de las defunciones ocurridas en cada sexo sobre el total de decesos, mientras que en capítulos precedentes se comparan tasas de mortalidad.

Gráfica 60. Mortalidad proporcional por causas (grandes grupos de la CIE-10). Porcentaje de defunciones, mujeres. Ciudad de Madrid, 2020



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

En ese mismo año, en España fallecieron 493.776 personas (249.664 hombres y 244.112 mujeres)⁴.

El grupo de enfermedades del sistema circulatorio destaca como primera causa de muerte entre la población española, con el 24,3% del total, seguida de los tumores con el 22,8% del total. Las enfermedades infecciosas, que incluyen la COVID-19 virus identificado y la COVID-19 virus no identificado (sospechoso), fueron la tercera causa de muerte con el 16,4% del total. Los grupos de las enfermedades respiratorias y nerviosas se situaron como cuarta y quinta causa de muerte, con el 8,6% del total y el 5,6% del total, respectivamente.

Por sexo, los tumores fueron la primera causa de muerte en los hombres (26,9%) y la segunda en mujeres (18,6%). Por su parte, las enfermedades del sistema circulatorio fueron la primera causa de mortalidad femenina (26,2%) y la segunda entre los varones (22,4%). Las enfermedades infecciosas se situaron como tercera causa de muerte con el 16,8% de los hombres y el 16,0% de las mujeres.

A nivel más detallado, la COVID-19 con virus identificado, del grupo de enfermedades infecciosas, fue la causa de muerte más frecuente en ambos sexos. Las enfermedades isquémicas del corazón, del grupo de enfermedades circulatorias, fueron la segunda causa de muerte más frecuente entre los hombres, seguida del cáncer de bronquios y pulmón. En las mujeres la segunda causa más frecuente fueron las enfermedades cerebrovasculares, seguida de la demencia.

Destaca de manera significativa que las enfermedades infecciosas se situaron como primera causa de muerte en Madrid, con el 33,53% de los hombres y el 28,65% de las mujeres, pero como tercera causa de muerte en España, con el 16,76% de los hombres y el 15,96% de las mujeres.

Para interpretar la información sobre las defunciones relacionadas con la COVID-19 en esta estadística es importante saber que en marzo de 2020 la Organización Mundial de la Salud (OMS) incorporó dos nuevos códigos a la Clasificación Internacional de Enfermedades en vigor (CIE-10): COVID-19 virus identificado para caracterizar las defunciones en las que se había identificado que la persona fallecida tenía esta patología y COVID-19 virus no identificado (sospechoso) para referirse a las defunciones en las que no se había podido identificar el virus en el fallecido o la fallecida, pero en las que el médico sospechaba que lo podía tener, al mostrar síntomas compatibles con la enfermedad. La estadística se elabora en base a los certificados médicos de defunción y a la aplicación de las normas de la OMS. Más información en la nota metodológica.

En los hombres españoles los tumores tuvieron un mayor peso relativo que en los de Madrid (un 26,94% frente a un 20,68%), al igual que en las enfermedades circulatorias (un 22,41% frente a un 17,13%) y las digestivas (un 4,46% frente a un 3,82%). Sin embargo, las enfermedades respiratorias en los españoles alcanzaron un 9,55%, claramente por debajo del que tuvieron los madrileños con un 10,26%.

En las mujeres la mortalidad por causas circulatorias pesa más que en las madrileñas (un 26,18% frente a un 21,54%) al igual que la causada por tumores, que se situó algo por encima que en las madrileñas (un 18,64% frente a un 16,21%). Las causas respiratorias en las españolas alcanzaron un 7,61%, claramente por debajo del que tuvieron las madrileñas con un 9,19%. Es llamativo que, tanto en hombres como en mujeres, el peso relativo de las causas mal definidas es muy superior en los españoles y las españolas (4,11% y 2,38%, respectivamente) que en los madrileños y las madrileñas (2,81% y 1,77%, respectivamente). Por otro lado, la proporción de mujeres que mueren por causas englobadas en el grupo de enfermedades mentales es mayor en España, pues alcanzó un 5,96%, frente al 4,74% en las mujeres madrileñas.

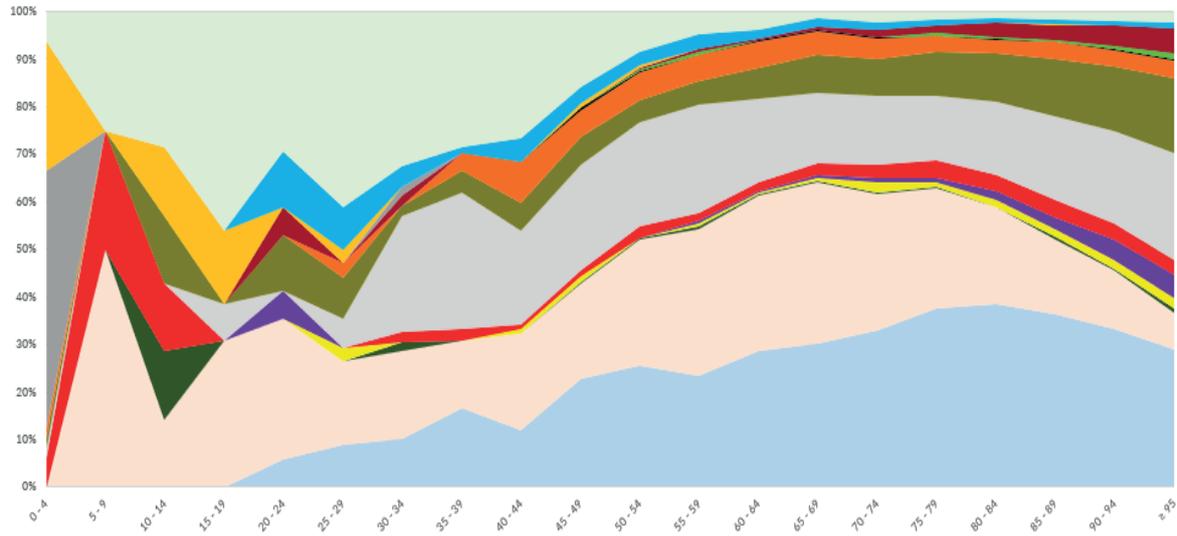
En lo que respecta a los fallecimientos por enfermedades del sistema nervioso observamos frecuencias más bajas en la población madrileña que en la española (3,19% y 5,41% en hombres y mujeres madrileños/as respectivamente frente a 4,24% y 6,93% en hombres y mujeres del resto de España).

Con relación al informe de mortalidad proporcional que encontramos en la ciudad de Madrid en 2018, observamos que la proporción de fallecimientos en la mayoría de los grupos de enfermedades en ambos sexos sufre un descenso, mientras sube considerablemente la causada por enfermedades infecciosas.

En las **gráficas 61 y 62** pueden observarse las variaciones del peso específico de cada grupo de causas sobre el total de la mortalidad que ocurre en cada grupo etario, tanto en hombres como en mujeres, en la ciudad de Madrid en 2020. Se aprecia cómo dos grandes grupos de causas, los tumores y las enfermedades infecciosas y parasitarias, aparecen y aportan pesos distintos según las edades en cada sexo: los primeros contribuyen en mayor medida a la mortalidad global de los hombres más precozmente que en las mujeres, mientras que los problemas infecciosos en las mujeres pesan más en edades más juveniles. Tanto en hombres como en mujeres la mortalidad por enfermedades circulatorias tiene mayor frecuencia relativa en edades avanzadas de la vida, al igual que en enfermedades respiratorias y digestivas.



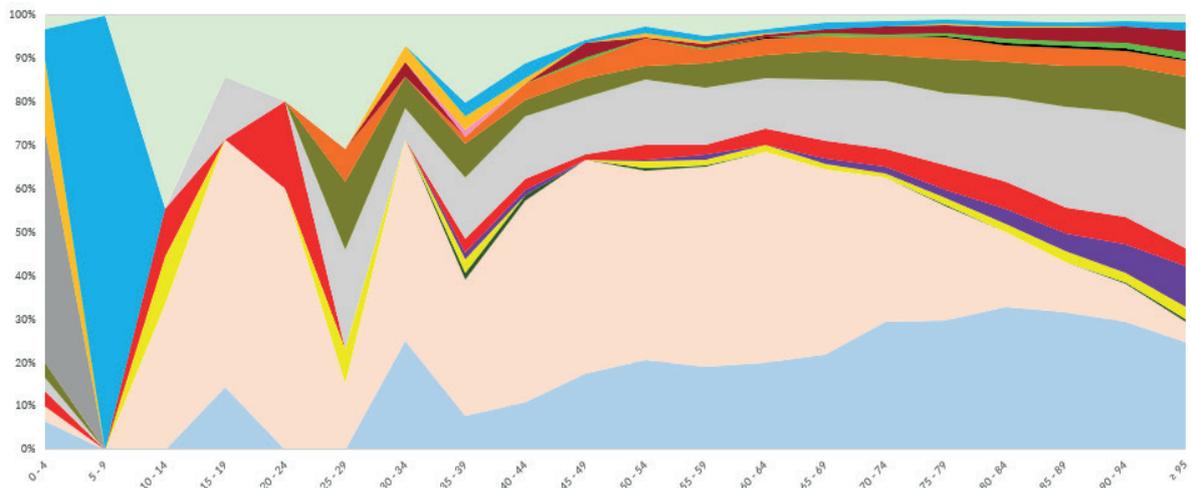
Gráfica 61. Mortalidad proporcional por causas (grandes grupos de la CIE-10) según rango de edad. Porcentaje de defunciones en cada grupo de edad, hombres. Ciudad de Madrid, 2020



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia.

Nota. Para cada grupo etario la mortalidad representada es el 100%. Los grupos de causas están ordenados de abajo arriba según orden de la CIE-10, tal y como aparecen en la leyenda

Gráfica 62. Mortalidad proporcional por causas (grandes grupos de la CIE-10) según rango de edad. Porcentaje de defunciones en cada grupo de edad, mujeres. Ciudad de Madrid, 2020



Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia.

Nota. Para cada grupo etario la mortalidad representada es el 100%. Los grupos de causas están ordenados de abajo arriba según orden de la CIE-10, tal y como aparecen en la leyenda.



- XX. Causas externas de morbilidad y de mortalidad
- XVIII. Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte
- XVII. Malformaciones congénitas, deformidades y anomalías cromosómicas
- XVI. Ciertas afecciones originadas en el periodo perinatal
- XV. Embarazo, parto y puerperio
- XIV. Enfermedades del sistema genitourinario
- XIII. Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conjuntivo
- XII. Enfermedades piel y tejido subcutáneo
- XI. Enfermedades del sistema digestivo
- X. Enfermedades del sistema respiratorio
- IX. Enfermedades del sistema circulatorio
- VI-VIII. Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos
- V. Trastornos mentales y del comportamiento
- IV. Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas
- III. Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos, y ciertos trastornos que afectan al mecanismo de la inmunidad
- II. Tumores
- I. Ciertas enfermedades infecciosas y parasitarias

3.2.4 ANÁLISIS DE LA EVOLUCIÓN DE LA MORTALIDAD GENERAL EN LOS DISTRITOS DE LA CIUDAD DE MADRID EN LOS AÑOS 2018, 2019 Y 2020

La pandemia por SARS-CoV-2 está provocando un sustancial incremento de la mortalidad a nivel mundial. En España, Madrid es una de las regiones más afectadas desde el inicio, lo que ha incidido en la mortalidad de su población.

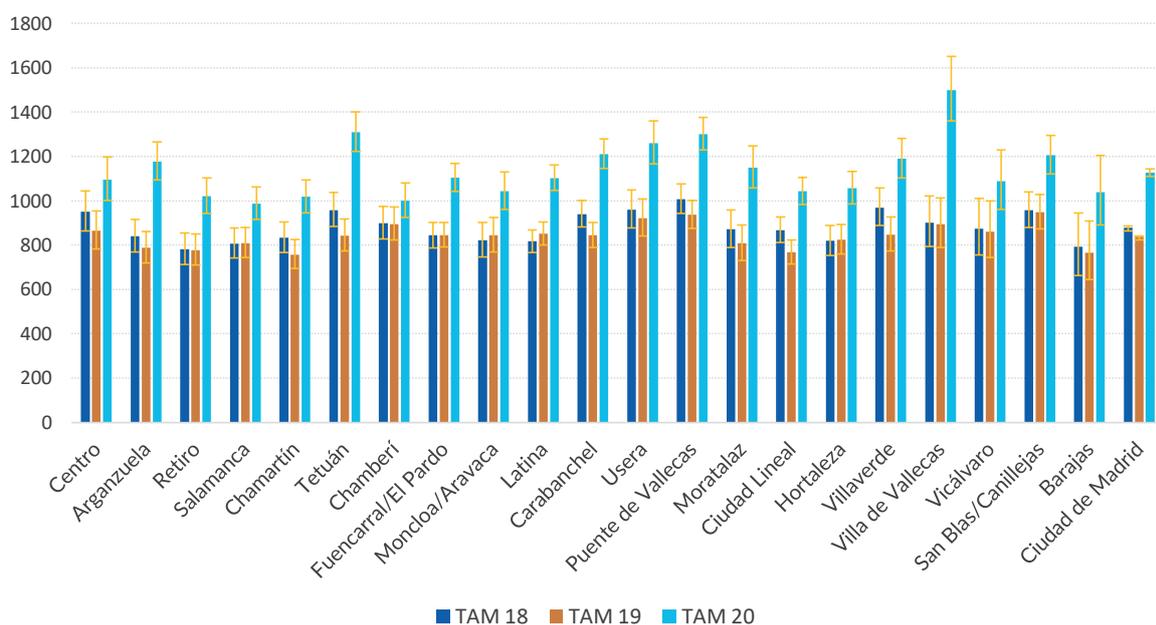
El objetivo del presente estudio es estimar el incremento del riesgo de morir por todas las causas en la ciudad de Madrid y sus distritos en 2020.

La TAM de hombres y mujeres en 2020 fue 1.295,16 y 730,19 por 100.000, lo que significa un incremento de 405,67 y 199,55 por 100.000 respectivamente, lo que equivale a un aumento del 45,6% y 37,8% respecto a 2019, frente a decrementos medios anuales de 22,55 y 7,63 por 100.000 desde 2008.

Como se observa en las **gráficas 63 y 64**, todos los distritos han registrado en 2020 aumentos en la mortalidad, aunque según los IC95% de las TAM, no resultaron significativos en hombres en Chamberí, Vicálvaro y Barajas, y en mujeres en Centro, Retiro, Salamanca, Chamberí, Barajas, Usera, Moratalaz y Villaverde.

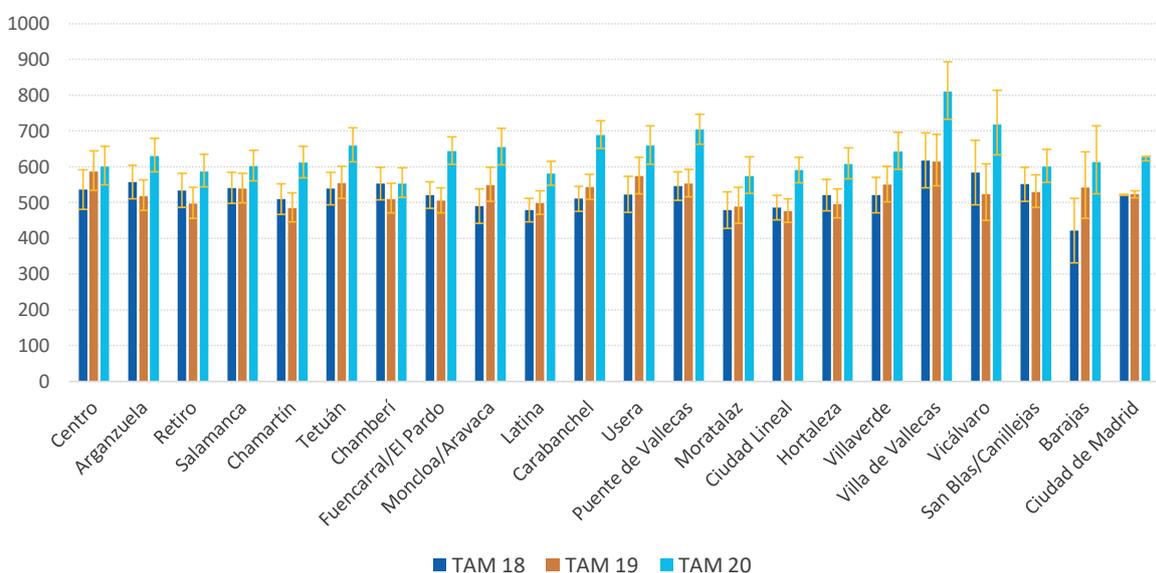
En Arganzuela, Tetuán y Villa de Vallecas la TAM de 2020 superó en un 50% la de 2019 en hombres, mientras que en mujeres ningún distrito alcanzó esa proporción.

Gráfica 63. Tasa Ajustada de Mortalidad (TAM) General e IC95%, 2018, 2019 y 2020. Distritos de la ciudad de Madrid, hombres. Tasas por 100.000 hab



Fuente: Padrón Municipal de Habitantes, Servicio de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Gráfica 64. Tasa Ajustada de Mortalidad (TAM) General e IC95%, 2018, 2019 y 2020. Distritos de la ciudad de Madrid, mujeres. Tasas por 100.000 hab

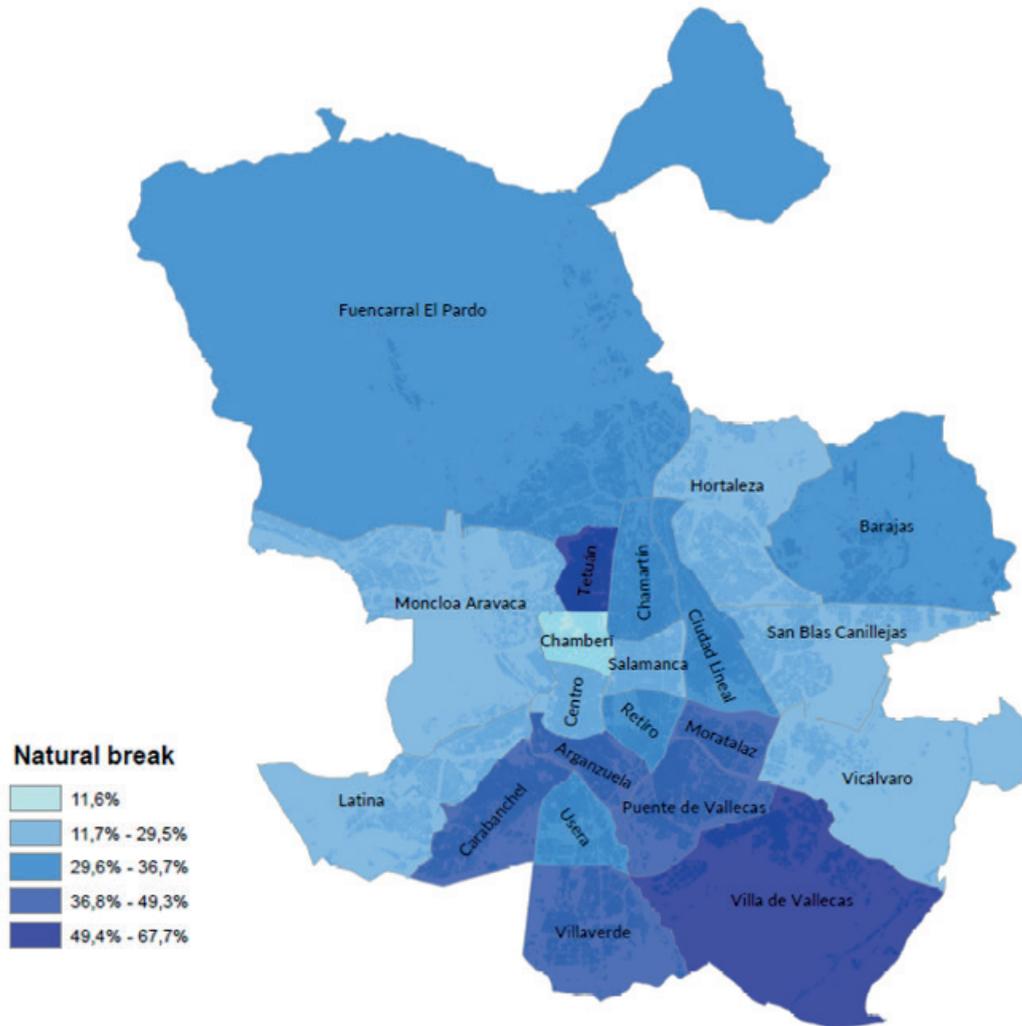


Fuente: Padrón Municipal de Habitantes, Servicio de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Los r^2 entre los incrementos en la TAM 20/19 y la RBDpc fue de 0,19 y 0,12 para hombres y mujeres respectivamente. La distribución territorial de los crecimientos de las tasas es parecida a la habitual de las propias TAM, predominando la situación desfavorable de los distritos del Sur y Sur Este de la ciudad, en clara relación con los peores datos socioeconómicos (mapas 1 y 2).

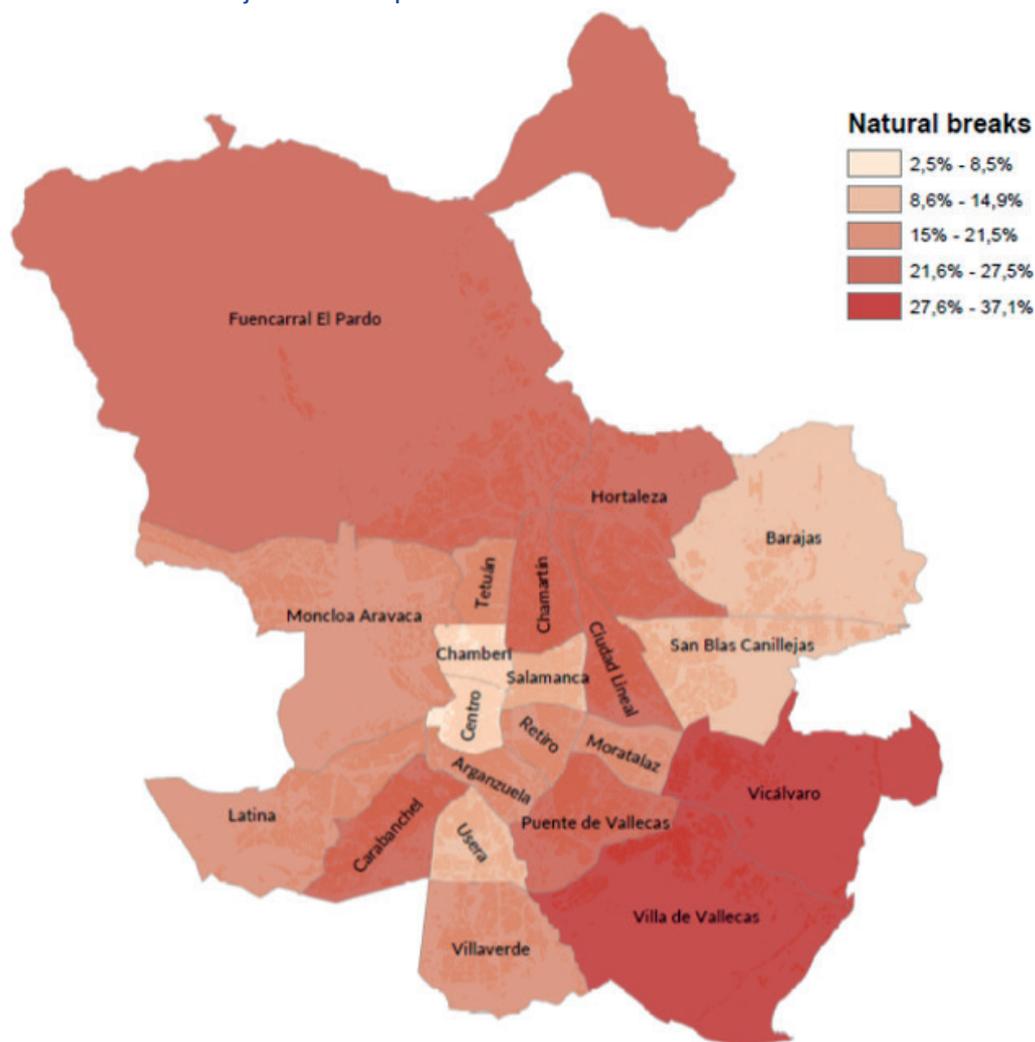


Mapa 1. Incremento TAM hombres 2020 respecto a 2019



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

Mapa 2. Incremento TAM mujeres 2020 respecto a 2019



Fuente: Subdirección General de Estadística del Ayuntamiento de Madrid. Elaboración propia

El incremento de la mortalidad fue muy importante en la población madrileña y mayor en hombres que en mujeres, en clara relación con la pandemia de COVID-19 y retro trayendo el riesgo de morir anual a niveles de 2008 y 2009 respectivamente.

La correlación de los aumentos de las TAM en 2020 sobre el año previo y la renta en los distritos es significativa en sentido inverso, aunque menor que la de esta con las propias TAM.

La distribución territorial de los excesos de mortalidad en 2020 es similar a la de los excesos de la TAM sobre la media de la ciudad anualmente.

Es esperable que este aumento de la mortalidad sea coyuntural, a diferencia de lo ocurrido en otras crisis sanitarias y tienda a normalizarse con la inmunización progresiva de la población.

Discusión

El ajuste por edades, en este caso por el método directo, del riesgo de morir cuantificado en tasas nos permite la comparación de ese riesgo entre diferentes poblaciones, o en la misma en diferentes momentos, de forma que el efecto de su composición por edades, el principal factor determinante de la mortalidad en sociedades desarrolladas, no interviniera en las discrepancias que se puedan observar. Es decir, que cuando se constate que



el riesgo es mayor en una población o en un momento dado, deberemos concluir que el motivo de ello puede ser cualquiera, excepto el hecho de que una tenga más población mayor que la otra. A partir de ahí la hipótesis de trabajo y las posibilidades de verificarlas en la investigación dirigirán los análisis para identificar qué factores determinantes (sociales, amenazas ambientales, hábitos generalizados, etc.) justifican las diferencias en mortalidad.

La modelización mediante regresión de Poisson, ajustando por edades para cada sexo, permite calcular el margen de incertidumbre en el que se mueve cada tasa ajustada, considerando siempre que lo que ocurre en un año o en un momento dado está sujeto a eventualidades y coyunturas difíciles de conocer y controlar, que imprimen su propio margen de error a las cifras, por lo que las discrepancias halladas no pueden ser consideradas como sólidas y concluyentes si no superan ese margen de variabilidad sujeta al azar cuantificado por los IC95% de cada tasa.

La mortalidad es el fenómeno más importante y delator de la situación de la salud de una población. No solo porque, a diferencia de otros indicadores de salud, se registra de forma fidedigna, objetiva y según normas protocolizadas y revisadas sino también porque conceptualmente no existe una situación más grave e indicativa de mala salud que la muerte, especialmente la que sucede precozmente. Desde este punto de vista constituido como un principio inapelable de la epidemiología la situación de la salud de la población madrileña se deterioró notablemente en el año 2020, hasta situarse en una peor situación que la de la población nacional, con la que se compara en este trabajo, panorama inédito hasta ese momento. Es lo que se puede concluir del hecho de que la mortalidad creciera mucho más (aumento de la TAM general de un 45,6% en hombres y de un 37,8% en mujeres) en la población de la capital que en la población nacional respecto a la tasa de 2019. En el mismo periodo la TAM nacional creció aproximadamente un 16% tanto en hombres como en mujeres. Al hablar en términos de tasas ajustadas podemos deducir que no solo fallecieron más personas en ese año global y proporcionalmente en la ciudad de Madrid, sino que el fenómeno afectó más intensamente a personas más jóvenes en la capital.

El somero repaso de la mortalidad por causas en 2020, el primer año de la pandemia, nos informa con claridad de que el grupo de causas involucrado en este incremento es el de las enfermedades infecciosas. Por estas causas, o por esta causa si comprobamos que el problema se sitúa en el crecimiento de la mortalidad de una sola de estas enfermedades, los hombres de Madrid multiplicaron por 35 el riesgo de morir en el primer año de la pandemia de COVID-19 y por 29 las mujeres, de modo que las TAM por este grupo se sitúan un 215% y un 182% más alto en hombres y mujeres de Madrid que sus homónimos/as nacionales. El somero repaso de las series históricas nos muestra que la mortalidad registrada en 2020 lleva a la población madrileña a cifras de 2008 (hombres) y 2009 (mujeres).

Es lo esperable, según los patrones conocidos, del cuadro epidemiológico propio de una enfermedad infecciosa con altas tasa de letalidad y gran difusión, lo que nos lleva a deducir que la salud de la población madrileña empeoró mucho en 2020, incluso mucho más que la del resto de la población española, por causa de la pandemia de COVID-19. El desentrañar qué condiciones adversas se dieron en la población de la capital para que eso sucediera es un trabajo del máximo interés que deberá ser abordado con rigor, como ya se está haciendo, que desborda en mucho el objeto del presente capítulo que es, básicamente, descriptivo.

En relación con las causas de muerte y además de lo referido hasta aquí, observamos que en general la mortalidad de la población madrileña es más baja para la mayoría de ellas que la de la población que se toma de referencia (España), excepto para el grupo de enfermedades respiratorias, como es conocido desde hace años² y, dentro de ellas, por neumonía, insuficiencia respiratoria y “otras enfermedades respiratorias”, subcapítulo que incluye bronquiolitis y otras afecciones más raras. Es mejor la situación de mortalidad por tumores en general y enfermedades circulatorias de la población madrileña, aunque en este análisis se observa que empeora (aumenta en términos de tasa ajustada por edades) la mortalidad de madrileños y madrileñas para causas tales como las causas externas (traumatismos, etc.), incluyendo accidentes de tráfico, suicidio y autolesiones, enfermedades del sistema nervioso, enfermedades mentales y cáncer de pulmón en mujeres.

En el estudio de la mortalidad proporcional se aprecia que, por grandes grupos de causas, el que más pesa en la mortalidad de la población madrileña son las enfermedades infecciosas, tanto en hombres como en mujeres, mientras que en la población española ese grupo es el tercero en peso relativo en hombres tras los tumores y las enfermedades circulatorias y en mujeres, tras las enfermedades circulatorias y los tumores, en ambos casos



por ese orden. Otra cosa es cuando estudiamos las causas específicas dentro de ese grupo, para deducir que la infección por SARS-CoV-2 es la primera causa de muerte en hombres y mujeres en 2020 en Madrid y en España. Delatan estas observaciones, de nuevo, el abrumador efecto de la pandemia sobre la salud y la peor evolución de esta en la capital.

En la pequeña aproximación analítica que se muestra entre un indicador socioeconómico agregado en los distritos (renta per cápita) y exceso de mortalidad (TAM) observamos que la relación entre ambos es más pequeña que la observada desde hace mucho tiempo entre el primero y las TAM distritales de los hombres. No obstante, resulta muy clarificador apreciar que, en el mapa, los excesos de las TAM en 2020, tanto en hombres como en mujeres, muestran una distribución espacial muy parecida a la de los excesos de las propias TAM año tras año sobre la TAM media de la ciudad. Es decir, que los mayores excesos de las TAM en 2020 se han dado en aquellos distritos en que las TAM son más altas respecto a la tasa media de la ciudad (claramente en el Sur en el caso de los hombres).

Conclusiones

- La mortalidad creció en la ciudad de Madrid en 2020, al igual que en todo el Estado, a niveles desconocidos. El crecimiento fue mucho mayor en la capital, dejando las Tasas Ajustadas de Mortalidad (TAM) en niveles del año 2008 (hombres) y 2009 (mujeres).
- El motivo fue el exceso de mortalidad en el grupo de Enfermedades Infecciosas que se incrementó 36 veces sobre lo registrado en años previos. La TAM de la población madrileña fue casi de un 200% mayor que la nacional en ese año.
- Específicamente la debida a COVID-19 superó en 2 veces a la nacional en los hombres y algo menos en las mujeres.
- En lo relativo a otras causas la mortalidad por cáncer de pulmón en las mujeres aumenta de forma desigual en las madrileñas respecto a las españolas.
- La mortalidad por trastornos mentales crece de forma desigual en la población madrileña.
- La mortalidad por enfermedades respiratorias, aunque disminuye, sigue mostrando una peor situación de la población madrileña (TAM 15% y 18% mayor en hombres y mujeres de Madrid que en sus homónimos/as españoles y españolas, respectivamente).
- La mortalidad por causas externas crece en la población madrileña, en especial en los hombres, si bien la situación sigue siendo mejor que la de la población española (la TAM de los hombres es un 25% más baja).
- La mortalidad por suicidio, desde 2013, permanece estable en la población madrileña y nacional, aunque la de los hombres es un 30% más baja en aquellos.
- La causa específica de mortalidad más importante en 2020 fue la infección por SARS-CoV-2 en España y en la ciudad de Madrid. No obstante, mientras que en la población nacional el peso de las enfermedades infecciosas fue el 3º según grandes grupos de causas, en la madrileña este grupo fue el de mayor peso relativo (28,6% de las defunciones en mujeres y un tercio en los hombres).
- La mortalidad por enfermedades infecciosas toma más peso relativo según avanza la edad, mientras que disminuye el de los tumores y permanece estable el de las enfermedades circulatorias.
- Donde más creció la mortalidad general en 2020 fue en los distritos del Sur de la ciudad: en todos ellos superó el 35% de la tasa registrada en 2019 en hombres.





Referencias bibliográficas

1. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
2. Díaz-Olalla JM, Blasco-Novalbos G, del-Moral-Luque JA, Valero-Oteo I, Rodríguez-Rives E. Análisis de la Esperanza de Vida y la Mortalidad en la Ciudad de Madrid, 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2022. Disponible en <https://madridsalud.es/estudios-de-salud/>
3. INE. Nota de prensa INE. Defunciones según la causa de muerte 2020 (2021). [Consultado el 20 de diciembre de 2022] disponible en: https://www.ine.es/prensa/edcm_2020.pdf
4. INE. Defunciones según la causa de muerte 2020 (2021). Resultados nacionales [Consultado el 22 de diciembre de 2022] disponible en: <https://www.ine.es/jaxi/Tabla.htm?tpx=49914&L=0>

■ 3.3 AUTOPERCEPCIÓN DEL ESTADO DE SALUD Y CALIDAD DE VIDA EN RELACIÓN CON LA SALUD

3.3.1 AUTOPERCEPCIÓN DEL ESTADO DE SALUD

Introducción

El estado de salud percibido representa la opinión que las personas tienen sobre su propia salud, tanto desde el punto de vista físico como psicológico o sociocultural¹. Debido a su capacidad predictiva sobre la mortalidad², la esperanza de vida, el padecimiento de enfermedades crónicas, la utilización de servicios sanitarios¹ y la calidad de vida³, es uno de los indicadores de salud más utilizados en las encuestas de salud, así como en la investigación médica, social y de ciencias del comportamiento que usa datos de estas⁴.

Los resultados de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017⁵ reflejan que el 72,35% de la población madrileña valoró en ese año su salud como buena o muy buena. Según la Encuesta de Salud Europea en España¹, en 2020 el 75,51% de los/as españoles y españolas percibió positivamente su estado de salud, mientras que los datos de la Encuesta Europea sobre Vida, Trabajo y COVID-19⁶, cuyo objetivo fue evaluar el impacto de la pandemia de la COVID-19 sobre el bienestar, la salud y el trabajo en la población de la Unión Europea, revelan que en el mes de marzo de 2021 el 66,1% de la población española refirió considerar su salud como buena o muy buena, un porcentaje notablemente menor al año previo. Sin embargo, todavía no se pueden extraer conclusiones sobre el impacto de la crisis de la COVID-19 en el estado de salud percibido, ya que es un tema de investigación incipiente y con escasa evidencia científica.

El objetivo del presente estudio es analizar la prevalencia de la autopercepción positiva del estado de salud de la población general que reside en la ciudad de Madrid y de algunos grupos de personas según ciertas variables sociodemográficas, así como conocer la estimación del cambio en su percepción del estado de salud cuando la comparan con respecto a antes del inicio de la pandemia de la COVID-19. Para ello, y como se verá en el apartado sobre el método empleado, la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid del año 2021 (ESCM'21)⁷ introduce una pregunta novedosa que puede ayudar a profundizar acerca del impacto de la crisis social y sanitaria de la pandemia de la COVID-19 en el estado de salud autopercebido, un tema sobre el que no existe todavía evidencia científica sólida y concluyente.

El segundo objetivo de este estudio es identificar la influencia de algunos factores demográficos, socioeconómicos y psicosociales sobre la explicación de la autopercepción positiva y negativa del estado de salud de la ciudadanía madrileña y de la valoración subjetiva del cambio de esta variable tras el primer año y medio del inicio de la pandemia de la COVID-19.

Método

Fuentes de datos

Los principales resultados de este estudio sobre el estado de salud autopercebido se extrajeron de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), elaborada por Madrid Salud. Además, se utilizaron otras fuentes de información basadas en encuestas de salud del ámbito nacional y europeo que emplean la misma pregunta con las mismas opciones de respuesta para evaluar la autopercepción del estado de salud, con el objetivo de comparar sus datos con los obtenidos en la ciudad de Madrid. Estas son: a nivel nacional, la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 (ESCM' 17)⁵ y la Encuesta Nacional de Salud de España 2017 (ENSE 2017)⁸; a nivel europeo, la Encuesta Europea de Salud en España¹ 2020 y la Encuesta Europea sobre Vida, Trabajo y COVID-19 del año 2020 (en inglés, E-survey Living, Working and COVID-19)⁶, que pregunta por el estado de salud autopercebido en general.

Instrumentos

Para medir la salud autopercebida en la ESCM'21 se utilizó la misma pregunta que usa la ENSE 2017⁸: “En los últimos 12 meses, ¿diría que su estado de salud ha sido...?”, con las mismas opciones de respuesta (“Muy bueno”, “Bueno”, “Regular”, “Malo” y “Muy malo”) y añadiéndose la opción “No sabe/No contesta”. Se ha considerado la presencia de una autopercepción de salud positiva cuando se responde con “Muy bueno” o “Bueno” y negativa ante las respuestas “Regular”, “Malo” o “Muy malo”. Por otra parte, el presente estudio trata de conocer el cambio hacia mejor o peor en la salud autopercebida en comparación con antes del inicio de la pandemia de la COVID-19 a través de la siguiente pregunta: “Comparando con su estado general de salud antes del comienzo de la pandemia, marzo 2020, ¿su estado de salud hoy es...?”, con cuatro opciones de respuesta (“Mejor”, “Igual”, “Peor”, “No sabe/ No contesta”). Se trata de una pregunta innovadora que no ha sido utilizada previamente en otras encuestas relevantes de salud.

Análisis de datos

En primer lugar, se realiza un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados para las dos preguntas objeto de este estudio: AES y percepción de cambio de la AES en comparación con el inicio de la pandemia.

Para la AES se realiza un análisis de prevalencias según el sexo, la edad, el sexo y la edad, la clase social ocupacional familiar, el grupo de distrito, el nivel de estudios, la situación laboral, el estatus migratorio, la infección por COVID-19 y la gravedad de la infección. Por otro lado, para la percepción de cambio a peor de la AES se realizan las mismas prevalencias, excepto las de la clase social ocupacional familiar, el nivel de desarrollo de distrito, el nivel de estudios y la situación laboral al no hallarse diferencias estadísticamente significativas en sus distribuciones. Asimismo, en el análisis se incluye la variable de AES general.

Posteriormente, se procede a un análisis bivalente tanto de la negativa AES como de la percepción de empeoramiento de la AES tras la situación pandémica originada por la COVID-19. Para la autopercepción negativa del estado de salud, se incluyen las siguientes variables dicotomizadas:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: sexo, edad, inmigración económica, situación laboral, dificultad para llegar a fin de mes y convivencia en el hogar.
- Psicosociales y de salud, como: sentimiento de soledad, malestar asociado al sentimiento de soledad, autopercepción de la vida social, apoyo social percibido, perspectiva de futuro, teletrabajo, diagnóstico de COVID-19, gravedad de COVID-19, síndrome post COVID/COVID persistente, cambio AES, enfermedad crónica, limitación crónica de la actividad (LCA), consumo de riesgo de alcohol, consumo de tabaco, consumo de vapor, consumo de cannabis, consumo de tranquilizantes en el último año, consumo de antidepresivos en el último año, consumo de analgésicos en el último año, violencia en el ámbito laboral, violencia en la calle y/o espacios públicos, ciberacoso, violencia en el ámbito educativo, violencia en el ámbito familiar, violencia de género mediante amenazas, violencia de género mediante control, satisfacción con la sanidad pública, dolor durante las dos últimas semanas, actividad física en el trabajo, actividad física en el tiempo libre, autopercepción de suficientes horas de descanso, uso de mensajería instantánea, uso de RR.SS., uso de llamadas, uso de Internet, comentarios de familiares o amistades sobre el uso de

mensajería instantánea, comentarios de familiares o amistades sobre el uso de RR.SS., comentarios de familiares o amistades sobre el uso de llamadas, comentarios de familiares o amistades sobre el uso de Internet, riesgo de mala salud mental, bajo bienestar y riesgo de depresión.

- Además, para observar si existen diferencias significativas en la AES según la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS), se realiza una prueba t de Student para muestras independientes, al ser la CVRS una variable cuantitativa.

Para la percepción del empeoramiento de la propia salud, se incorporan al análisis bivariante las siguientes variables dicotomizadas:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: sexo, edad, inmigración económica, trabaja o no trabaja, dificultad para llegar a fin de mes, dificultad para el acceso a alimentación y convivencia en el hogar.
- Psicosociales y de salud, como: autopercepción del estado de salud, sentimiento de soledad, autopercepción de la vida social, apoyo social percibido, limitación crónica de la actividad (LCA), diagnóstico de COVID-19, gravedad de COVID-19, consulta de información sanitaria a profesionales de la salud, consulta de información sanitaria en Internet, consumo de tabaco, consumo de vaper y consumo de cannabis.

Tras los análisis bivariantes, se realizan dos análisis multivariantes: uno sobre la AES negativa y otro acerca de la valoración del empeoramiento de la AES en comparación con el comienzo de la situación pandémica. Para ello, en cada análisis se somete a todas aquellas variables que muestran una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$), a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo explicativo más simplificado e interpretable. Para la AES negativa y la percepción del cambio a peor de la misma se establece como referencia la condición a priori más favorable para la salud. Los criterios para aceptar el modelo son que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcance la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus sea estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global correctamente clasificado sea superior al 50%. En base a estos criterios y la literatura previa se eliminan o introducen distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta.

Con respecto al análisis multivariante sobre la AES negativa, primero se realizan análisis por separado para personas menores de 65 años y por otro lado para las personas de 65 años y más, dado que la salud mental en las odds ratio parecía resultar importante. Sin embargo, como en los dos -grupos- los modelos por pasos excluían el GHQ-12 y el WHO-5, posteriormente se realizan dos modelos finales para toda la muestra.

En cuanto al análisis multivariante sobre la percepción del cambio a peor de la AES, se añaden otras variables de especial interés, que no han sido previamente incluidas en los análisis bivariantes, debido a que si se dicotomizan pierden información relevante en relación a la AES. Estas variables son las siguientes:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: nivel de estudios, situación laboral, clase social ocupacional familiar y grupo de distrito.
- Dificultad de acceso a asistencia médica por colapso del sistema sanitario desde el inicio de la pandemia: “Desde el inicio de la pandemia, ¿ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando la necesitaba por colapso del sistema sanitario debido a la situación COVID?”, con opciones de respuesta “Sí”, “No”, “No he necesitado asistencia médica”.
- Rehusar o demorar la asistencia médica por miedo a infección de COVID-19: “Desde el inicio de la pandemia, ¿ha tardado en solicitar o ha pospuesto la asistencia médica cuando la necesitaba por temor a infectarse de coronavirus?”, con opciones de respuesta “Sí”, “No”, “No he necesitado asistencia médica”.
- Dificultad de acceso a la atención sanitaria por motivos económicos: “Desde el inicio de la pandemia, ¿ha necesitado alguna de los siguientes tipos de atención sanitaria y no se lo pudo permitir por motivos económicos?”, con opciones de respuesta “Sí”, “No”, “No lo he necesitado”. Para el análisis de esta variable se ha decidido valorar dos tipos de atención:
 - Atención médica.
 - Atención de salud mental (psicología, psiquiatría, psicoterapia, p. ej.).

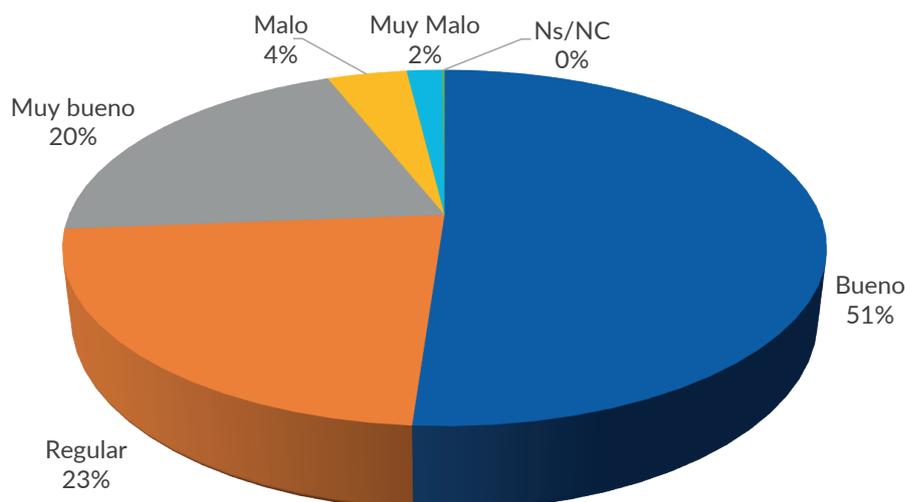
Todos los análisis se realizaron con SPSS.

Resultados

Autopercepción del estado de salud (AES)

El 71,5% [IC95% = 70,6-72,5] de las personas encuestadas en la ESCM'21 valoró su salud como buena o muy buena (**gráfica 1**). La prevalencia de positiva AES es más alta en hombres (76,7% [IC95% = 75,3-78,0]) que en mujeres (67,2% [IC95% = 65,8-68,5]), encontrándose diferencias estadísticamente significativas.

Gráfica 1. Distribución de la autopercepción del estado de salud en la ESCM'21 (N= 8.276)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por otro lado, la prevalencia de positiva AES disminuye con la edad, siendo las diferencias estadísticamente significativas entre todos los grupos de edad (**tabla 1**).

Tabla 1. Prevalencia de positiva AES según intervalos de edad (N= 8.265)

Variables	Positiva AES			
	Recuento	Prevalencia	IC95% inferior	IC95% superior
15 a 29 años	1.216	83,2%	81,3%	85,1%
30 a 44 años	1.666	78,7%	76,9%	80,4%
45 a 64 años	1.929	68,4%	66,6%	70,1%
65 años y más	1.101	59,0%	56,8%	61,3%

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Como puede observarse en la **tabla 2**, la prevalencia de positiva AES según grupo de edad y sexo refleja la misma tendencia. Existen diferencias estadísticamente significativas por sexo entre todos los grupos de edad, siendo mayor la prevalencia de positiva AES en los hombres. Del mismo modo, existen diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de edad tanto para las mujeres como para los hombres, excepto entre el grupo de hombres de 15-29 y 30-44 años.

Tabla 2. Prevalencia de positiva AES según grupo de edad y sexo (N= 8.265)

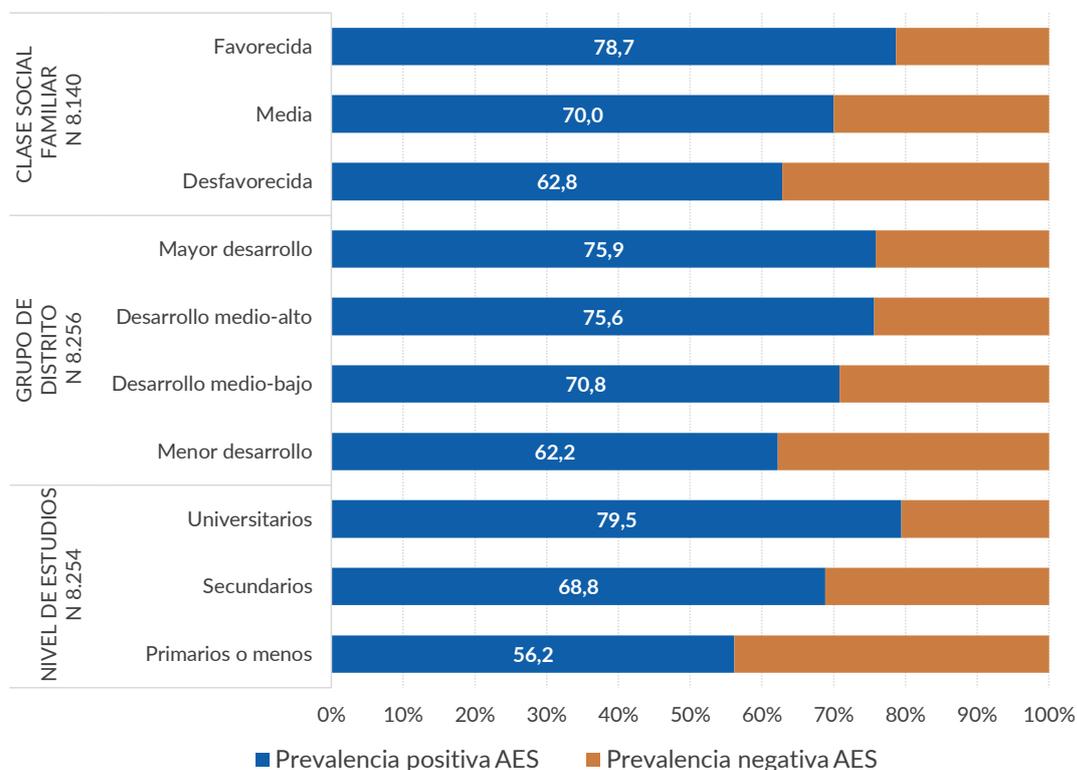
Variable		Positiva salud autopercebida			
		Recuento	Prevalencia	IC95% inferior	IC95% superior
15 a 29 años	Mujer	597	79,8%	76,8%	82,6%
	Hombre	619	86,8%	84,2%	89,1%
30 a 44 años	Mujer	800	73,6%	70,8%	76,1%
	Hombre	866	84,1%	81,7%	86,2%
45 a 64 años	Mujer	961	64,4%	62,0%	66,8%
	Hombre	968	72,8%	70,3%	75,1%
65 años y más	Mujer	637	56,3%	53,4%	59,1%
	Hombre	464	63,3%	59,8%	66,7%

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según estatus migratorio, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas en la prevalencia de positiva AES (migrantes económicos: 71,2% [IC95% = 68,9-73,3]; resto población: 71,6% [IC95% = 70,5-72,7]).

Existen diferencias estadísticamente significativas en la prevalencia de positiva salud percibida según la clase social ocupacional familiar entre los tres grupos, siendo más alta a medida que es más favorable la clase. Por grupo de distritos, también se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de menor desarrollo y los demás grupos, al igual que entre el grupo de desarrollo medio-bajo y el resto. Por nivel de estudios, se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre los tres grupos, siendo más alta la prevalencia de buena salud percibida según aumenta el nivel de estudios (gráfico 2).

Gráfico 2. Prevalencia de positiva y negativa AES según clase social familiar, grupo de distrito y nivel de estudios

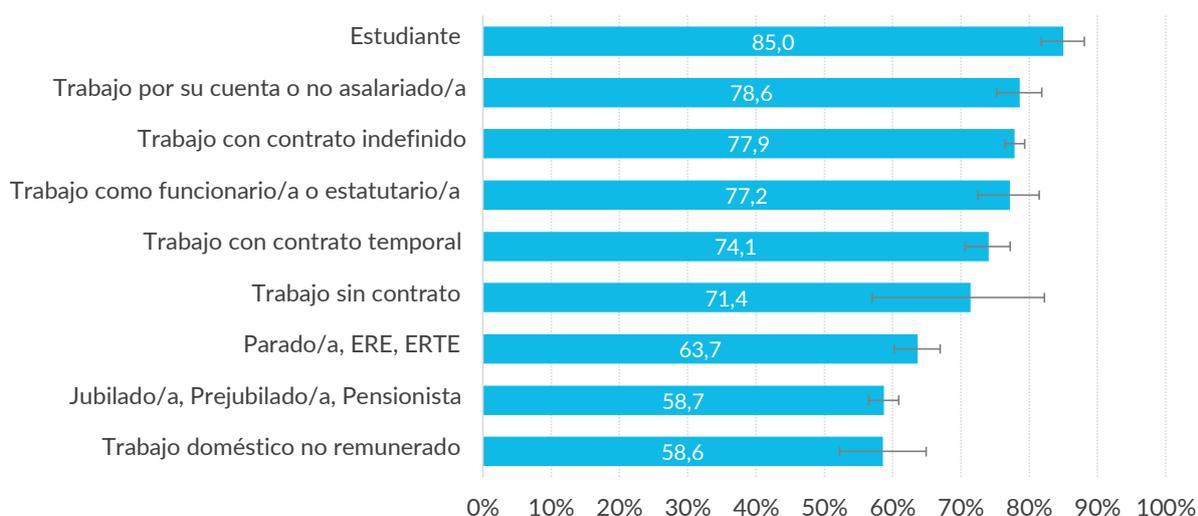


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

Según la situación laboral (**gráfica 3**), se puede observar que los y las estudiantes son los y las que tenían una prevalencia más alta de positiva AES (el 97% de los y las estudiantes tenían entre 15 y 29 años), siendo esta diferencia estadísticamente significativa respecto al resto de situaciones (excepto con trabajadores y trabajadoras por su cuenta o no, asalariados y asalariadas, funcionarios y funcionarias, estatuarios y estatutarias y por último trabajadores y trabajadoras sin contrato). Entre las personas que tenían un trabajo remunerado no hay diferencias estadísticamente significativas por tipo de contrato. No obstante, existían diferencias entre las que tienen un trabajo remunerado y las que se encontraban en paro. Por último, si nos fijamos en el trabajo doméstico no remunerado (el 57% tiene 65 años o más), es el colectivo con peor AES, siendo esta diferencia estadísticamente significativa respecto al resto de grupos de personas que cuentan con un trabajo remunerado.

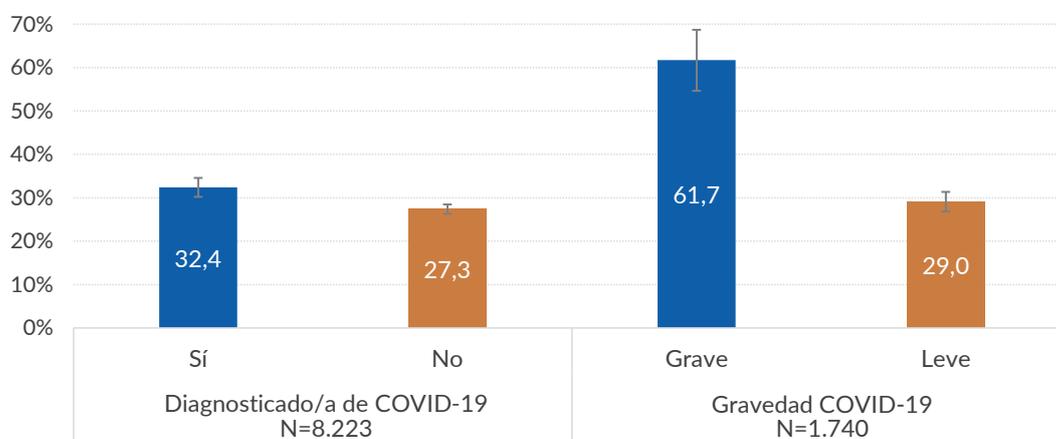
Gráfica 3. Prevalencia de positiva AES e IC95% según situación laboral (N= 8.220)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Como puede observarse en la **gráfica 4**, la prevalencia de negativa AES es más alta entre aquellas personas que fueron diagnosticadas de COVID-19 que en las que no (infección COVID-19 = 32,4% [IC95% = 30,2-34,6]; no infección por COVID-19 = 27,3% [IC95% = 26,3-28,4]). También la prevalencia de negativa AES es mayor entre las personas que han pasado un COVID-19 grave que entre las que lo pasaron de forma leve (grave = 61,7% [IC95% = 54,7-68,7; leve = 29,0% [IC95% = 26,8-31,3]).

Gráfica 4. Prevalencia de negativa AES e IC95% según infección por COVID-19 y gravedad de la infección



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

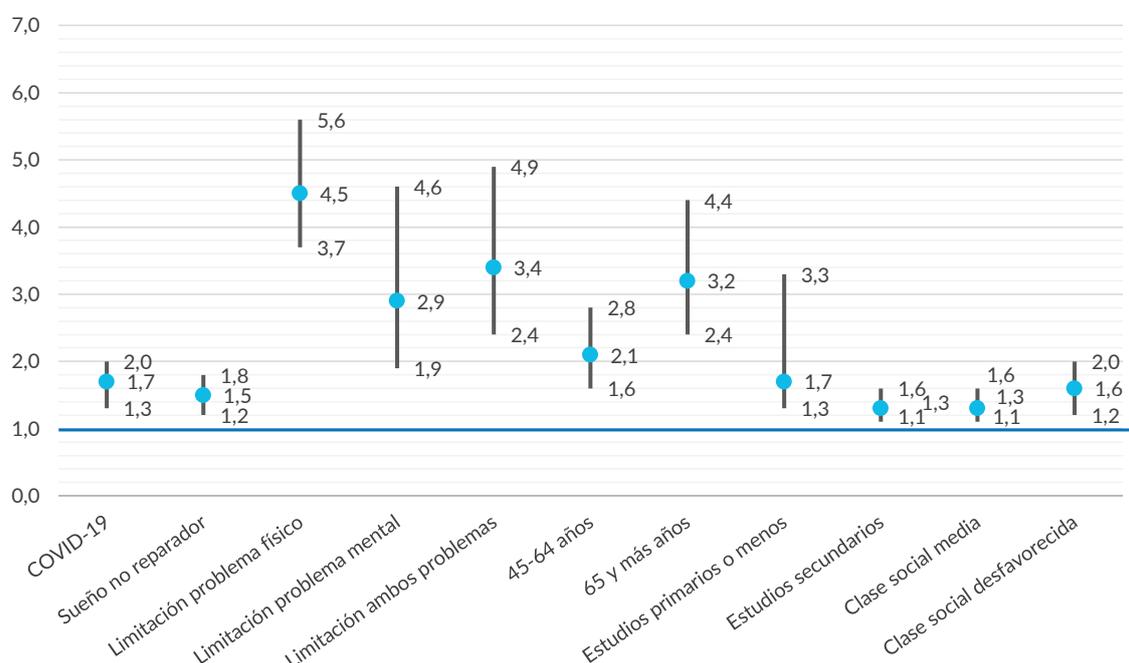
En la **tabla 3** y en la **gráfica 5** se muestra el modelo obtenido de realizar un análisis multivariante sobre la negativa AES de las personas encuestadas. En él se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,476, lo que explica el 47,6% de la varianza de la autopercepción negativa del estado de salud, clasificando correctamente el 82,4% de los casos. Los resultados informan que, controlando el efecto de las demás variables, las condiciones que mejor explican la autopercepción negativa acerca de la propia salud son, de mayor a menor peso estadístico: autopercepción de LCA de causa física, seguido de autopercepción de LCA de causas física y mental, tener una edad igual o superior a 65 años y tener autopercepción de LCA de causa mental.

Tabla 3. Autopercepción negativa de la salud (regular, mala o muy mala), distribución de frecuencias, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

Variables		AES negativa						
		N	n	Tasa de prevalencia	N RLB	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		8.265	2.353	28,5%	4.093			
Sexo	Mujer	4.460	1.465	32,8%	2.242	0,95	0,79	1,13
	Hombre	3.805	888	23,3%	1.851	1		
Edad	15 a 29 años	1.461	245	16,8%	740	1		
	30 a 44 años	2.117	451	21,3%	1.075	1,19	0,88	1,61
	45 a 64 años	2.821	892	31,6%	1.431	2,14*	1,61	2,83
	65 y más años	1.865	764	41,0%	847	3,23*	2,38	4,39
Nivel de estudios	Primarios o menos	1.460	640	43,8%	673	1,70*	1,27	2,27
	Secundarios	2.950	920	31,2%	1.545	1,32*	1,05	1,65
	Universitarios	3.843	789	20,5%	1.875	1		
Clase social ocupacional familiar	Favorecida	3.584	764	21,3%	1.775	1		
	Media	1.926	578	30,0%	977	1,29*	1,01	1,63
	Desfavorecida	2.629	977	37,2%	1.341	1,58*	1,24	2,01
Limitación crónica a la actividad	Física	1.603	956	59,6%	800	4,54*	3,69	5,58
	Mental	244	116	47,5%	121	2,94*	1,87	4,61
	Ambas	488	315	64,5%	260	3,44*	2,41	4,89
	Sin limitación	5.888	948	16,1%	2.912	1		
Diagnóstico de COVID-19	Sí	1.742	564	32,4%	879	1,65*	1,34	2,05
	No	6.480	1.772	27,3%	3.214	1		
Suficientes horas de descanso	Sí	2.966	712	24,0%	1.139	1		
	No	4.085	1.192	29,2%	2.954	1,47*	1,20	1,80
Peor calidad de vida relacionada con la salud#		4.132	1.215	29,4%	4.093	1,24*	1,21	1,27

Nota. #Esta variable solo se ha recogido en la mitad de la muestra. N RLB: 4.093 con que se realizó la RLM. Odds ratio (OR*) con significación estadística

Gráfica 5. Autopercepción negativa de la salud (regular, mala o muy mala). Modelo de regresión logística binaria multivariante ajustado por variables de determinantes sociales y de salud. OR con sus IC95%



Nota. El análisis incluye 4.093 casos. Variables especificadas: edad intervalos (referencia: 15-29 años), nivel de estudios (referencia: universitarios); CSO: clase social ocupacional familiar (referencia: favorecida), LCA: limitación crónica a la actividad (referencia: sin limitación), COVID-19 (referencia: no diagnosticado de COVID-19), suficientes horas de descanso (referencia: sí). Resumen del modelo: R² de Nagelkerke = 0,124. Pruebas omnibus: Chi² = 1616,97; p-valor < 0,001. Solo se incluyen las variables que formaron parte del modelo explicativo final. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Al realizar el análisis multivariante para la positiva AES (tabla 4), los resultados reflejan que, controlando el efecto de las otras variables, las condiciones que presentan mayor capacidad explicativa de la percepción positiva del propio estado de salud son: ser joven (entre 15 y 29 años) y adulto o adulta joven (entre 30 y 44 años), tener estudios universitarios y pertenecer a una clase social familiar favorecida. El modelo obtenido tiene una R² de Nagelkerke de 0,411, explicando el 41,1% de la varianza de positiva AES y clasificando correctamente el 80,6% de los casos.

Tabla 4. Autopercepción positiva de la salud (buena o muy buena), distribución de frecuencias, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

Variables		AES positiva						
		N	n	Tasa de prevalencia	N RLB	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		8.265	5.912	71,5%	4.186			
Sexo	Mujer	4.460	2.995	67,2%	2.295	1		
	Hombre	3.805	2.917	76,7%	1.891	0,94	0,80	1,12
Edad	15 a 29 años	1.461	1.216	83,2%	753	2,69*	2,03	3,57
	30 a 44 años	2.117	1.666	78,7%	1.096	2,34*	1,83	3,00
	45 a 64 años	2.821	1.929	68,4%	1.461	1,42*	1,15	1,75
	65 y más años	1.865	1.101	59,0%	876	1		
Nivel de estudios	Primarios o menos	1.460	820	56,2%	694	1		
	Secundarios	2.950	2.030	68,8%	1.588	1,25	0,99	1,58
	Universitarios	3.843	3.054	79,5%	1.904	1,55*	1,18	2,03
Clase social ocupacional familiar	Favorecida	3.584	2.820	78,7%	1.806	1,54*	1,23	1,93
	Media	1.926	1.348	70,0%	1.000	1,25	1,00	1,56
	Desfavorecida	2.629	1.652	62,8%	1.380	1		
Peor calidad de vida relacionada con la salud#		4.132	2.918	70,6%	4.186	0,76	0,75	0,78

Nota 1. # Esta variable solo se ha recogido en la mitad de la muestra

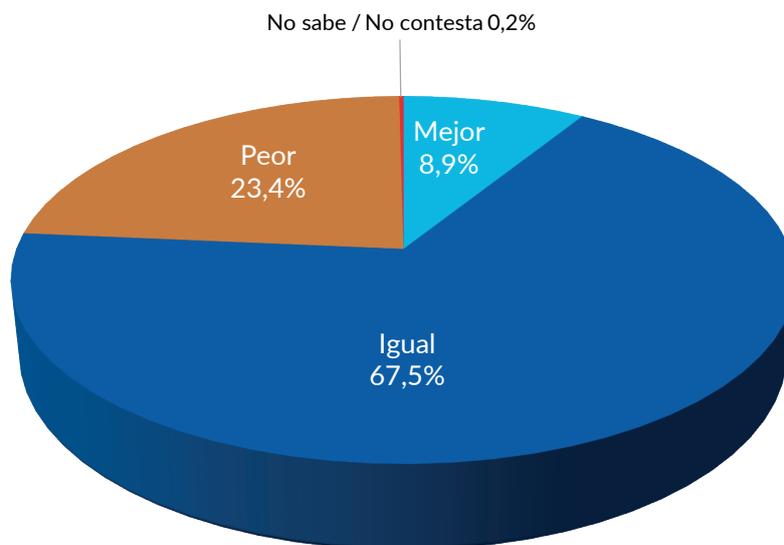
Nota 2. La regresión logística multivariante binaria incluyó 4.186 casos. Odds ratio (OR*) con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cambio AES con la pandemia

En relación con la pregunta de la ESCM'21 "Comparando con su estado general de salud antes del comienzo de la pandemia, marzo 2020, ¿su estado de salud hoy es...?" —con cuatro opciones de respuesta: "Mejor", "Igual", "Peor", "No sabe/No contesta"—, la prevalencia de la percepción de empeoramiento de la AES es del 23,4% (gráfica 6). Es más alta en mujeres (25,7% [IC95% = 23,9-27,5]) que en hombres (18,3% [IC95% = 16,6-20,1]), encontrándose diferencias estadísticamente significativas.

Gráfica 6. Distribución del cambio de la AES en relación con la pandemia. N=8.276

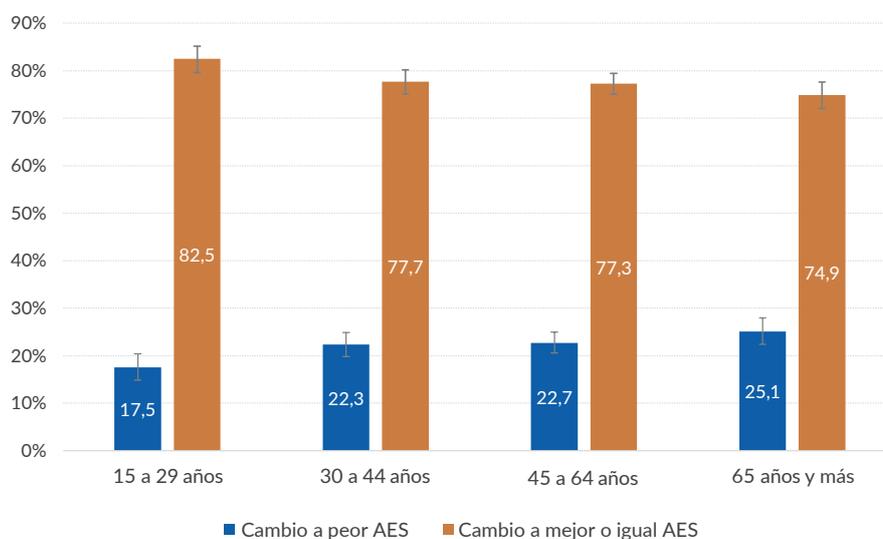


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Dentro de las 2.669 personas encuestadas que han declarado un cambio en la AES, el 72,5% declara haber empeorado y un 22,5% haber mejorado.

Como se puede observar en la **gráfica 7**, la prevalencia de percepción de cambio de la AES tras el inicio de la pandemia originada por la COVID-19 muestra un gradiente en relación con la edad, tanto en lo que se refiere a un empeoramiento como a una mejora o una ausencia de cambio, encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de 15-29 años y los de 45-64 años y 65 y más años, caracterizándose los últimos por mostrar una más alta opinión de empeoramiento (15-29 años: 17,5% [IC95% = 14,8-20,4]; 45-64 años: 22,7% [IC95% = 20,6-25,0]; 65 y más años: 25,1% [IC95% = 22,4-28,0]), a diferencia de las personas más jóvenes, las cuales muestran un mayor cambio a mejor o igual en lo concerniente a la AES (15-29 años: 82,5% [IC 95% = 79,6-85,2]; 45-64 años: 77,3% [IC95%=75,0-79,4]; 65 y más años: 74,9% [IC95% = 72,0-77,6]).

Gráfica 7. Distribución de frecuencias de la percepción de cambio de la AES según sentido del cambio por intervalos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo que se refiere a la prevalencia de la percepción de empeoramiento de la AES tras el inicio de la pandemia originada por la COVID-19 (tabla 5) según edades y sexos, las mujeres informan de encontrarse peor que los hombres, destacando especialmente las personas de 65 y más años, habiendo diferencias estadísticamente significativas entre mujeres y hombres en los rangos de edades que abarcan desde los 45 hasta los 65 y más años. También son notables las diferencias entre las mujeres de 15-29 años y las de 65 y más años.

Tabla 5. Prevalencia de percepción de empeoramiento de la AES según intervalos de edad y sexo

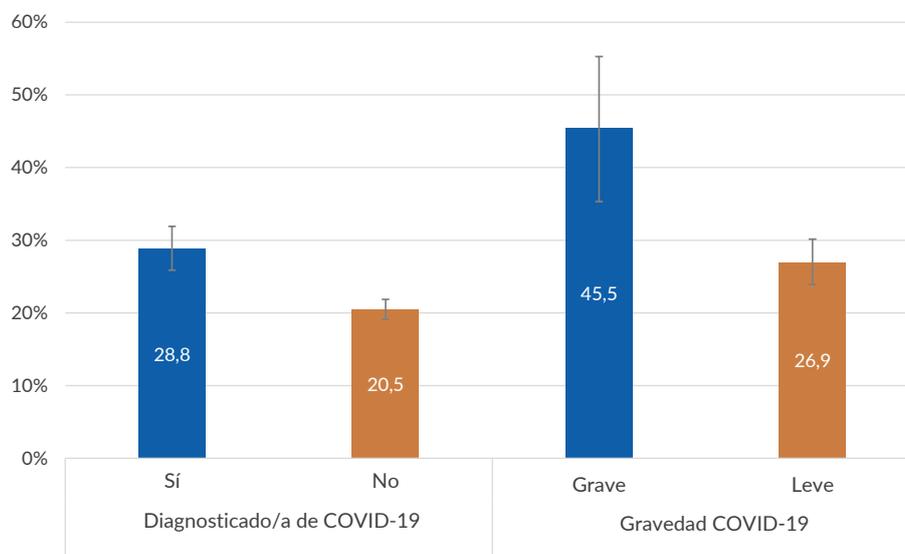
Variable		Empeoramiento de la AES			
		Recuento	Prevalencia	IC95% inferior	IC95% superior
15 a 29 años	Mujer	72	19,7%	15,8%	24,0%
	Hombre	54	15,2%	11,8%	19,2%
30 a 44 años	Mujer	136	25,8%	22,3%	29,7%
	Hombre	99	18,8%	15,7%	22,4%
45 a 64 años	Mujer	198	26,5%	23,5%	29,8%
	Hombre	125	18,5%	15,7%	21,6%
65 años y más	Mujer	161	28,3%	24,8%	32,2%
	Hombre	75	20,3%	16,3%	24,5%

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según el estatus migratorio, aquellas personas que no son inmigrantes económicas muestran una prevalencia más alta en la percepción de empeoramiento de la AES en comparación con el inicio de la pandemia (23,4% [IC95% = 22,0-24,9]), frente a los/las inmigrantes económicos/as (17,4% [IC95% = 14,9-20,1]), observándose diferencias estadísticamente significativas.

En función de si se ha recibido diagnóstico de COVID-19 y su gravedad, aquellas personas que informan de haber sido diagnosticadas de infección por coronavirus valoran en mayor proporción, con diferencias estadísticamente significativas, que su salud ha empeorado tras el inicio de la pandemia (diagnóstico: 28,8 [IC95% = 25,9-31,9]; no diagnóstico: 20,5% [IC95% = 19,1-21,9]). Igualmente, quienes refieren haber pasado la COVID-19 de una forma grave también manifiestan en mayor proporción, de modo estadísticamente significativo, una percepción de empeoramiento de su propia salud tras la situación pandémica (grave: 45,5% [IC95% = 35,3-55,3]; leve: 26,9% [IC95%=23,9-30,2]) (gráfica 8).

Gráfica 8. Prevalencia de la percepción de empeoramiento de la AES e IC95% según el diagnóstico y gravedad de la COVID-19



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Los análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa entre el empeoramiento de la autopercepción del estado de salud, en comparación con antes del inicio de la pandemia, y las siguientes variables: sexo (mayor riesgo para las mujeres), edad (mayor riesgo para personas de 65 y más años), convivencia (mayor riesgo para las personas que viven solas), inmigración (mayor riesgo para las personas no inmigrantes económicas), situación laboral (mayor riesgo para las personas que no trabajan), dificultad para llegar a fin de mes (mayor riesgo para las personas con dificultades), dificultad de acceso a alimentos (mayor riesgo para las personas con dificultades), autopercepción de la vida social (mayor riesgo para las personas que manifiestan estar insatisfechas con su vida social), apoyo social percibido (mayor riesgo para las personas que refieren no contar con nadie en caso de necesidad), sentimiento de soledad (mayor riesgo para las personas que informan sentirse solas), diagnóstico de COVID-19 (mayor riesgo para quienes indican haber sido diagnosticados/as), gravedad de COVID-19 (mayor riesgo para quienes informan de gravedad seria) y limitación crónica a la actividad (mayor riesgo para quienes informan de algún tipo de limitación).

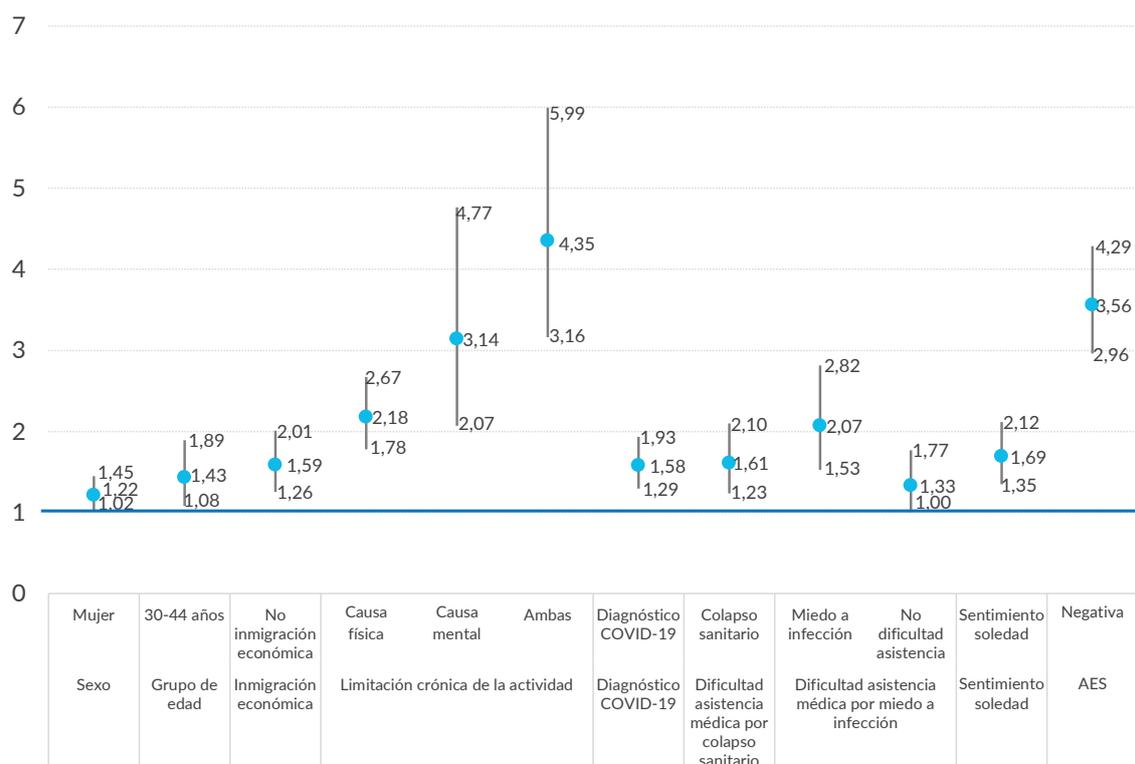
En la **tabla 6** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante, en cuyo modelo se obtuvo una R^2 de Nagelkerke de 0,224, lo que explica el 22,4% de la varianza del empeoramiento de la salud percibida, y clasifica correctamente el 79,9% de los casos. Los resultados muestran que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que están más fuertemente relacionadas con el riesgo a presentar una percepción de empeoramiento de la AES en comparación con el inicio de la situación pandémica son, de mayor a menor peso estadístico: autopercepción de LCA de causa física y mental, percepción de mala salud, autopercepción de LCA de causa mental, autopercepción de LCA de causa física, y rehusar o postponer la asistencia médica por temor a infectarse de coronavirus. Tales condiciones aumentan a más del doble el riesgo de informar de una percepción de empeoramiento de la AES, destacando especialmente cuando se declara tener LCA de origen tanto físico como mental de manera simultánea, aumentando en este caso el riesgo 4 veces más (**gráfica 9**).

Tabla 6. Empeoramiento de la percepción de salud, distribución de frecuencias, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

Variables		Empeoramiento de la AES						
		N	n	Tasa de prevalencia	N RLB	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		4.132	919	22,2%	4.153			
Sexo	Mujer	2.206	566	25,7%	2.253	1,22*	1,02	1,45
	Hombre	1.926	353	18,3%	1.900	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	721	126	17,5%	732	1		
	30 a 44 años	1.050	234	22,3%	1.058	1,43*	1,08	1,89
	45 a 64 años	1.421	323	22,7%	1.468	1,18	0,90	1,55
	65 y más años	940	236	25,1%	895	1,30	0,97	1,75
Inmigración económica	Sí	810	141	17,4%	822	1		
	No	3.321	778	23,4%	3.331	1,59*	1,26	2,01
Limitación crónica para la actividad	Física	793	317	40,0%	788	2,18*	1,78	2,67
	Mental	124	58	46,7%	125	3,14*	2,07	4,77
	Ambas	232	137	59,1%	232	4,35*	3,16	5,99
	Sin limitaciones	2.966	401	13,5%	3.008	1		
Diagnóstico COVID-19	Sí	867	250	28,8%	872	1,58*	1,29	1,93
	No	3.242	663	20,5%	3.281	1		
Dificultad asistencia médica por colapso sanitario	Sí	1.454	463	31,8%	1.484	1,61*	1,23	2,10
	No	1.407	301	21,4%	1.426	1,25	0,95	1,63
	No necesidad de asistencia	1.231	140	11,4%	1.243	1		
Dificultad asistencia médica por miedo a infección	Sí	844	271	32,1%	857	2,07*	1,53	2,82
	No	2.279	540	23,7%	2.292	1,33	1,00	1,77
	No necesidad de asistencia	1.005	107	10,7%	1.004	1		
Sentimiento soledad	Solo/a	567	224	39,5%	577	1,69*	1,35	2,12
	No solo/a	3.552	692	19,5%	3.576	1		
AES	Negativa	1.134	530	46,7%	1.133	3,56*	2,96	4,29
	Positiva	2.991	389	13,0%	3.020	1		

Nota. La regresión logística multivariante binaria incluyó 4.108 casos. Odds ratio (OR*) con significación estadística
 Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. N RLB: N con que se realizó la RLM binaria

Gráfica 9. Modelo de regresión logística multivariante binaria para la percepción de empeoramiento de la AES, OR con sus IC95%



Nota. El análisis incluye 4.153 casos. (*) OR con significación estadística. Variables especificadas: Sexo (referencia: hombre); Edad en intervalos (referencia: 15-29 años); Inmigración económica (referencia: Sí inmigración económica); Dificultad alimentación (referencia: No dificultades); Limitaciones (referencia: Sin limitaciones); Diagnóstico COVID-19 (referencia: No diagnóstico); Dificultad asistencia médica por colapso sanitario (referencia: No necesidad de asistencia médica); Rehúsar o posponer asistencia médica por miedo a infección COVID-19 (referencia: No necesidad de asistencia médica); Sentimiento de soledad ; (referencia: No sentimiento soledad) AES (referencia: Positiva) Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

Los objetivos de este estudio fueron analizar la prevalencia de la AES positiva y negativa de la ciudadanía madrileña y de grupos de personas en función de ciertas variables sociodemográficas, socioeconómicas y psicosociales, así como saber la estimación del cambio en la AES cuando se compara con antes del inicio de la situación pandémica.

Los hallazgos evidencian que la percepción óptima de la AES de la población general ha decrecido en los últimos tres años, al compararla con los datos de las dos últimas Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid de 2017⁵ y 2013⁹. De igual manera, se observa la misma tendencia en hombres y en mujeres, pues a pesar de que en ambos se encuentra una reducción de la AES en comparación con las encuestas anteriores, las diferencias no son estadísticamente significativas. Además, la percepción de positiva AES se reduce de manera significativa conforme avanza la edad, destacando los hombres por mostrar una mejor AES que las mujeres, tal y como se refleja en la mayoría de los estudios¹⁰. El último dato conocido para España¹ sitúa la percepción óptima de salud en una prevalencia de 75,5% (+/- 0,42), mejor, de forma significativa, que lo hallado en este trabajo para la población de la capital.

Con relación a la situación laboral, la clase social familiar, el desarrollo humano del distrito en el que se viva y el nivel de estudios, se observa que aquellas personas que contaban con un trabajo remunerado, que informaban de estudios universitarios, que vivían en un distrito de mayor desarrollo y que pertenecían a clase social favorecida, reflejaban mejor AES que personas que contaban con otras condiciones más desfavorables. Esto tiene cierta

coherencia si se atiende a lo hallado dentro de la literatura, pues se ha encontrado que las personas que cuentan con un mayor nivel educativo, así como más ingresos económicos y pertenecen a clase alta, suelen informar de un nivel de salud más elevado, así como una menor morbilidad¹¹. Por lo tanto, se podría decir que la distribución de la salud percibida se podría considerar un fiel reflejo de las desigualdades sociales en salud⁵.

Entre los factores que presentan mayor asociación con una percepción negativa de salud, aumentando hasta casi tres veces más el riesgo de esta, destacan las limitaciones crónicas de la actividad y el tener 65 y más años. El hecho de que las limitaciones cobren un papel importante en el análisis multivariante indica su relevancia, pues entorpecen significativamente la actividad diaria, especialmente en personas mayores⁵. De hecho, tales limitaciones pueden generar dependencia funcional en actividades básicas e instrumentales de la vida diaria, aumentando las mismas conforme avanza la edad¹.

Estos resultados son bastante parejos a los encontrados en el ESCM'18. Igualmente, parece que a pesar de que las mujeres presentan prevalencias más elevadas de AES negativa (regular, mala y muy mala), en el modelo obtenido en el análisis por RLM binaria ajustados diferentes determinantes sociales de la salud, no cuenta con el sexo (femenino) a la hora de explicar ese fenómeno, sin duda porque tal relación se encuentre asociada a un mayor número de limitaciones en ellas⁵.

En relación con el segundo objetivo, los hallazgos revelan que la percepción de empeoramiento de la AES tras el inicio de la pandemia originada por la COVID-19 es significativamente más elevada en mujeres que en hombres, destacando especialmente las de mayor edad. Ello está en consonancia con lo encontrado dentro de la literatura científica acerca de que ser hombre parece actuar como factor de protección del bienestar debido a diferentes factores sociales, culturales, etc.¹². Aun así, es reseñable destacar que puede que las mujeres informen de peor AES debido a que las mismas tienden a comunicar más acerca de sus necesidades^{13,14}, encontrándose, dentro de la bibliografía, diferencias entre hombres y mujeres durante el confinamiento: ellas informan de peores niveles de sueño y de estrés¹⁵. Asimismo, parece ser que tanto la soledad como ser mujer resultaron ser factores de riesgo de cara a percibir una mala salud a lo largo de la pandemia¹⁶.

Los resultados muestran cómo las personas más jóvenes se diferenciaban de manera significativa de las más mayores en lo que concierne tanto a un empeoramiento como a una mejora o ausencia de cambio de la AES, destacando las más jóvenes por su mayor frecuencia de mantener la misma percepción de la propia salud o de que esta haya mejorado tras la pandemia, mientras que las personas más mayores refieren una valoración desfavorable del cambio en la AES. Puede que, en el caso de las personas mayores, ello se deba a que se trata de una población de riesgo más vulnerable en cuestiones de salud. Además, es destacable considerar que las personas mayores cuentan con más riesgo directo de haber sufrido COVID-19 grave, además de que suelen vivir solas, hacen menos uso de las redes en línea y se encuentran en riesgo de aislamiento social¹⁷. Asimismo, la situación pandémica se ha asociado con aumentos en los niveles de estrés que han afectado severamente la calidad del sueño, la actividad física y la dieta; además de relacionarse con el consumo de alcohol en las personas de mayor edad, en comparación con las más jóvenes¹⁵.

Por otro lado, estudios afirman que el confinamiento forzado y el distanciamiento social que se impusieron a causa de la situación pandémica originada por la COVID-19 ha aumentado la soledad no deseada en la población mayor, pudiendo haber conducido a un empeoramiento simultáneo de la depresión, la ansiedad, las preocupaciones sobre el coronavirus y la salud general¹⁸. Asimismo, es probable que aumentara más la soledad no deseada en la población general, en comparación con años anteriores¹⁹⁻²¹. Concretamente, en Madrid las personas mayores reportaron sentirse solas durante el confinamiento en un 26,4% de los casos, subiendo el porcentaje hasta el 58,5% en las personas mayores de 90 años²². Estos datos resultan relevantes si se tiene en cuenta la fuerte asociación encontrada en la literatura entre sentirse solo o sola y tener problemas de salud tanto física como mental²³, siendo estos últimos una dificultad frecuentemente asociada al envejecimiento²⁴.

Con respecto al estatus migratorio, los resultados no muestran diferencias significativas en la AES entre las personas de origen español y las migrantes por motivos económicos; sin embargo, las primeras han referido en mayor proporción haber notado un cambio a peor en su salud. Se sugiere que esto puede deberse al llamado "efecto del inmigrante saludable", que propone que las personas migrantes, a la llegada al país de destino, suelen estar más sanas que las que no son migrantes tras equipararlas por edad y sexo²⁵, y tienden a ser más optimistas, informando de mejores niveles de salud mental²⁶, al cambiarse a un país con mejores condiciones de vida -a nivel laboral, educativo, socioeconómico y socio-sanitario-²⁷, sobre todo si no se ven sometidas a peores condiciones

de vida o si no caen en la exclusión social, lo que es frecuente en la población migrante por motivo económico, en especial si se encuentran en situación administrativa irregular. En concreto, en relación con el comienzo de la pandemia de la COVID-19, es posible que hayan notado un cambio menor en su salud que las personas no migrantes, debido a la posible percepción de encontrarse en un contexto con condiciones más favorables que el previo a su periodo de migración, y a pesar de las barreras socioculturales y de acceso a la atención sanitaria²⁸. Sin embargo, es necesario interpretar esta hipótesis con prudencia, ya que en este análisis no se miden variables relevantes como el tiempo de residencia en España ni otros factores sociodemográficos y psicosociales anteriores al proceso migratorio ni durante el mismo.

En lo que concierne a la infección por COVID-19 y su gravedad, tal y como se esperaba, aquellas personas que informaron de haberse infectado y haber padecido la infección de manera grave, manifestaron, de modo significativo, un empeoramiento de la AES tras el inicio de la pandemia. Concretamente, se han encontrado personas que informan de una mejora en su salud general y sentido subjetivo de bienestar entre las que no han sido infectadas por la COVID-19. Ello puede deberse a que estas personas comparaban su nivel de salud con la de aquellas que fueron infectadas por el SARS-CoV-2^{30,31}.

Realizándose el análisis multivariante, se encontró que los factores que mejor predicen una percepción de empeoramiento de la AES tras la pandemia fueron las limitaciones crónicas a la actividad por enfermedades tanto físicas como mentales, una negativa AES y rehusar a la asistencia médica o bien posponerla por miedo a infectarse de coronavirus.

Es de crucial importancia considerar el acceso a la atención sanitaria, ya que una AES negativa no solo se asocia a infecciones graves de COVID-19, sino a un empeoramiento más acusado de la salud general debido a interrupciones en la asistencia sanitaria, sobre todo en quienes son portadores de una enfermedad crónica y visitan con frecuencia las consultas donde son atendidos/as²⁹. De hecho, debido a la pandemia originada por la COVID-19 se paralizó gran parte de la atención médica y sanitaria en la mayor parte de los países desarrollados³²⁻³⁵, pudiendo ello agravar seriamente la salud de los y las ciudadanos/as³⁶, especialmente la de aquellas personas que ya previamente contaban con problemas o dificultades serias. Con relación a ello, parece que el número de personas con enfermedades crónicas aumentó desde antes de la pandemia hasta el desarrollo de la misma³⁰.

Además, el contar con una AES negativa se ha relacionado con retrasos de asistencia sanitaria en personas mayores durante la pandemia³⁷⁻³⁹. Concretamente, se ha encontrado que aquellas personas mayores con una AES negativa mostraron un retraso significativamente más elevado en ser atendidas por profesionales de la salud³⁹, destacándose como motivos de atención retrasada el que se “podía esperar” o el tener miedo a ir, especialmente esta última que puede estar indicando un malestar como una angustia considerable de las personas mayores por exponerse al virus⁴⁰. Igualmente, se ha observado un panorama similar en otros grupos poblacionales con otras vulnerabilidades, como personas con discapacidad, migrantes, personas sin hogar, etc.⁴¹. Por otro lado, también se encuentran como motivos de retrasos de la asistencia sanitaria el hecho de que las citas se cancelaran o reprogramaran³⁹; razones que pueden estar relacionadas con el colapso sanitario, que en el presente estudio se vincula, en menor medida, a un mayor riesgo de percepción de empeoramiento de la AES.

Unido a las limitaciones crónicas de la actividad y las dificultades del acceso a la atención sanitaria, los hallazgos muestran que el sentimiento de soledad también se encuentra vinculado con la percepción del empeoramiento de la salud percibida tras el inicio de la pandemia. Esto cobra sentido al evidenciarse en la literatura un aumento del sentimiento de soledad durante el primer año de la pandemia^{42,43}, estando tal problemática asociada a un deterioro en la salud tanto física como mental^{23,44}.

Los resultados del estudio llevan a concluir que, en términos generales, tanto la AES general como la percibida tras el inicio de la pandemia suele ser mejor valorada por hombres y por personas de menor edad. Todo ello parece indicar lo que en parte de la literatura científica se señala, y es que la AES general se relaciona con la AES durante la pandemia, observándose que una percepción negativa de AES general suele relacionarse con una peor AES durante la pandemia^{11,45}. A pesar de que los estudios centrados en el impacto de la pandemia sean incipientes, la evidencia muestra como grupo vulnerable a las personas mayores, no solo de cara a contraer el virus, sino también a padecer enfermedades serias, hospitalizaciones y muertes⁴⁶, por lo que esta población requiere de un abordaje y atención especializados, sobre todo cuando informan de un nivel tan elevado de sentimiento de soledad y el malestar asociado al mismo^{17,22,24}.

Por último, cabe destacar la novedad del presente informe en exponer resultados que muestran la importancia de la AES en el impacto de la pandemia o de la COVID-19, cuestión pionera sobre la que existen pocos estudios hasta el momento actual.

Conclusiones

- El 71,4% (+/- 1%) de la población madrileña tiene una óptima percepción de su estado de salud (buena y muy buena). Esta prevalencia es más baja que la recogida para esa población en 2017 (72,3% [+/- 0,9%]) y que la española en 2020 (75,5% [+/- 0,42]) (Encuesta Europea de Salud en España 2020).
- La buena autopercepción del estado de salud disminuye en la medida que avanza la edad, siendo menos prevalente en las mujeres.
- La AES, como fiel indicador de la salud colectiva en términos objetivos, se distribuye en la población reflejando las desigualdades sociales. Así, quienes tienen un trabajo remunerado, han finalizado estudios universitarios, viven en un distrito de mayor desarrollo y forman parte de una familia de clase social favorecida, reconocen mejor AES que las personas con determinantes sociales de la salud más desfavorables.
- Presentar limitaciones crónicas para la actividad habitual (LCA), tanto por problemas físicos como mentales y tener 65 y más años, son los factores que mejor explican la mala salud autopercebida.
- Un 23,4% de la población madrileña considera que su salud ha empeorado desde el inicio de la pandemia. Quienes han pasado la infección por SARS-CoV-2 y, especialmente, quienes la han sufrido de modo grave muestran tasas de empeoramiento mucho mayores.
- El empeoramiento de la salud autopercebida desde el inicio de la pandemia de COVID-19 se puede predecir por esa misma percepción negativa (3,5 veces más riesgo de empeorar entre quienes la tienen), además de por la limitación crónica para la actividad y por haber rehusado o demorado la atención sanitaria por miedo a infectarse del SARS-CoV-2.

Referencias bibliográficas

1. Ministerio de Sanidad. Encuesta Europea de Salud en España 2020 EESE 2020 [Internet]. 2020 [citado 28 de diciembre de 2022]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/EESE2020_inf_evol_princip_result.pdf
2. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav.* 1997;21-37.
3. Cerquera-Córdoba AM, Flórez-Jaimes LO, Linares-Restrepo MM. Autopercepción de la salud en el adulto mayor. *Rev. virtual univ. catol. norte.* 2010;(31):407-28.
4. Garbarski D. Research in and prospects for the measurement of health using self-rated health. *Public Opin Q.* 2016;80(4):977-97.
5. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid. [Internet]. 2018. Disponible en: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>
6. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (Eurofound). Living, working and COVID-19 dataset. Data: Quality of life during COVID-19. Round 3: March 2021 [Internet]. 2020 [citado 20 de junio de 2022]. Disponible en: <https://www.eurofound.europa.eu/data/covid-19/quality-of-life>
7. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 [Internet]. 2021 [citado 12 de abril de 2023]. Disponible en: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f8e4b2e4b284f1a5a0/?vgnnextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=-374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>

8. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Nacional de Salud en España 2017 [Internet]. [citado 29 de julio de 2022]. Disponible en: <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuesta2017.htm>
9. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo T. (eds.) Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid: Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2015. [citado 19 de octubre de 2022]. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Salud/Publicaciones%20Propias%20Madrid%20salud/Ficheros/EstudioSaludCiudadMadrid2014.pdf>
10. Idler EL. Discussion: Gender Differences in Self-Rated Health, in Mortality, and in the Relationship Between the Two. *Gerontologist* [Internet]. 1 de junio de 2003;43(3):372-5. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/geront/43.3.372>
11. Bierman A, Upenieks L, Glavin P, Schieman S. Accumulation of economic hardship and health during the COVID-19 pandemic: Social causation or selection? *Soc Sci Med* [Internet]. 2021;275:113774. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953621001064>
12. Gijzen M, Shields-Zeeman L, Kleinjan M, Kroon H, van-der-Roest H, Bolier L, et al. The Bittersweet Effects of COVID-19 on Mental Health: Results of an Online Survey among a Sample of the Dutch Population Five Weeks after Relaxation of Lockdown Restrictions. *Int J Environ Res Public Health* [Internet]. 2020;17(23). Disponible en: <https://www.mdpi.com/1660-4601/17/23/9073>
13. Allin S, Masseria C, Mossialos E. Measuring Socioeconomic Differences in Use of Health Care Services by Wealth Versus by Income. *Am J Public Health* [Internet]. 1 de octubre de 2009;99(10):1849-55. Disponible en: <https://doi.org/10.2105/AJPH.2008.141499>
14. Siciliani L, Verzulli R. Waiting times and socioeconomic status among elderly Europeans: evidence from SHARE. *Health Econ* [Internet]. 1 de noviembre de 2009;18(11):1295-306. Disponible en: <https://doi.org/10.1002/hec.1429>
15. Bann D, Villadsen A, Maddock J, Hughes A, Ploubidis GB, Silverwood RJ, et al. Changes in the behavioural determinants of health during the coronavirus (COVID-19) pandemic: gender, socioeconomic and ethnic inequalities in 5 British cohort studies. *medRxiv* [Internet]. 1 de enero de 2020;2020.07.29.20164244. Disponible en: <http://medrxiv.org/content/early/2020/09/17/2020.07.29.20164244.abstract>
16. O'Connor RC, Wetherall K, Cleare S, McClelland H, Melson AJ, Niedzwiedz CL, et al. Mental health and well-being during the COVID-19 pandemic: longitudinal analyses of adults in the UK COVID-19 Mental Health & Wellbeing study. *BR J Psychiatry* [Internet]. 2020/10/21. 2021;218(6):326-33. Disponible en: <https://www.cambridge.org/core/article/mental-health-and-wellbeing-during-the-covid19-pandemic-longitudinal-analyses-of-adults-in-the-uk-covid19-mental-health-wellbeing-study/F7321CB-F45C749C788256CFE6964B00C>
17. Douglas M, Katikireddi SV, Taulbut M, McKee M, McCartney G. Mitigating the wider health effects of covid-19 pandemic response. *BMJ* [Internet]. 27 de abril de 2020;369:m1557. Disponible en: <http://www.bmj.com/content/369/bmj.m1557.abstract>
18. Vázquez-Blanco A, Baz-Codesal M, Blanco-Martín MP. El confinamiento por el covid-19 causa soledad en las personas mayores. *Revisión sistemática*. 2021; *Int. J. Educ. Psychol.*; 2(1): 471-8.
19. Krendl AC, Perry BL. The Impact of Sheltering in Place During the COVID-19 Pandemic on Older Adults' Social and Mental Well-Being. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* [Internet]. 1 de febrero de 2021;76(2):e53-8. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/geronb/gbaa110>
20. Macdonald B, Hülür G. Well-Being and Loneliness in Swiss Older Adults During the COVID-19 Pandemic: The Role of Social Relationships. *Gerontologist* [Internet]. 1 de marzo de 2021;61(2):240-50. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/geront/gnaa194>

21. McGinty EE, Presskreischer R, Han H, Barry CL. Psychological Distress and Loneliness Reported by US Adults in 2018 and April 2020. *JAMA* [Internet]. 7 de julio de 2020;324(1):93-4. Disponible en: <https://doi.org/10.1001/jama.2020.9740>
22. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta a la población mayor de 65 años sobre el impacto de la Covid-19 [Internet]. 2020 [citado 11 de abril de 2023]. Disponible en: <https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Calidad-y-Evaluacion/Percepcion-ciudadana/2020-018-ASN-Encuesta-a-la-poblacion-mayor-de-65-anos-sobre-el-impacto-de-la-Covid-19/?vgnnextfmt=default&vgnnextoid=3678ce9c22718710VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=5134261f46839710VgnVCM1000001d4a900aRCRD>
23. Richard A, Rohrmann S, Vandeleur CL, Schmid M, Barth J, Eichholzer M. Loneliness is adversely associated with physical and mental health and lifestyle factors: Results from a Swiss national survey. *PLoS One* [Internet]. 17 de julio de 2017;12(7):e0181442-. Disponible en: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0181442>
24. Okechukwu CE. The impact of loneliness on physical and mental health among older adults in the era of coronavirus disease 2019 pandemic. *Apollo Medicine*. 2021;18(1):29.
25. Serrano-Gallardo P, Díaz-Olalla J, Otero Á, Bolumar F. Self-Perceived Health among Migrant and Native Populations in Madrid: A Gender Perspective. *Int J Migr Health Soc Care*. 2010;5(4):43-57.
26. Salinero Fort MÁ. Autopercepción de la salud, apoyo social y salud mental en Atención Primaria: diferencias entre población autóctona e inmigrante [Tesis]. Madrid: Universidad Rey Juan Carlos; Portal de Producción Científica; 2013.
27. Gutiérrez JM, Borré JR, Montero RA, Mendoza XFB. Migración: Contexto, impacto y desafío. Una reflexión teórica. *Rev Cienc Soc*. 2020;26(2):299-313.
28. Perna R, Moreno-Fuentes FJ. Inmigración y atención sanitaria en un contexto de pandemia: Vulnerabilidades y (escasas) respuestas en Europa y en España. 978-84-92511-93-8. 2021;
29. Recchi E, Ferragina E, Helmeid E, Pauly S, Safi M, Sauger N, et al. The “Eye of the Hurricane” Paradox: An Unexpected and Unequal Rise of Well-Being During the Covid-19 Lockdown in France. *Res Soc Stratif Mobil* [Internet]. 2020;68:100508. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0276562420300445>
30. van-de-Weijer MP, de Vries LP, Pelt DHM, Ligthart L, Willemsen G, Boomsma DI, et al. Self-rated health when population health is challenged by the COVID-19 pandemic; a longitudinal study. *Soc Sci Med* [Internet]. 2022;306:115156. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953622004622>
31. Cheng ST, Fung H, Chan A. Maintaining Self-Rated Health Through Social Comparison in Old Age. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* [Internet]. 1 de septiembre de 2007;62(5):P277-85. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/geronb/62.5.P277>
32. Kissler SM, Tedijanto C, Goldstein E, Grad YH, Lipsitch M. Projecting the transmission dynamics of SARS-CoV-2 through the postpandemic period. *Science* (1979) [Internet]. 22 de mayo de 2020;368(6493):860-8. Disponible en: <https://doi.org/10.1126/science.abb5793>
33. Paterlini M. On the front lines of coronavirus: the Italian response to covid-19. *BMJ* [Internet]. 16 de marzo de 2020;368:m1065. Disponible en: <http://www.bmj.com/content/368/bmj.m1065.abstract>
34. Tanne JH, Hayasaki E, Zastrow M, Pulla P, Smith P, Rada AG. Covid-19: how doctors and healthcare systems are tackling coronavirus worldwide. *BMJ* [Internet]. 18 de marzo de 2020;368:m1090. Disponible en: <http://www.bmj.com/content/368/bmj.m1090.abstract>
35. Volpato S, Landi F, Incalzi RA. A Frail Health Care System for an Old Population: Lesson form the COVID-19 Outbreak in Italy. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* [Internet]. 1 de septiembre de 2020;75(9):e126-7. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/gerona/glaa087>



36. Palmer K, Monaco A, Kivipelto M, Onder G, Maggi S, Michel JP, et al. The potential long-term impact of the COVID-19 outbreak on patients with non-communicable diseases in Europe: consequences for healthy ageing. *Aging Clin Exp Res* [Internet]. 2020;32(7):1189-94. Disponible en: <https://doi.org/10.1007/s40520-020-01601-4>
37. Callison K, Ward J. Associations Between Individual Demographic Characteristics And Involuntary Health Care Delays As A Result Of COVID-19. *Health Aff* [Internet]. 21 de abril de 2021;40(5):837-43. Disponible en: <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2021.00101>
38. Lei L, Maust DT. Delayed Care Related to COVID-19 in a Nationally Representative Sample of Older Americans. *J Gen Intern Med* [Internet]. 2022;37(5):1337-40. Disponible en: <https://doi.org/10.1007/s11606-022-07417-4>
39. Li W, Frydman JL, Li Y, Liu B. Characterizing delayed care among US older adults by self-rated health during the COVID-19 pandemic. *Prev Med (Baltim)* [Internet]. 2022;164:107308. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0091743522003577>
40. Caston NE, Lawhon VM, Smith KL, Gallagher K, Angove R, Anderson E, et al. Examining the association among fear of COVID-19, psychological distress, and delays in cancer care. *Cancer Med* [Internet]. 1 de diciembre de 2021;10(24):8854-65. Disponible en: <https://doi.org/10.1002/cam4.4391>
41. Aragona M, Barbato A, Cavani A, Costanzo G, Mirisola C. Negative impacts of COVID-19 lockdown on mental health service access and follow-up adherence for immigrants and individuals in socio-economic difficulties. *Public Health* [Internet]. 2020;186:52-6. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0033350620302936>
42. Baarck J, d'Hombres B, Tintori G. Loneliness in Europe before and during the COVID-19 pandemic. *Health Policy (New York)* [Internet]. 2022;126(11):1124-9. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0168851022002470>
43. Ausín B, González-Sanguino C, Castellanos MÁ, Muñoz M. Longitudinal Study on Perception of Loneliness during Confinement derived from COVID-19 in a Spanish Population Sample. *Acción Psicológica* [Internet]. 30 de junio de 2021;18(1):165-178. Disponible en: <https://revistas.uned.es/index.php/accionpsicologica/article/view/28845>
44. Leigh-Hunt N, Bagguley D, Bash K, Turner V, Turnbull S, Valtorta N, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health* [Internet]. 2017;152:157-71. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0033350617302731>
45. Szwarcwald CL, Damacena GN, Barros MB de A, Malta DC, Souza Júnior PRB de, Azevedo LO, et al. Factors affecting Brazilians' self-rated health during the COVID-19 pandemic. *Cad Saude Publica* [Internet]. 30 de abril de 2021 [citado 17 de marzo de 2023];37(3):e00182720. Disponible en: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2021000300502&tlng=en
46. Cohen MA, Tavares J. Who are the Most At-Risk Older Adults in the COVID-19 Era? It's Not Just Those in Nursing Homes. *J Aging Soc Policy* [Internet]. 3 de julio de 2020;32(4-5):380-6. Disponible en: <https://doi.org/10.1080/08959420.2020.1764310>





3.3.2 CALIDAD DE VIDA EN RELACIÓN CON LA SALUD (CVRS)

Introducción

La Organización Mundial de la Salud (OMS), a través del grupo WHOQOL, define la calidad de vida como "la percepción de un individuo sobre su posición en la vida, en el contexto de la cultura y los sistemas de valores en los que vive, y en relación con sus objetivos, expectativas, normas y preocupaciones"¹. De esta manera, se pone en relieve la valoración subjetiva que realiza el individuo sobre su propia vida, lo que proporciona una evaluación más comprensiva, integral y válida de su estado de salud^{2,3}.

Desde el punto de vista poblacional, la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) es de gran utilidad para valorar y monitorizar la salud de una población. El concepto de CVRS hace referencia a una de las múltiples dimensiones de la calidad de vida, en concreto, se centra en los aspectos de la vida influenciados significativamente por la salud personal y en las actividades que realizamos para mantener o mejorar dicha salud⁴. Existen diferentes definiciones de la CVRS, Schumaker y Naughton (1997) describen la CVRS como "la percepción subjetiva, influida por el estado de salud actual, de la capacidad para realizar aquellas actividades importantes para la persona"⁵; igualmente, Bulpitt (1997) define la CVRS como "el grado subjetivo de bienestar atribuible o asociado a la carencia de síntomas, el estado psicológico y las actividades que se desea realizar"⁶.

Esta dimensión de la calidad de vida es la más relacionada con los estados de salud y las consecuencias de intervenciones sobre los factores de riesgo y las patologías, llegando a ser un objetivo central de los programas de intervención sanitaria, como un fin en sí misma, y una medida de resultado de la atención centrada en el paciente².

Los objetivos del presente estudio son los siguientes: en primer lugar, analizar la calidad de vida relacionada con la salud de las personas de 15 o más años que viven en la ciudad de Madrid, con la finalidad, por un lado, de conocer la evolución de este indicador de salud a lo largo de las últimas décadas y, por otro lado, de identificar aquellos grupos de población que presenten mayor vulnerabilidad para tener una mala calidad de vida; en segundo lugar, se persigue analizar los factores demográficos, socioeconómicos, psicosociales y de salud que mejor explican la calidad de vida de la ciudadanía madrileña.

Método

Instrumentos

Para el estudio de la calidad de vida en relación con la salud, se ha utilizado la escala COOP/WONCA como ya se hizo en las anteriores Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013 y 2017⁷. Su evolución se estudia por medio de una comparativa con estas.

El COOP/WONCA es un instrumento para estimar la calidad de vida relacionada con la salud. Los ítems exploran aspectos relativos a este constructo a través de unas láminas en las que se visualizan mediante dibujos las 5 opciones de respuestas, debiendo marcar la que mejor defina su estado. Aunque se han utilizado versiones de 6, 7 y 9 ítems, para el presente estudio se optó por la versión más amplia (9 ítems) para facilitar la comparabilidad de los resultados con estudios previos, que ofrecen baremos para la interpretación de los resultados. Como ya se hizo en ocasiones anteriores, en el estudio actual se utilizaron los contenidos de cada ítem de la versión adaptada al español como estímulos verbales, del mismo modo que las respuestas, esto es, prescindiéndose de las láminas, y mediante entrevista telefónica, modalidad validada por nuestro equipo². Las puntuaciones más altas indican peor calidad de vida, tratándose la CVRS de una variable continua.

Variables

Para el presente estudio se ha utilizado la puntuación directa obtenida en la escala COOP-WONCA como variable dependiente. Las variables independientes utilizadas se presentan a continuación, ordenadas tal y como se han codificado para sus correspondientes análisis:

Variable	Cod.	Etiqueta
Sexo	1	Mujer
	2	Hombre
Edad en intervalos	1	15-29 años
	2	30-44 años
	3	45-64 años
	4	65 años y más
Nivel de estudios	1	Primarios o menos
	2	Secundarios
	3	Universitarios
Grupos de distritos	1	Menor desarrollo
	2	Desarrollo medio-bajo
	3	Desarrollo medio-alto
	4	Mayor desarrollo
Situación laboral	1	No trabaja
	2	Trabaja
Sentimiento de soledad	1	Siempre o casi siempre
	2	Bastantes veces
	3	Pocas veces
	4	Nunca o casi nunca
Perspectiva de futuro	1	Muy pesimista
	2	Con cierto pesimismo
	3	A veces pesimista, a veces optimista
	4	Con cierto optimismo
	5	Muy optimista
Satisfacción con su vida social	1	Muy satisfactoria
	2	Más bien satisfactoria
	3	Más bien insatisfactoria
	4	Muy insatisfactoria
Ingresos netos mensuales del hogar	1	Menos de 1.100 €
	2	De 1.100 € a 1.650 €
	3	De 1.650 € a 2.300 €
	4	De 2.300 € a 3.800 €
	5	De 3.800 € en adelante



Dificultad para llegar a fin de mes	1	Con mucha dificultad
	2	Con dificultad
	3	Con cierta dificultad
	4	Con cierta facilidad
	5	Con facilidad
	6	Con mucha facilidad
Las horas que duerme ¿le permiten descansar lo suficiente?	1	No
	2	Sí
Actividad física tiempo libre	1	No
	2	Sí
Puntuación directa GHQ-12 (riesgo de mala salud mental)	Puntuación directa: mayor puntuación implica mayor riesgo de mala salud mental. Se considera riesgo con 3 o más puntos	
Puntuación directa WHO-5 (Índice de bienestar: mide el bienestar psicológico subjetivo)	Puntuación directa: mayor puntuación implica mayor nivel de bienestar subjetivo. Menos de 13 puntos o puntuar 0 ó 1 en algún ítem, independientemente de la puntuación general, se corresponde con “bajo bienestar”	

Análisis de datos

En primer lugar, se hizo un análisis descriptivo de los datos, en el que se calcularon medias, desviación típica, máximo y mínimo para la puntuación en calidad de vida de la muestra.

Tras ello, se realizaron comparaciones de medias en la puntuación de COOP-WONCA (CVRS) para las distintas variables sociodemográficas: sexo, grupo de edad, clase social, grupo de distrito, nivel de estudios y situación laboral. Este análisis se efectuó mediante la prueba T de Student en el caso de las variables con dos categorías o por la prueba ANOVA o Kruskal-Wallis (no paramétrica) para aquellas con más de dos.

Por último, se hicieron dos análisis de regresión lineal, uno para las personas menores de 65 años y otro para las personas de 65 años o más. Se introdujeron las variables de interés y se eligió un modelo por pasos hacia atrás.

Se destaca que, para la interpretación de los resultados de ambos análisis, es importante conocer el orden en que está codificada cada variable independiente con significación estadística ($p < 0,05$). Así, cuando los resultados muestran una Beta tipificada con signo positivo sobre la escala COOP-WONCA, se interpreta de distinta forma según el sentido de orden que presenten las variables independientes. Si la variable está ordenada a priori de “mejor a peor” (por ejemplo, edad en intervalos), significaría que a medida que avanza la edad (condición más desfavorable), más alta es la puntuación en la escala, es decir, peor CVRS informada. Por el contrario, cuando se trata de una variable codificada de “peor a mejor” (por ejemplo, grupos de distritos), se considera que cuanto más alto es el nivel de desarrollo humano del distrito (condición favorable), más alta es la puntuación obtenida en COOP-WONCA, es decir, peor CVRS percibida.

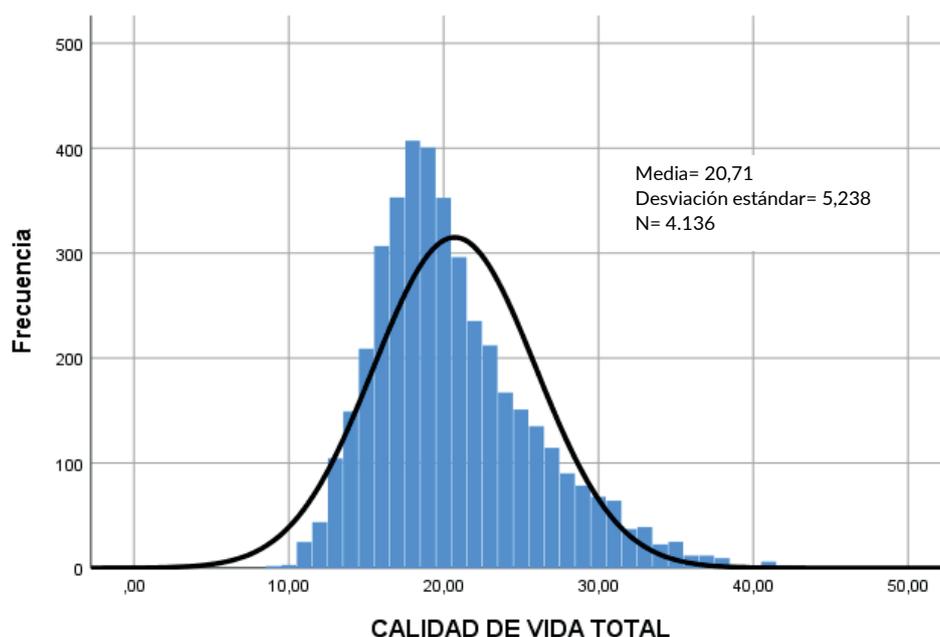
Del mismo modo, cuando la Beta tipificada resulta negativa, si la variable independiente está ordenada de “mejor a peor” (por ejemplo, satisfacción con la vida social), significa que a menor satisfacción con su vida social (condición desfavorable) la puntuación en la escala será más alta, es decir, se percibe mejor CVRS. De forma opuesta, cuando la variable independiente está codificada de “peor a mejor” (por ejemplo, nivel educativo), significa que a mayor nivel de estudios (condición favorable) más baja la puntuación en la escala, es decir, mejor CVRS percibida.

Todos los análisis utilizaron un p-valor $< 0,05$ para considerarse estadísticamente significativos y fueron realizados con el programa estadístico SPSS.

Resultados

La media en CVRS para el conjunto de la muestra fue de 20,71 (DT=5,24). En la **gráfica 1** se muestra la distribución de las puntuaciones obtenidas en el COOP-WONCA. La diferencia entre hombres y mujeres fue estadísticamente significativa ($t=15,72$; $p<0,001$), informando de peor calidad de vida las mujeres ($\bar{X}=21,84$, IC95%=21,61-22,06), vs. los hombres ($\bar{X}=19,37$; IC95%=19,16-19,57).

Gráfica 1. Distribución de las puntuaciones de la escala COOP-WONCA



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Como era de esperar, las diferencias por grupos de edad también eran estadísticamente significativas entre todos los grupos ($F=38,74$; $p<0,001$), informando de peor calidad de vida a medida que aumentaba el rango de edad (**tabla 1**).

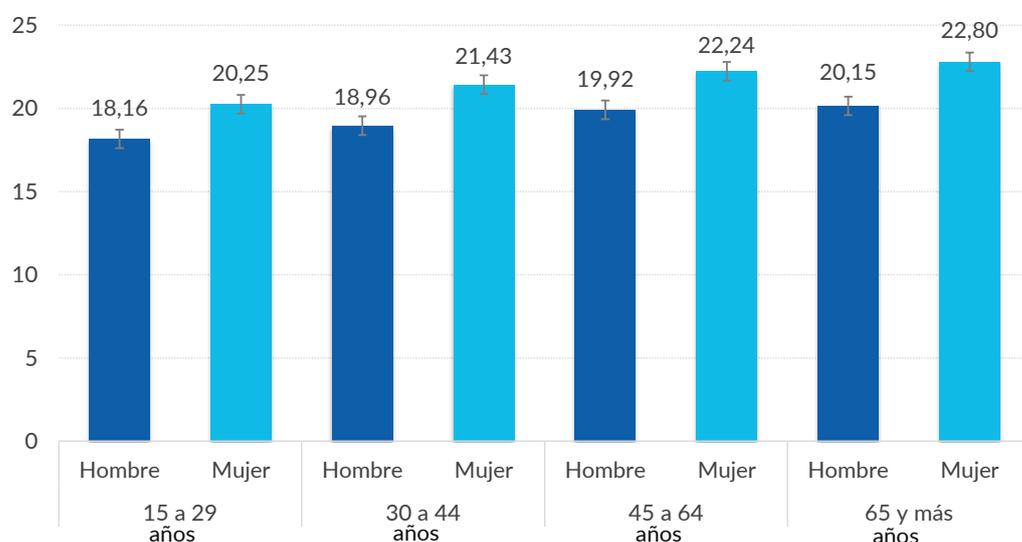
Las medias por grupo de edad y sexo se presentan en la **gráfica 2**. Se mantiene la tendencia de peor CVRS en las mujeres y con el aumento de la edad. Según los resultados del ANOVA de dos factores para la comparación de medias en la puntuación COOP-WONCA, mientras que las diferencias en CVRS por sexo y edad por separado son estadísticamente significativas ($p<0,05$), el efecto de la interacción del sexo y la edad no es estadísticamente significativo ($F=0,35$; $p=0,79$).

Tabla 1. Media de la puntuación en calidad de vida en relación con la salud (COOP-WONCA) por grupos de edad y sexo

Grupos de edad	Media	IC95% inferior	IC95% superior
15 a 29 años	19,24	18,89	19,58
30 a 44 años	20,26	19,94	20,58
45 a 64 años	21,15	20,87	21,43
65 y más años	21,76	21,45	22,07

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
Nota. Las puntuaciones más altas indican peor calidad de vida

Gráfica 2. Puntuación en calidad de vida en relación con la salud (COOP-WONCA) e IC95% por grupo de edad y sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
 Nota. Las puntuaciones más altas indican peor calidad de vida

En la **tabla 2** puede verse la evolución de las medias en la puntuación de la calidad de vida de la población de Madrid a lo largo de los últimos años, a partir de los resultados de las Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid anteriores⁷, observándose diferencias estadísticamente significativas entre las mujeres y en la población total de la encuesta de 2017 y la actual, en el sentido de empeoramiento de la CVRS.

Tabla 2. Medias e IC95% de la escala COOP-WONCA de calidad de vida relacionada con la salud en personas de 15 o más años, según las Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013, 2017 y 2021

Sexo	ESCM' 05		ESCM' 13		ESCM'17		ESCM' 21	
	\bar{X}	IC95%	\bar{X}	IC 95%	\bar{X}	IC95%	\bar{X}	IC95%
Mujeres	21,11	20,88-21,34	21,54	20,99-22,09	21,15	20,99-21,30	21,84	21,61-22,06
Hombres	19,70	19,56-19,83	19,47	18,98-19,97	19,05	18,91-19,19	19,37	19,16-19,57
Total	20,17	20,05-20,29	20,58	20,20-20,96	20,19	20,08-20,30	20,71	20,65-20,88

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013, 2017 y 2021
 Nota. Las puntuaciones más altas indican peor calidad de vida

Por nivel de estudios y clase social se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre todos los grupos (**tabla 3**); Pruebas Post-hoc Bonferroni: $p < 0,001$, siendo aquellas personas con un nivel educativo menor y las de clase social desfavorecida, las que presentaban peor calidad de vida.

Por grupos de distrito también se hallaron diferencias con significación estadística, siendo menor la calidad de vida cuanto menor era el desarrollo del distrito. El grupo de distritos de menor desarrollo presentaba diferencias respecto a los demás (Pruebas Post-hoc Bonferroni: $p < 0,001$). También se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de desarrollo medio-bajo y el de mayor desarrollo (Pruebas Post-hoc Bonferroni: $p = 0,002$).

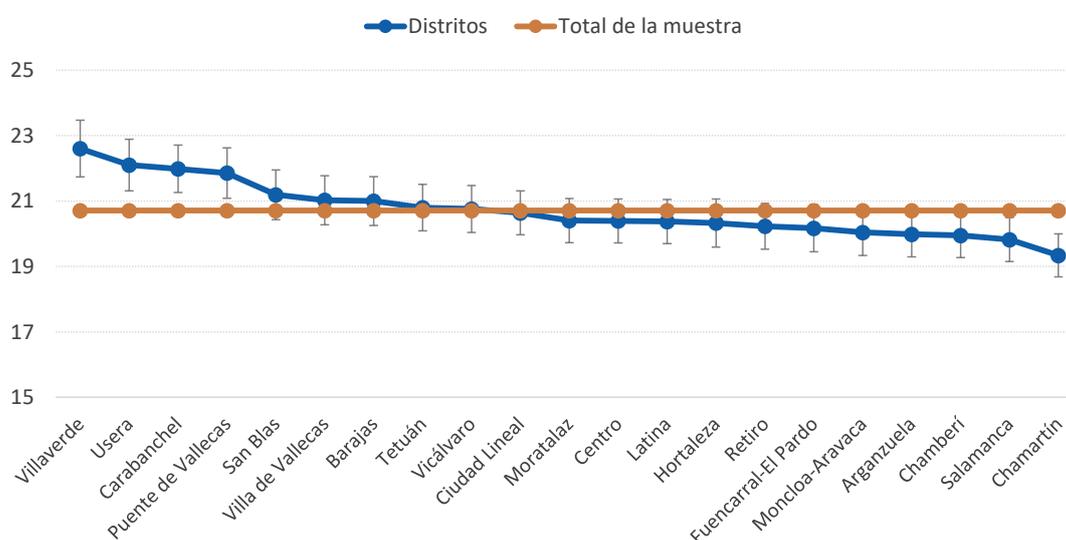
El distrito con mayor puntuación en la escala COOP-WONCA y, por tanto, con peor CVRS fue Villaverde, mientras que el distrito con la mejor ha sido Chamartín (**gráfica 3**).

Tabla 3. ANOVA de un factor para la escala COOP-WONCA (CVRS) por nivel de estudios, clase social familiar y grupos de distrito según su desarrollo humano

ANOVA				
	gl	Media cuadrática	F	p-valor
Nivel de estudios	2	2621,38	100,08	0,000
Clase social familiar	2	1861,82	70,23	0,000
Grupo de distrito	3	739,20	27,46	0,000

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 3. Puntuación media en la escala COOP-WONCA e IC95% por distrito y puntuación media del total de la muestra



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
 Nota. Las puntuaciones más altas indican peor calidad de vida

La calidad de vida era peor entre las personas que no tenían un trabajo remunerado ($t=8,59$; $p<0,001$) y en las personas migrantes por motivos económicos ($t=2,51$; $p=0,012$), como puede verse en la **tabla 4**.

Tabla 4. Medias, desviación típica y t de Student de la puntuación en la escala COOP-WONCA por status migratorio y situación laboral

		N	Media	Desviación estándar	t	gl	p-valor
Estatus migratorio	Migrante económico	826	21,12	5,33	2,51	4.134,56	0,012
	No migrante económico	3.310	20,61	5,21			
Situación laboral	No trabajo remunerado	1.711	21,54	5,32	8,59	3.582,84	0,000
	Trabajo remunerado	2.421	20,12	5,10			

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
 Nota. Las puntuaciones más altas indican peor calidad de vida

Con las variables independientes cuyos cruces fueron significativos y tras comprobar que se cumplían los supuestos de linealidad, independencia, homocedasticidad, normalidad y no colinealidad, se obtuvo un modelo de regresión lineal múltiple para la puntuación de la escala COOP-WONCA en las personas encuestadas menores de 65 años. En el modelo, el 56% de la variabilidad hallada se explicó por las variaciones en la puntuación de la escala GHQ-12 (riesgo de mala salud mental) seguido de la edad. Este modelo encontró un valor de F en el test ANOVA de 263,48 ($p < 0,05$) y unos valores de 24,87 para la constante, y de 0,47 y 0,16, respectivamente, para ambas variables citadas, cada una con prueba t de Student también significativa ($p < 0,05$). Los resultados de las demás variables que se incluyeron en el modelo explicativo se pueden observar en la **tabla 5**, siendo especialmente significativos los efectos sobre la puntuación en COOP-WONCA (mayor puntuación, es decir, peor CVRS) de: insatisfacción con la vida social, no sentirse descansado/a con las horas de sueño, tener un menor nivel de estudios y presentar dificultades para llegar a fin de mes.

A su vez, también se han encontrado efectos estadísticamente significativos sobre una peor CVRS de variables sociodemográficas y socioeconómicas, tales como menor nivel de estudios, menor nivel de desarrollo del distrito de residencia, no tener un trabajo remunerado, dificultad para llegar a fin de mes y menores ingresos del hogar. Así como de variables psicosociales, como perspectiva de futuro no optimista, sentimiento de soledad e insatisfacción con la vida social. También se han hallado efectos positivos sobre la CVRS de los hábitos y estilos de vida, como sentirse descansado con las horas de sueño y realizar actividad física en el tiempo libre.

Tabla 5. Regresión lineal múltiple para la puntuación de la escala COOP-WONCA (CVRS) en personas menores de 65 años

	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		p-valor
	B	Desv. Error	Beta	t	
(Constante)	24,87	0,86		28,90	0,000
Sexo	-1,20	0,14	-0,11	-8,56	0,000
Nivel de estudios	-0,60	0,12	-0,08	-5,03	0,000
Edad en intervalos	1,12	0,09	0,16	12,39	0,000
Grupo de distrito	-0,15	0,07	-0,03	-2,06	0,039
Situación laboral	-0,41	0,17	-0,03	-2,49	0,013
Dificultad para llegar a fin de mes	-0,34	0,06	-0,08	-5,52	0,000
Ingreso mensual neto del hogar	-0,20	0,07	-0,05	-2,97	0,003
Perspectiva de futuro	-0,27	0,07	-0,05	-3,70	0,000
Sentimiento de soledad	-0,54	0,10	-0,08	-5,27	0,000
Satisfacción con la vida social	0,76	0,12	0,10	6,57	0,000
Descanso reparador	-1,14	0,16	-0,10	-7,24	0,000
Actividad física en el tiempo libre	-1,26	0,21	-0,08	-6,06	0,000
Riesgo de mala salud mental (GHQ-12, puntuación directa)	0,45	0,02	0,47	28,46	0,000

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
Nota. El análisis incluye 2.703 casos

En la **tabla 6** se muestran los resultados de la regresión lineal múltiple para la puntuación de la escala COOP-WONCA en las personas de 65 o más años con las variables independientes cuyos cruces fueron significativos. Cumpliéndose los supuestos de linealidad, independencia, homocedasticidad, normalidad y no colinealidad, el modelo presenta una $R^2=0,49$ ($F=73,04$; $p=0,000$) y un valor de 37,17 para la constante; por lo que el 49% de la variabilidad encontrada se explicó por las variaciones en la puntuación del Índice de bienestar WHO-5 (bajo bienestar subjetivo), seguido de no realizar actividad física en el tiempo libre y ser mujer. Este modelo encontró unos valores de -0,43, -0,18 y -0,13 respectivamente, para las tres variables mencionadas, cada una con prueba t de Student también significativa ($p < 0,05$).

Otras variables que manifestaron un efecto especialmente significativo sobre la puntuación de la escala COOP-WONCA fueron: un menor nivel de estudios, la insatisfacción con la vida social, no tener un descanso reparador y el sentimiento de soledad.

Tabla 6. Regresión lineal múltiple para la puntuación de la escala COOP-WONCA (CVRS) en personas de 65 o más años

	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		p-valor
	B	Desv. Error	Beta	t	
(Constante)	37,17	1,93		19,22	0,000
Sexo	-1,28	0,25	-0,13	-5,04	0,000
Edad en intervalos	0,04	0,02	0,06	2,21	0,028
Grupo de distrito	-0,27	0,13	-0,06	-2,10	0,036
Nivel de estudios	-0,48	0,17	-0,08	-2,90	0,004
Dificultad para llegar a fin de mes	-0,25	0,12	-0,06	-2,18	0,029
Perspectiva de futuro	-0,22	0,12	-0,05	-1,79	0,074
Sentimiento de soledad	-0,37	0,16	-0,07	-2,38	0,018
Satisfacción con la vida social	0,56	0,22	0,07	2,60	0,010
Descanso reparador	-0,88	0,37	-0,07	-2,41	0,016
Actividad física en el tiempo libre	-2,47	0,38	-0,18	-6,48	0,000
Bienestar subjetivo (WHO-5, puntuación directa)	-0,41	0,03	-0,43	-13,70	0,000

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluye 837 casos

Discusión

Los objetivos de este estudio fueron explorar la calidad de vida relacionada con la salud de la población que reside en la ciudad de Madrid, identificando aquellos grupos de personas con una prevalencia más alta de presentar una peor calidad de vida, así como conocer los factores de riesgo para esta condición.

Los hallazgos evidencian que la CVRS de la población en Madrid ha empeorado en los tres últimos años, al compararla con los datos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2017⁷. Mientras que en los hombres no parece haberse reducido de manera estadísticamente significativa en comparación con los datos obtenidos en las anteriores encuestas, en las mujeres el empeoramiento es significativo desde el año 2017, aunque no para los años anteriores (es decir, 2013 y 2005)⁷.

La CVRS es significativamente peor en las mujeres que en los hombres, en todos los tramos de edad, resultados que siguen la misma línea que los datos de anteriores Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid⁷. Además, como cabe esperar, la calidad de vida se reducía según aumentaba la edad, mostrando una tendencia lineal con diferencias significativas entre todos los grupos etarios. Cuando concretamente se comparan los datos con la ESCM'17⁷, se demuestra que la calidad de vida ha disminuido de modo estadísticamente significativo entre las personas jóvenes, tanto para los hombres como para las mujeres, mientras que entre las personas mayores no hubo diferencias significativas en estos cuatro años. Por contra, en las personas adultas jóvenes de 30 a 44 años y de 45 a 64 años, la percepción de la calidad de vida ha empeorado únicamente entre las mujeres.

Si bien no se ha encontrado ningún estudio específico que mida el impacto de la pandemia de la COVID-19 sobre la calidad de vida de las mujeres y la juventud española, se sugiere que la reducción en la CVRS de estos grupos podría estar relacionada con algunas situaciones de desigualdad social anteriores a la crisis económica y social derivada de la pandemia de la COVID-19, que se han agudizado a raíz de esta.

[Volver al Índice](#)



Como señalan diversos estudios, la carga de cuidados durante y después del confinamiento recayó mayoritariamente sobre las mujeres, en cuanto se refiere a tareas domésticas y cuidado de hijos e hijas, dificultando así la conciliación con otras áreas de su vida, como la laboral y la salud mental^{8,9}. En concreto, el aumento del desempleo y de la precariedad laboral ha tenido un mayor impacto negativo sobre las mujeres, teniendo en cuenta la situación de mayor desventaja en la que previamente se encontraban⁸⁻¹⁰. Asimismo, las mujeres han visto afectada su salud mental en mayor medida que los hombres, encontrándose entre ellas mayores prevalencias de síntomas de ansiedad y depresión¹¹, o de asistencia a tratamiento por problemas psicológicos y de consumo de psicofármacos⁸.

Con respecto a las personas jóvenes, las restricciones sociosanitarias durante el primer año de pandemia han supuesto un aumento tanto de los problemas de salud mental y del sentimiento de soledad¹¹, como de situaciones de inestabilidad económica y laboral¹⁰.

Además, los resultados de este trabajo muestran que las personas en una situación de mayor vulnerabilidad social presentaban, en mayor proporción, una peor calidad de vida relacionada con la salud. Esto es de gran relevancia considerando que, dentro de la literatura científica, el constructo de calidad de vida relacionada con la salud no ha sido lo suficientemente explorado en relación con los determinantes sociales¹².

Así, en el presente estudio, a medida que aumentan el nivel educativo y la clase social, la percepción de la calidad de vida mejora, encontrándose diferencias significativas entre todos los grupos y siendo estas más marcadas entre las mujeres, ya que en los hombres solo son significativas entre la clase social desfavorecida y el resto. Esto tiene cierto sentido con lo encontrado en la investigación, pues se ha evidenciado que el contar con una mayor formación educativa incrementaba las posibilidades de tener mejores puestos de trabajo, así como mayor poder adquisitivo e ingresos. Estas condiciones podrían llevar a una mayor facilidad en la obtención de bienes y servicios de salud y, por consiguiente, a una mejor calidad de vida¹³. Un patrón similar se observa cuando se contempla el nivel de desarrollo humano de los distritos de Madrid: según mejora el nivel de desarrollo, la calidad de vida se considera más favorable de manera estadísticamente significativa.

En relación con el segundo objetivo, los hallazgos revelan que el riesgo de mala salud mental es la variable que más determina la percepción de una mala calidad de vida en las personas menores de 65 años que residen en la ciudad de Madrid, seguido del aumento de la edad. Asimismo, la CVRS en esta población se muestra condicionada por variables socioeconómicas, asociándose a una peor percepción de la calidad de vida el tener un menor nivel de estudios, menor nivel de desarrollo del distrito de residencia, no tener trabajo remunerado, la dificultad para llegar a fin de mes y menores ingresos del hogar; y con variables psicosociales y de hábitos de salud, como presentar una perspectiva de futuro no optimista, sentirse solo/a, insatisfecho/a con la vida social, así como no sentirse descansado/a con las horas de sueño y realizar actividad física con muy baja frecuencia durante el tiempo libre.

Curiosamente, para la población madrileña de 65 o más años, los factores que mejor predecían una mala calidad de vida fueron prácticamente los mismos que para las personas de menor edad, siendo la presencia de un bajo bienestar subjetivo la variable de mayor peso, seguido de la inactividad física y ser mujer. También se relacionaba fuertemente con variables socioeconómicas y psicosociales, como tener un menor nivel de estudios, residir en un distrito con menor nivel de desarrollo y presentar dificultades para llegar a fin de mes, así como estar insatisfecho/a con la vida social, sentirse solo/a, no tener optimismo de cara al futuro ni notar un descanso reparador. Los datos obtenidos coinciden, en buena parte, con otras investigaciones encontradas, que destacan que la salud explica en gran medida la calidad de vida de la población mayor, junto con otras variables de menor peso, como el nivel de autonomía y de actividad, el apoyo familiar y social, la satisfacción con la vida y la educación¹⁴. También se ha constatado el papel clave que tiene la depresión en la predicción de una peor calidad de vida en las personas mayores en España, reforzándose esta relación en mujeres y a medida que avanza la edad y que aumenta la dependencia funcional¹⁵.

Los resultados de nuestro estudio llevan a concluir que la salud mental es un factor imprescindible para percibir una buena calidad de vida a lo largo de todo el ciclo vital. Se puede intuir que las repercusiones psicológicas y emocionales ocasionadas por la crisis de la pandemia por COVID-19 han mermado la calidad de vida de las personas que viven en Madrid en el año 2021. Por tanto, los hallazgos encontrados apoyan la necesidad de desarrollar actuaciones orientadas a mejorar la calidad de vida, que pongan el foco en la prevención y promoción de

la salud, tanto física como mental, y que incidan en grupos de población específicos: personas mayores, mujeres, jóvenes, personas con riesgo de problemas de salud mental y personas en situación socioeconómica más desfavorecida. Además, los hallazgos parecen estar en consonancia con estudios previos que indican la importancia de la influencia de los determinantes sociales sobre la percepción de la CVRS¹².

Por último, cabe destacar la capacidad explicativa que tienen también algunos hábitos sobre la calidad de vida, según datos de este trabajo: tanto la actividad física en el tiempo libre como la existencia de un sueño reparador explican bien la percepción de una mayor CVRS, tal y como respaldan otros estudios^{13,16-18}.

Conclusiones

- La percepción de la calidad de vida relacionada con la salud de la población de la ciudad de Madrid ha empeorado en comparación con el año 2017. La calidad de vida ha disminuido en los cuatro últimos años para las mujeres y las personas jóvenes, mientras que para los hombres y las personas de mayor edad no hubo diferencias estadísticamente significativas.
- Las mujeres consideraban tener una peor calidad de vida que los hombres, resultado que se mantiene desde el año 2005. A medida que avanza la edad de las personas, la calidad de vida empeora, siendo las personas de 65 o más años quienes percibían un nivel más bajo.
- Las personas en situación social desfavorecida (con un menor nivel de estudios y que pertenecían a una clase social familiar baja), referían una peor calidad de vida. Según disminuye el nivel de desarrollo humano de los distritos, también lo hace la percepción de la calidad de vida de sus habitantes.
- Entre los factores que mejor explican la percepción de una peor calidad de vida de las personas menores de 65 años, destacan presentar riesgo de mala salud mental, seguido de tener mayor edad. Con respecto a las personas de 65 o más años, percibir una peor calidad de vida se relaciona, de mayor a menor efecto, con tener un bajo bienestar subjetivo, no realizar actividad física en su tiempo libre y ser mujer.
- La salud mental parece ser la variable que mejor predice la calidad de vida en todas las etapas del ciclo vital. Esta conclusión puede orientar mejor el diseño y planificación de estrategias de prevención y promoción de la calidad de vida, teniendo más presente la dimensión psicológica y emocional de la salud, así como un enfoque centrado en los determinantes sociales.

Referencias bibliográficas

1. Group Whoq. Study protocol for the World Health Organization project to develop a Quality of Life assessment instrument (WHOQOL). *Qual Life Res.* 1993;2:153-9.
2. Pedrero-Pérez EJ, Díaz-Olalla JM. COOP/WONCA: fiabilidad y validez de la prueba administrada telefónicamente. *Aten Primaria.* 2016;48(1):25-32.
3. Tudela LL, Ferrer AR. Adaptación transcultural de una medida. *Aten Primaria.* 1999;24:75-82.
4. Ruiz MA, Pardo A. Calidad de vida relacionada con la salud: definición y utilización en la práctica médica. *PharmacoEconomics Span Res Artic.* 2005;2:31-43.
5. Schumaker S, Elis S, Naughton M. Assising health-related quality of life in HIV disease: key measurements issues. *Qual Life Res.* 1997;6(6):475-80.
6. Bulpitt CJ. Quality of life as an outcome measure. *Postgrad Med J.* 1997;73(864):613-6.
7. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 [Internet]. 2017. Available from: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f4b2e4b284f1a5a0/?vgnextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>



8. Ruiz-Larrea A. COVID-19 y desigualdad de género en España: consecuencias de la pandemia para las mujeres en empleo y salud mental. *Investig. Fem (Rev.)* 13 (1) 2022: 39-51.
9. Consejería de Políticas Sociales, Familias, Igualdad y Natalidad. Estudio sobre los impactos de género de la crisis del Covid-19 en la Comunidad de Madrid. In: Dirección General de Igualdad, editor. Madrid; 2020 [cited 2022 Sep 15]. Available from: <https://www.comunidad.madrid/publicacion/ref/50245>
10. Ayala-Cañón L, Laparra-Navarro M, Rodríguez-Cabrero G. Evolución de la cohesión social y consecuencias de la Covid-19 en España. Madrid; Fundación FOESSA. 2022.
11. Ausin B, González-Sanguino C, Castellanos MÁ, López-Gómez A, Saiz J, Ugidos C. Estudio longitudinal del impacto psicológico de la Covid-19 en la población española (Psi-Covid-19) [Internet]. Madrid; 2021 [cited 2022 Jul 12]. Available from: <https://www.contraelestigma.com/resource/conviviendo-con-covid-19-longitudinal/>
12. Kivits J, Erpelding ML, Guillemin F. Social determinants of health-related quality of life. *Rev Epidemiol Sante Publique* [Internet]. 2013;61:S189-94. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0398762013002927>
13. Dumith SC, Leite JS, Fernandes SS, Sanchez ÉF, Demenech LM. Social determinants of quality of life in a developing country: evidence from a Brazilian sample. *J Public Health (Bangkok)* [Internet]. 2022;30(6):1465-72. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10389-020-01452-3>
14. Aguilar JM, Álvarez J, Lorenzo JJ. Factores que determinan la calidad de vida de las personas mayores. *Int. J. Educ. Psychol.* 2011;4(1):161-8.
15. Cardos YA, Teruel SB, Revert BA, Belmonte SP, Germes AO, Llinares L. El papel de la depresión en la predicción de la calidad de vida de las personas mayores. 2020;5.
16. Bize R, Johnson JA, Plotnikoff RC. Physical activity level and health-related quality of life in the general adult population: A systematic review. *Prev Med (Baltim)* [Internet]. 2007;45(6):401-15. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0091743507003027>
17. Marquez DX, Aguiñaga S, Vázquez PM, Conroy DE, Erickson KI, Hillman C, et al. A systematic review of physical activity and quality of life and well-being. *Transl Behav Med* [Internet]. 2020 Oct 12;10(5):1098-109. Available from: <https://doi.org/10.1093/tbm/ibz198>
18. Sella E, Miola L, Toffalini E, Borella E. The relationship between sleep quality and quality of life in aging: a systematic review and meta-analysis. *Health Psychol Rev* [Internet]. 2021 Aug 30;1-23. Available from: <https://doi.org/10.1080/17437199.2021.1974309>

3.4. MORBILIDAD

3.4.1 ENFERMEDADES O PROBLEMAS CRÓNICOS DE SALUD

Introducción

Las enfermedades crónicas son un importante riesgo para la salud y reducen en gran medida la esperanza de vida. Estas enfermedades son evitables y entre ellas encontramos por ejemplo las cardiopatías, el cáncer, la diabetes y las enfermedades pulmonares, trastornos que a la larga pueden ocasionar complicaciones y enfermedades derivadas de ellas aún más graves¹. Según la OMS, las enfermedades no transmisibles (ENT) provocan más muertes que las causadas por virus: “Cada dos segundos, en algún lugar del mundo, una persona menor de 70 años fallece como consecuencia de una ENT”². Las muertes ocasionadas por las ENT suponen un 71% de los decesos globales a nivel mundial.

El progresivo aumento en la prevalencia de las enfermedades crónicas se puede deber, por un lado, al envejecimiento de la población, por otro a los malos hábitos personales o a la influencia del ambiente. Pero también influyen los determinantes sociales de la salud³, como dónde se vive o las oportunidades formativas, que determinan el nivel socioeconómico de la persona y, por tanto, la opción a una vida más o menos saludable⁴.

El coste que suponen las enfermedades crónicas es también una de las principales preocupaciones de las políticas de salud pública, no solo a nivel económico, sino también por el alto coste a las familias como cuidadores informales y la necesidad de formación adecuada de los trabajadores sanitarios¹.

La población mundial está incrementando su esperanza de vida, además las enfermedades crónicas aumentan su prevalencia a medida que se va envejeciendo⁵. España es uno de los países europeos con la esperanza de vida más alta, por lo tanto, con un mayor número de personas mayores y que acumulan múltiples enfermedades¹. En nuestro país, el 55,2% de la población sufre alguna enfermedad crónica⁶, lo que supone un elevado gasto para el Sistema Nacional de Salud. Un 45,6% de los medicamentos financiados corresponden a tratamientos para alguna de estas enfermedades y el 80% de las consultas de atención primaria se emplean en atender a estas personas⁷. Este reto de cuidados ha hecho que se planteen estrategias de atención a la cronicidad, tanto a nivel nacional como autonómico⁸⁻¹⁰, teniendo un papel importante a su vez los municipios para su prevención¹¹.

Además, en los últimos años la pandemia ha agravado la situación basal de los/as enfermos/as. Un elevado número de personas que se infectaron durante la pandemia de COVID-19 se recuperó sin problemas posteriores, pero un porcentaje ha quedado con secuelas respiratorias, neurológicas o cardíacas, añadiendo a la lista de estas enfermedades crónicas una nueva, la COVID persistente o síndrome post COVID^{12,13}.

El objetivo de este informe fue conocer la prevalencia y distribución de los problemas y enfermedades crónicas en la población de la ciudad de Madrid, así como su relación con algunos determinantes de la salud.

Método

Fuentes de datos

Además de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM´21), para la elaboración del informe se recurrió a otras fuentes de datos:

- Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2013 (ESCM´13) y Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 (ESCM´17)¹⁴.
- Encuesta Europea de Salud en España 2020 (EESA´20)⁶.



Instrumentos

Los resultados se obtuvieron analizando las respuestas de la ESCM'21, del bloque de preguntas sobre morbilidad, en lo referente a enfermedades y problemas de salud de la población entrevistada para este estudio. La pregunta fue: "Su médico le ha dicho que la padece o la ha padecido en los últimos doce meses":

1. *Tensión alta*
2. *Infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria (IAM)*
3. *Artrosis (excluyendo artritis)*
4. *Dolor de espalda crónico (cervical)*
5. *Dolor de espalda crónico (lumbar)*
6. *Alergia crónica, como rinitis, conjuntivitis o dermatitis alérgica, alergia alimentaria o de otro tipo (asma alérgica excluida)*
7. *Asma (incluida asma alérgica)*
8. *Diabetes*
9. *Colesterol alto*
10. *Depresión*
11. *Ansiedad crónica*
12. *Migraña o dolor de cabeza frecuente*
13. *Problemas de tiroides*
14. *Varices en las piernas*
15. *Cataratas*
16. *Problemas crónicos de piel*
17. *Síndrome post COVID/COVID persistente*

Se escogieron estos problemas y enfermedades crónicas por ser los que superaron prevalencias del 6% en la anterior ESCM'17¹⁴, más tres que no se incluyeron en aquella ocasión pero que superan habitualmente la citada tasa y están presentes en las encuestas europeas⁶, aunque muchas veces no se reconocen como enfermedades o problemas crónicos por los/as propios/as afectados/as (varices, cataratas y problemas crónicos de la piel). Además, se ha añadido por primera vez en esta encuesta por razones obvias, también el síndrome post COVID/COVID persistente. No se incluyeron la úlcera de estómago o duodeno, ni la bronquitis/enfisema/EPOC, que formaban parte de la ESCM'17¹⁴, por su escasa prevalencia en aquella ocasión.

La forma de denominar los problemas/enfermedades ha sido la misma que en las encuestas nacionales de salud de España, con el objeto de facilitar la comparación de las diversas prevalencias en ambos marcos de análisis, y, como se entiende, en esta como en aquellas se han enumerado no solo enfermedades crónicas sino también síntomas de enfermedades crónicas (p.ej. dolor lumbar) y factores de riesgo para esas enfermedades (p.ej. tensión arterial, colesterol). En la presente edición de la ESCM, no se incluyó el epígrafe "otros problemas crónicos" por lo complejo e ineficaz de su análisis en anteriores ocasiones.

Análisis de datos

Para todos los casos, se realizó un análisis descriptivo de prevalencias (%) totales y según sexo, edad, clase social ocupacional familiar (CSO), nivel de estudios y estatus migratorio, con sus correspondientes IC95% de algunos de los problemas más prevalentes. Se compararon los resultados con los obtenidos en las anteriores encuestas de la ciudad de Madrid y con los de la EESE'20⁶.

Posteriormente, se procedió a realizar análisis multivariantes binarios, tomando como variable dependiente la presencia de alguno de esos problemas crónicos y como independientes algunas variables demográficas y de determinantes sociales. Los datos se han presentado, además, desagregados por estas variables: sexo, grupo de edad, grupo de distrito de residencia por nivel de desarrollo humano, CSO, nivel de estudios y estatus migratorio.

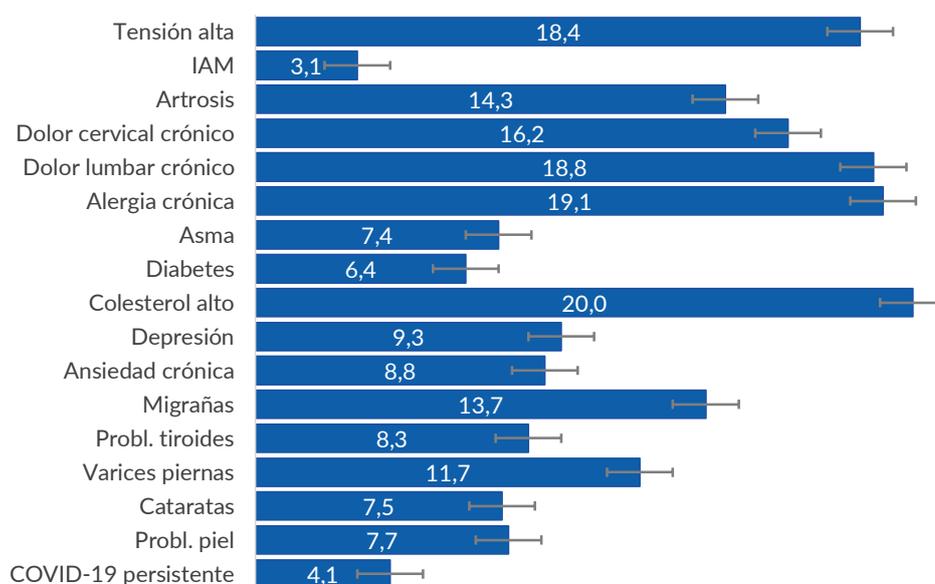
Se hicieron, además, y con las mismas variables independientes de determinantes sociodemográficos, otras regresiones logísticas multivariantes binarias cuya variable dependiente fue, en cada caso, estar diagnosticado/a de tensión alta (HTA), hipercolesterolemia, diabetes mellitus, artrosis, ansiedad crónica, depresión, dolor cervical crónico y dolor lumbar crónico. Para algunos de estos análisis se usó la variable edad como variable continua, esto es, sin categorizar en grupos de edad, cuyas OR deben ser interpretadas como la fracción de “riesgo” de ser diagnosticado/a de ese problema y, por tanto, de padecerlo, que se incrementa (o se decrementa si la OR es menor de 1 y también en ambos extremos de sus IC95%) por cada año de edad. Además del sexo y el estatus migratorio, dicotómicas per se, se ha convertido en dicotómica también la CSO, pasando de las 5 categorías habituales a dos: trabajadores/as manuales (clases IV y V) vs. resto de clases (I, II y III).

Resultados

Se realizaron un total de 8.625 entrevistas, de las cuales el 45,4% fueron a hombres y el 54,6% a mujeres. El 69,7% de la población madrileña mayor de 15 años presenta algún problema crónico de los listados (64,3% hombres y 75,5% mujeres)

En la **gráfica 1** se muestran las enfermedades o problemas crónicos de salud más frecuentes padecidos por la muestra entrevistada de la ciudad de Madrid, en los últimos 12 meses anteriores a la encuesta y diagnosticados por un/a médico/a. Se encuentra que las enfermedades o problemas con mayor prevalencia fueron el colesterol alto, con un 20,0% [IC95%=19,8-20,2], la alergia crónica, como rinitis, conjuntivitis o dermatitis alérgica, alergia alimentaria o de otro tipo (asma alérgica excluida) con un 19,1% [IC95%=18,9-19,3], el dolor de espalda crónico (lumbar) 18,8% [IC95%=18,6-19,0] y la tensión alta con el 18,4% [IC95%=18,2-18,6]. Respecto a tener síndrome post COVID-19/COVID-19 persistente, el 4,1% de las personas de la muestra contestó afirmativamente.

Gráfica 1. Prevalencia de cada enfermedad o problema de salud crónico (% e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

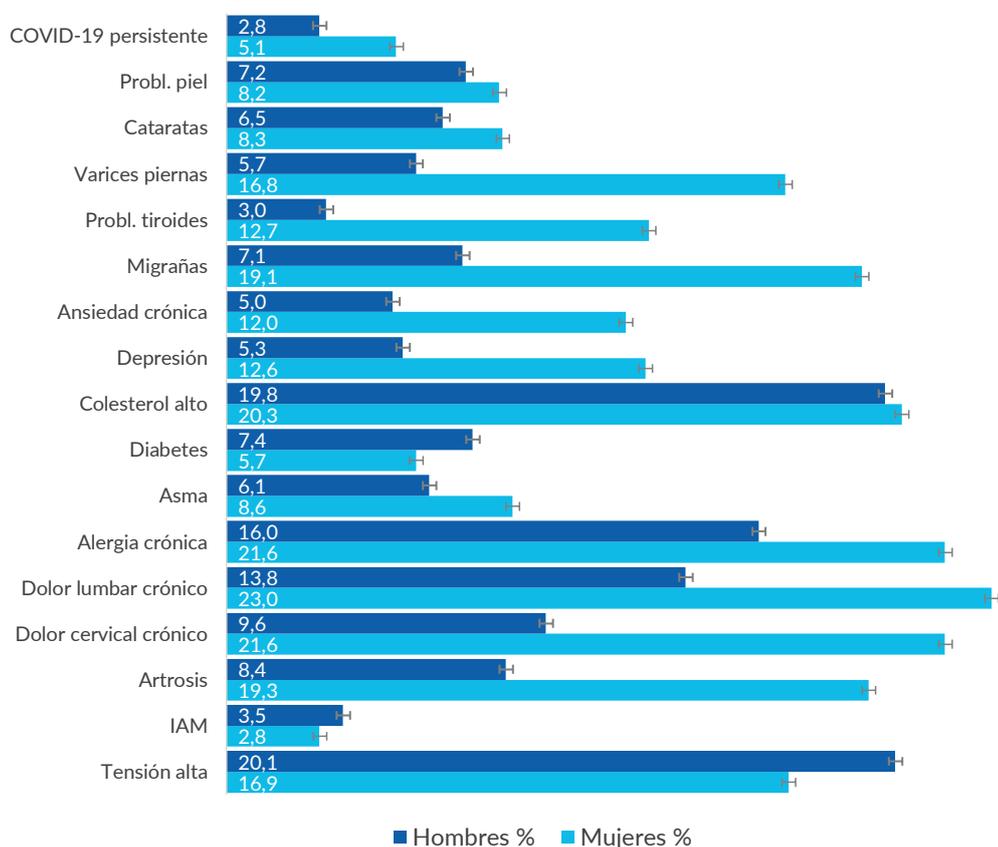
Una vez se desagregaron los datos por sexo (**gráfica 2**), se encuentra que las mujeres tuvieron mayor prevalencia de problemas de salud crónicos respecto a los hombres, a excepción de la tensión alta (mujeres: 16,9%; IC95%=16,7-17,1 vs. hombres: 20,1%; IC95%=19,9-20,3), IAM (mujeres: 2,8%; IC95%=2,6-3,0 vs. hombres: 3,5%; IC95%=3,3-3,7) y diabetes mellitus (mujeres: 5,7%; IC95%=5,5-5,9 vs. hombres: 7,4%; IC95%=7,2-7,6).

En el caso de los trastornos mentales, el porcentaje en las mujeres fue más del doble que en los hombres: depresión (mujeres: 12,6%; IC95%=12,4-12,8 vs. hombres: 5,3%; IC95%=5,1-5,5) y ansiedad crónica (mujeres: 12,0%; IC95%=11,8-12,2 vs. hombres: 5,0%, IC95%=4,8-5,2).

Con relación al síndrome post COVID-19/COVID-19 persistente, las mujeres lo sufrían con mayor frecuencia que los hombres (mujeres: 5,1%; IC95%=4,9-5,3 vs. hombres: 2,8%; IC95%=2,6-3,0).

Las enfermedades o problemas de salud más prevalentes en las mujeres fueron los dolores de espalda crónicos tanto lumbar [23,0%; IC95%=22,8-23,2] como cervical [21,6%; IC95%=21,4-21,8] y la alergia crónica [21,6%; IC95%=21,4-21,8]. En el caso de los hombres, han sido la HTA [20,1%; IC95%=19,9-20,3], la hipercolesterolemia [19,8%; IC95%=19,6-20,0] y la alergia crónica [16,0%; IC95%=15,8-16,2].

Gráfica 2. Prevalencia de cada enfermedad o problema de salud crónico listados, según sexo (e IC95%)



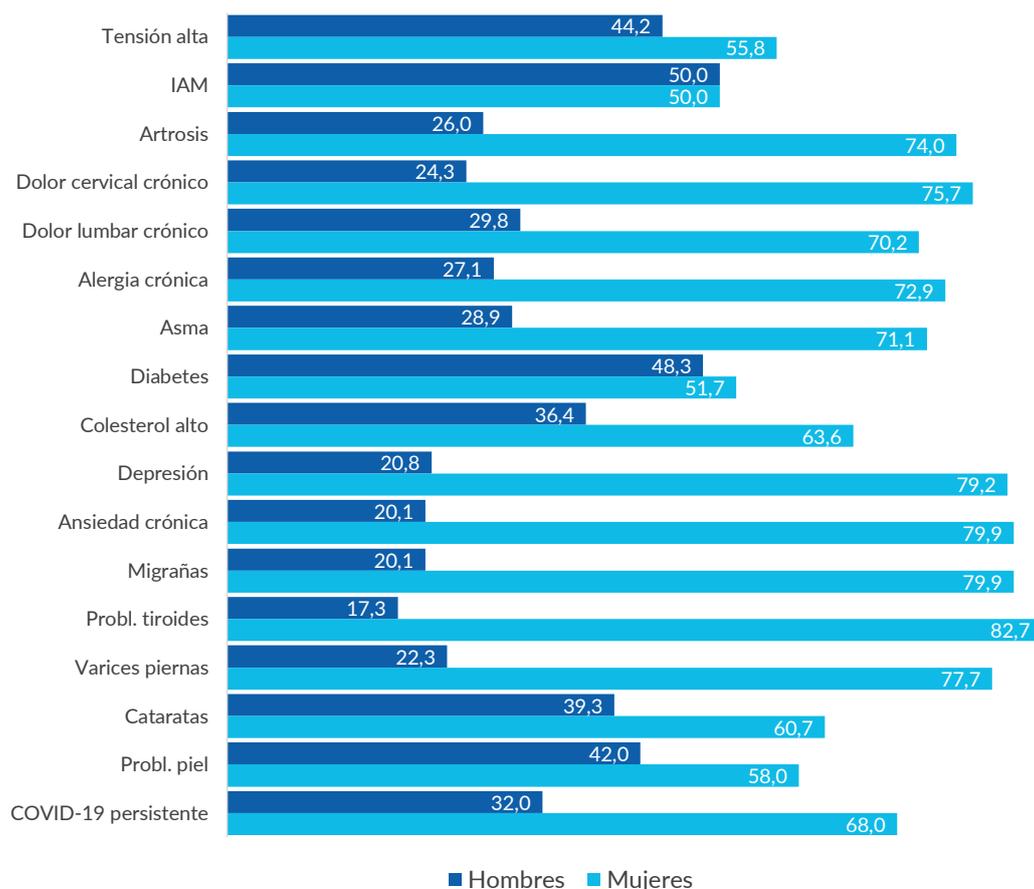
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Dentro del grupo de personas de 65 y más años que contestaron a la encuesta, el 60,8% fueron mujeres y el 39,2% hombres. En relación con la frecuencia de cada diagnóstico según el peso que aporta cada sexo en esta parte de la muestra (**gráfica 3**), se observa que las mujeres padecen, en mayor porcentaje que los hombres, todas las enfermedades a excepción del IAM (donde mujeres y hombres se reparten el 50%). La enfermedad más frecuente entre las mujeres de esta edad, con relación a los hombres, fueron los problemas de tiroides (82,7% vs. 17,3%). Al igual que sucedía en la población general, en relación con la de enfermedades mentales, la diferencia entre hombres y mujeres fue notable: los diagnósticos de depresión se repartieron un 79,2% entre las mujeres vs. un 20,8% en hombres y de ansiedad crónica en mujeres el 79,9% y en hombres el 20,1% restante.

[Volver al Índice](#) 

En cuanto a las prevalencias de estos mismos problemas en mayores a partir de 65 años, según la ESCM'21, la de IAM fue del 8,3% [IC95%=7,1-9,5], siendo la de las mujeres del 7,2% [IC95%=5,0-9,4] y la de hombres del 10,3% [IC95%=5,7-14,3]; la de depresión en general fue del 12,7% [IC95%=11,2-14,2], resultando para mujeres 17,0% [IC95%=13,8-20,2] y para hombres 6,0% [IC95%=2,6-9,4]; en la ansiedad crónica, la tasa global fue de 8,1% [IC95%=6,5-9,3], en mujeres 10,9% [IC95%=8,2-13,6] mientras que en hombres fue del 3,7% [IC95%=1,0-7,2]; y, finalmente, la de problemas tiroideos para los/as encuestados/as de 65 y más años fue 13,8% [IC95%=12,3-15,4], repartidos 19,2% [IC95%=16,0-22,6] en mujeres y 5,5% en hombres [IC95%=2,2-8,7].

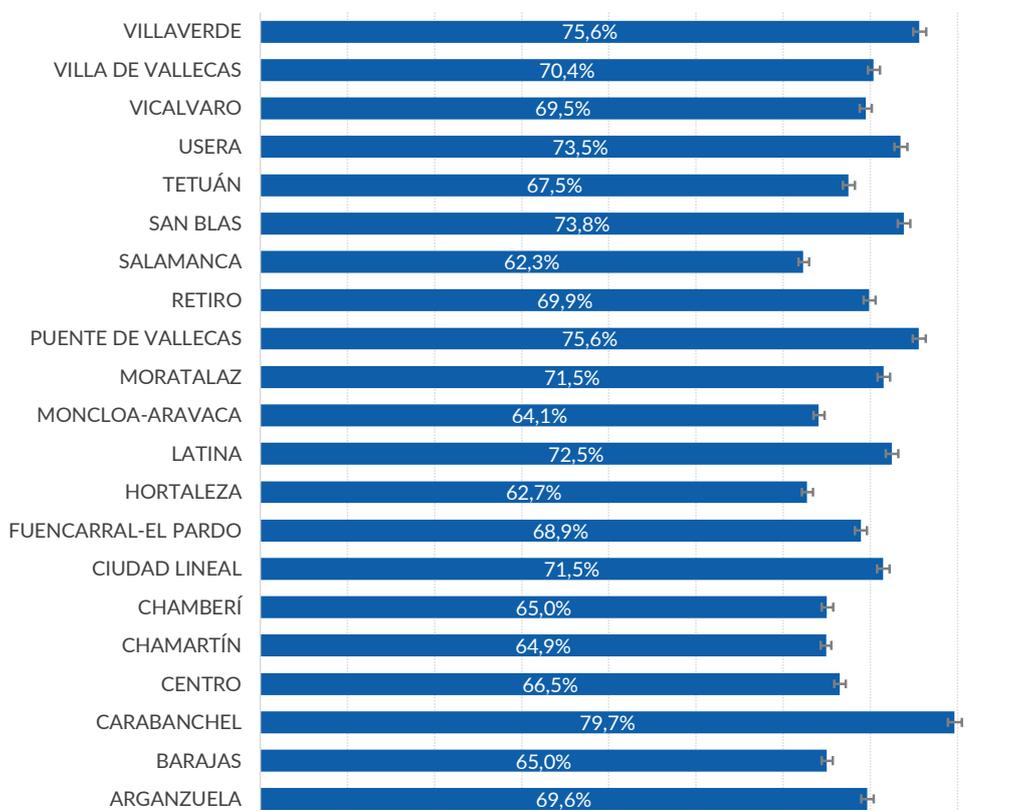
Gráfica 3. Enfermedades o problemas crónicos de salud en personas de 65 y más años: distribución de frecuencias por sexo (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con relación a su distribución en los 21 distritos de la ciudad de Madrid (**gráfica 4**), los que tuvieron más población con algún problema crónico de salud fueron Carabanchel [79,7%; IC95%= 78,9-80,5] seguido de Puente de Vallecas [75,6%; IC95%=74,9-76,4] y Villaverde [75,6%; IC95%= 74,9-76,4]. Los distritos con menor prevalencia eran Salamanca [62,3%; IC95%=61,7-63,0] y Hortaleza [62,7%; IC95%=62,2-63,4]. En todo caso debe señalarse que se trata de prevalencias crudas, es decir, sin depurar el efecto de la proporción de población mayor en cada distrito.

Gráfica 4. Prevalencia de personas con alguna enfermedad o problema crónico de salud en cada uno de los 21 distritos madrileños (% e IC95%)

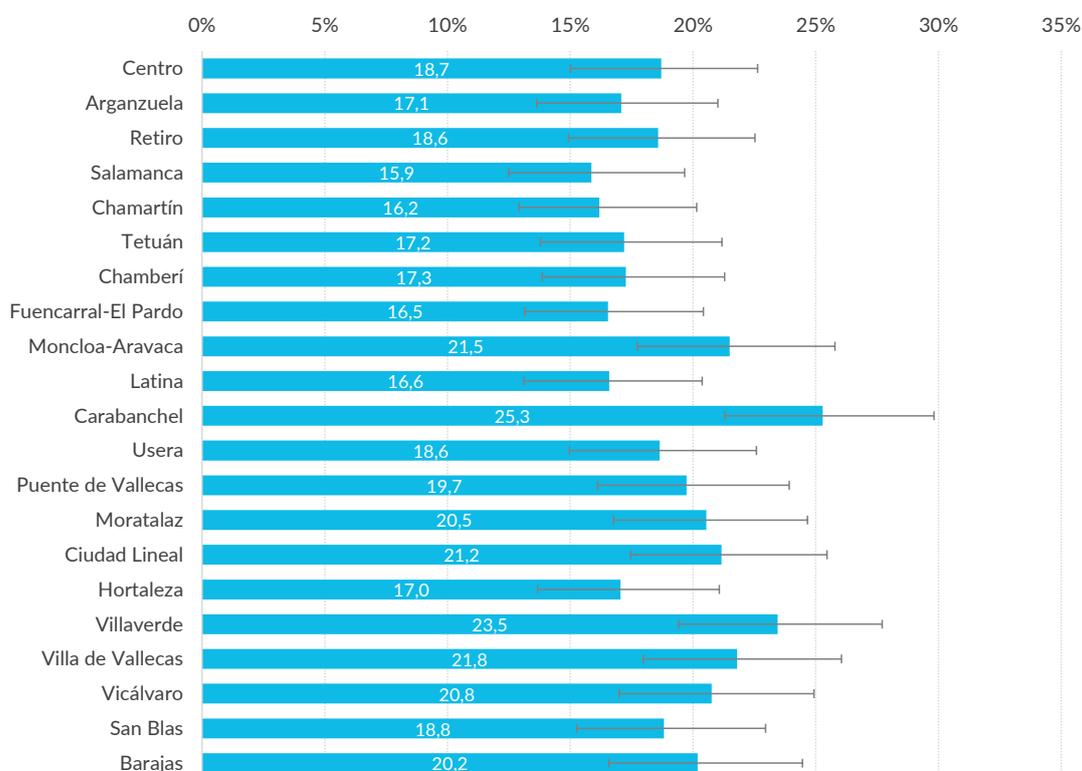


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Enfermedades y problemas de salud crónicos listados y preguntados en la ESCM'21

En cuanto a la prevalencia de alergia crónica, en la **gráfica 5** puede apreciarse que los distritos con mayor porcentaje de casos fueron Carabanchel [25,3%; IC95%=21,3-29,8] y Villaverde [23,5%; IC95%=19,4-27,7]. Los que tuvieron menor porcentaje de esta patología: Salamanca [15,9%; IC95%=12,5-19,7] y Chamartín [16,2%; IC95%=12,9-20,2].

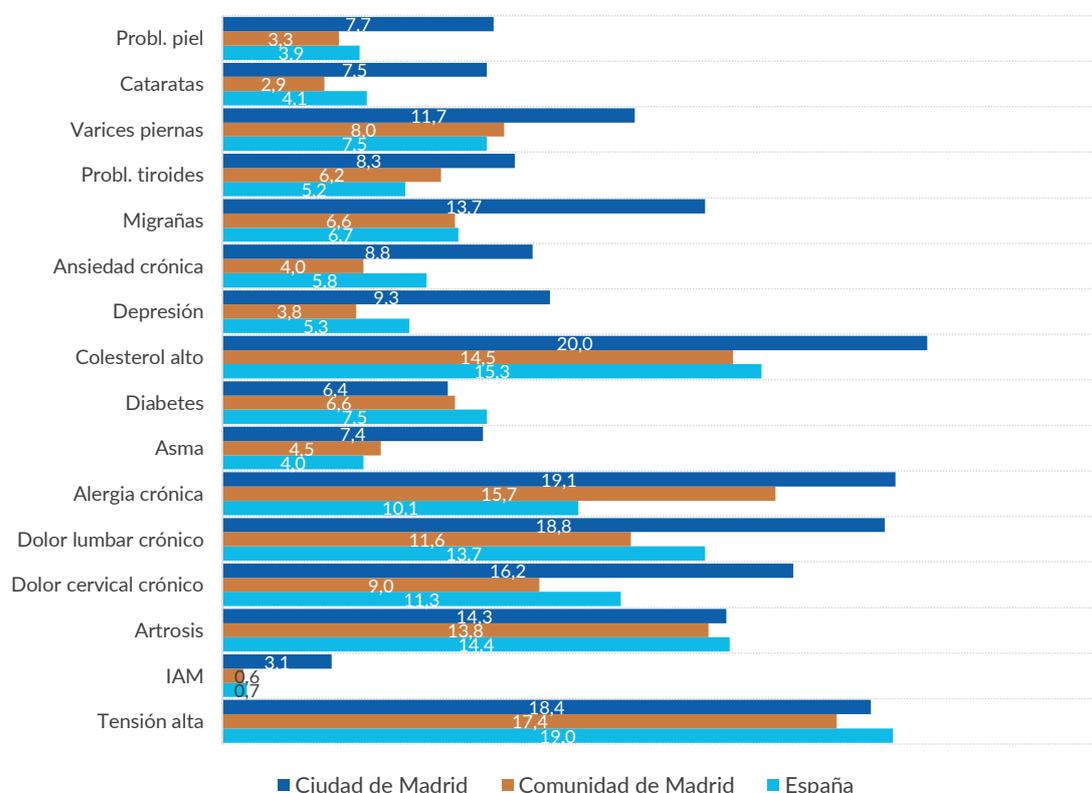
Gráfica 5. Prevalencia de personas que declararon haber sido diagnosticadas de alergia crónica, en cada uno de los 21 distritos madrileños (% e IC95%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 6** se muestra la comparativa de los resultados de la ESCM'21 con los datos de la Comunidad de Madrid y de España obtenidos en la EESE'20. Las personas que viven en la ciudad de Madrid tuvieron menor prevalencia de diabetes mellitus diagnosticada (Madrid: 6,4% vs. Comunidad de Madrid: 6,6% vs. España: 7,5%) y mayor de tensión alta (Madrid: 18,4% vs. Comunidad de Madrid: 17,4% vs. España: 19,0%), así como artrosis (Madrid: 14,3% vs. Comunidad de Madrid: 13,8% vs. España: 14,4%). Sin embargo, las personas en la capital sufrían el doble de migrañas (Madrid: 13,7% vs. Comunidad de Madrid: 6,6% vs. España: 6,7%) y unas cinco veces más IAM (Madrid: 3,1% vs. Comunidad de Madrid: 0,6% vs. España: 0,7%).

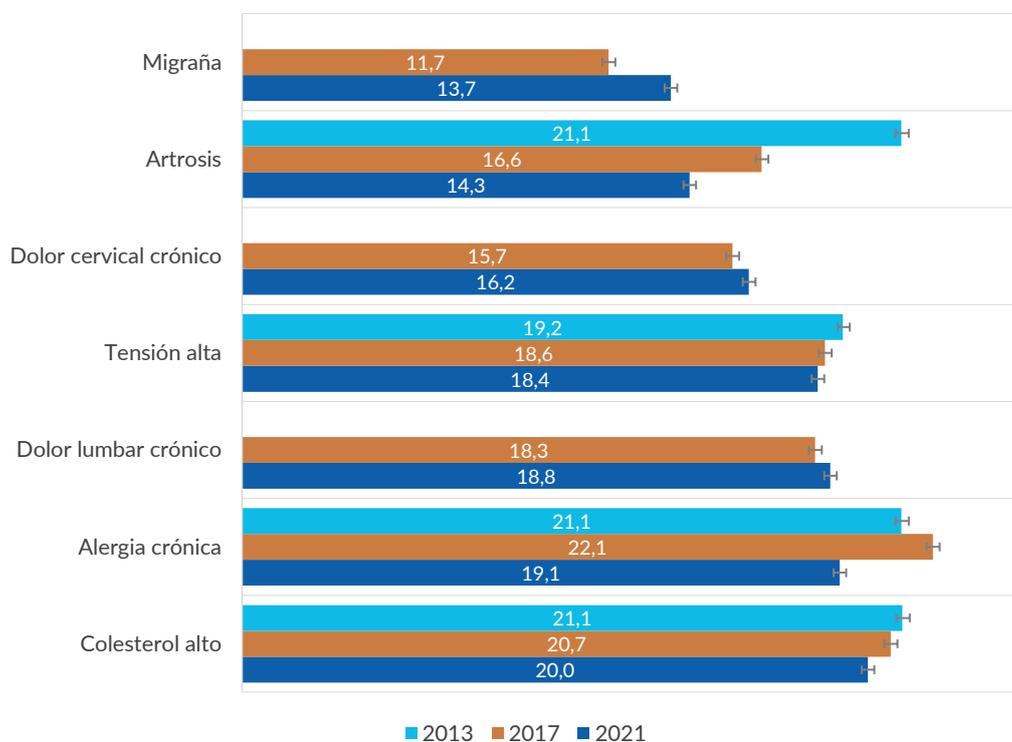
Gráfica 6. Prevalencia de algunas enfermedades y problemas crónicos de salud declarados: comparativa ciudad de Madrid (ESCM´21), con Comunidad de Madrid (EESE´20) y España (EESE´20). (%)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 y Encuesta Europea de Salud en España 2020

Las siete enfermedades o problemas de salud crónicos más prevalentes que se hallaron en la ESCM´21 fueron el colesterol alto, la alergia crónica, el dolor lumbar y cervical crónico, la tensión alta, la artrosis y la migraña. En comparación con los resultados obtenidos en los dos últimos estudios de salud madrileños (2014 y 2018) (gráfica 7), se redujeron de forma significativa las prevalencias de alergia crónica (ESCM´21: 19,1%; IC95%=18,8-20,2 vs. ESCM´17: 22,2%; IC95%= 21,9-22,3 vs. ESCM´13: 21,1%; IC95%=20,9-21,3) y de artrosis (ESCM´21: 14,3%; IC95%=14,1-14,5 vs. ESCM´17: 16,6%; IC95%=16,4-16,8 vs. ESCM´13: 21,1%; IC95%=20,9-21,3). Ni las migrañas ni el dolor lumbar o cervical crónico se incluyeron en el listado de enfermedades o problemas de salud en la ESCM´13.

Gráfica 7. Prevalencia de los siete problemas de salud crónicos más diagnosticados en la ESCM '21. Comparativa con ESCM '13 y ESCM '17. (% e IC95%)



Fuente: Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid 2013, 2017 y 2021

El 69,6% de las personas de la muestra [IC95%=68,6-70,6], mencionaron haber sido diagnosticadas de al menos uno de los problemas o enfermedades crónicas de la lista. En la **tabla 1** se muestran las prevalencias relativas a presentar al menos uno de los problemas o enfermedades crónicas citadas anteriormente, según distintas variables demográficas y socioeconómicas.

Tabla 1. Prevalencia de al menos una enfermedad o problema crónico de salud, según diversos factores socioeconómicos y demográficos

Variables		n	N	Prevalencia	IC95%
Sexo	Mujer	3.426	4.536	75,5%	74,3-76,8
	Hombre	2.483	3.864	64,3%	62,7-65,8
Grupo de edad	15 a 29 años	762	1.478	51,6%	49,0-54,1
	30 a 44 años	1.277	2.126	60,1%	58,0-62,1
	45 a 64 años	2.115	2.834	74,6%	73,0-76,2
	65 y más años	1.754	1.962	89,4%	88,0-90,7
Grupo de distritos	Menor desarrollo	1.216	1.600	76,0%	73,9-78,0
	Desarrollo medio-bajo	2.015	2.800	71,9%	70,3-73,6
	Desarrollo medio-alto	1.602	2.400	66,8%	64,8-68,6
	Mayor desarrollo	1.076	1.600	67,2%	64,9-69,5

Clase social ocupacional	Favorecida	2.413	3.626	66,5%	65,0-68,1
	Media	1.376	1.952	70,5%	68,4-72,5
	Desfavorecida	2.026	2.689	75,4%	73,7-76,9
Nivel de estudios	Primarios o menos	1.307	1.543	84,7%	82,8-86,4
	Secundarios	2.075	2.971	69,8%	68,2-71,5
	Universitarios	2.514	3.868	65,0%	63,5-66,5
Estatus migratorio	No migrante económico	4.818	6.744	71,4%	70,4-72,5
	Migrante económico	1.091	1.656	65,9%	63,6-68,1

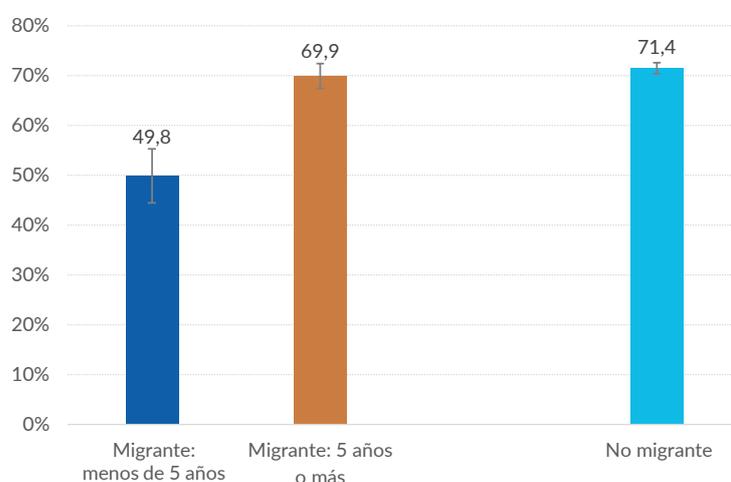
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la edad, la prevalencia más alta de enfermedad crónica se dio en las personas de 65 años o más (89,4%), presentándose diferencias significativas entre todos los grupos de edad y observándose un gradiente directo (a mayor edad, mayor prevalencia de enfermedad o problema crónico). Tras la edad, el factor asociado a una mayor prevalencia sería tener estudios primarios o menos (84,7%), habiendo diferencias estadísticamente significativas con el resto de las categorías, siendo las personas con estudios universitarios quienes presentan una prevalencia menor.

En cuanto al sexo, las mujeres tuvieron una prevalencia diez puntos porcentuales mayor que los hombres, alcanzando esta diferencia también significación estadística. Por grupo de distritos se observa que las personas que residen en aquellos con un menor desarrollo son las que presentaron una prevalencia mayor y diferencias significativas respecto al resto de grupos, encontrándose un gradiente inverso (a mayor desarrollo, menor prevalencia de enfermedad crónica), si bien, no se alcanzó significación estadística entre el grupo de desarrollo medio-alto y el de mayor desarrollo. Respecto a la CSO, es la categoría más desfavorecida la que presentaba mayor prevalencia de problemas o enfermedades crónicas, disminuyendo estas según mejoraba la posición social.

Por último, según el estatus migratorio (migrantes económicos o no), se alcanzó significación estadística, siendo las personas migrantes por motivos económicos quienes notificaron una menor prevalencia de trastornos crónicos. Como se representa en la **gráfica 8**, esta circunstancia sufre cambios si se añade al análisis la variable del tiempo que llevan estos/as migrantes en el país de acogida. Quienes ya habían permanecido cinco o más años en España, presentaban unas prevalencias muy similares a los/as ciudadanos/as que no eran migrantes económicos (69,9% y 71,4% respectivamente), en contraposición a quienes llevaban menos de un lustro en nuestro país, cuya prevalencia de alguna enfermedad o problema crónico de salud es la menor (49,8%), alcanzando significación estadística al compararse con los otros dos grupos.

Gráfica 8. Prevalencia de alguna enfermedad crónica entre los/as migrantes, según el tiempo de residencia en el país de acogida (España) en relación a los no migrantes

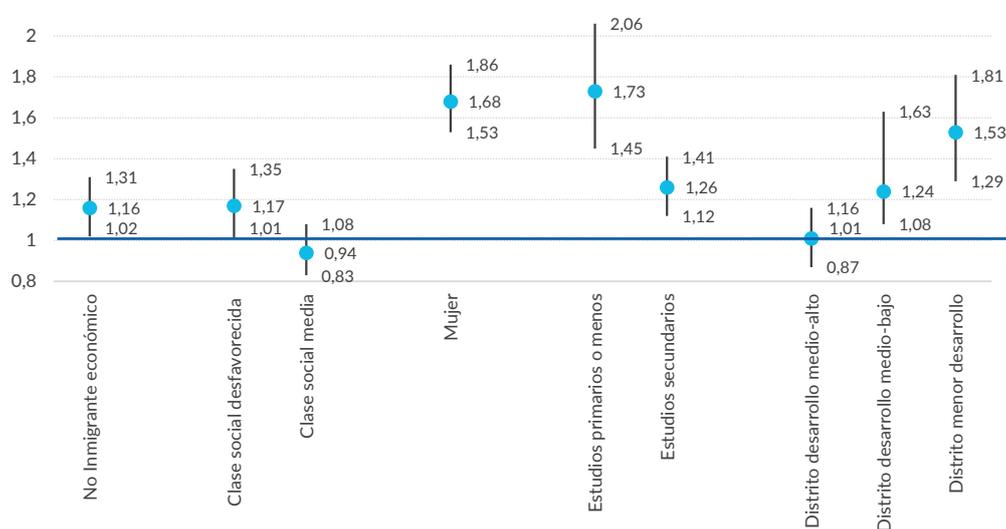


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

La **gráfica 9** muestra los resultados del análisis multivariante, ajustando el efecto de las diversas variables socioeconómicas y demográficas (sexo, edad, grupo de distritos, CSO, nivel de estudios y estatus migratorio) sobre el hecho de tener al menos uno de los problemas o enfermedades crónicas del listado. Se observa que los factores que mejor explican el riesgo de presentar una enfermedad crónica serían (de menor a mayor peso): vivir en un grupo de distritos de desarrollo medio-bajo o menor, tener estudios secundarios o primarios y menos, ser mujer y, sobre todo, la edad: con una OR de 1,85 [IC95%=1,76-1,95] cuando se introdujo como variable continua en el modelo, es decir, el riesgo se incrementa un 85% por cada año de edad en la persona.

Cuando se tomaba la variable edad en las categorías conocidas, se obtuvo que tener 65 o más años era el factor con peso superior, teniendo este grupo etario un riesgo 7,55 veces mayor de presentar algún problema o enfermedad crónica que las personas de 15 a 29 años [IC95%=6,31-9,04], el grupo de 44 a 65 años 2,92 veces más [IC95%=2,55-3,34] y el de 30 a 64 años 1,57 veces más riesgo [IC95%=1,37-1,80], siempre con respecto al grupo más joven.

Gráfica 9. Tener al menos un problema o enfermedad crónica vs. algunos determinantes sociales y de salud seleccionados. Modelo de regresión logística multivariante. Variables independientes con OR e IC95%. (N=8.480)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

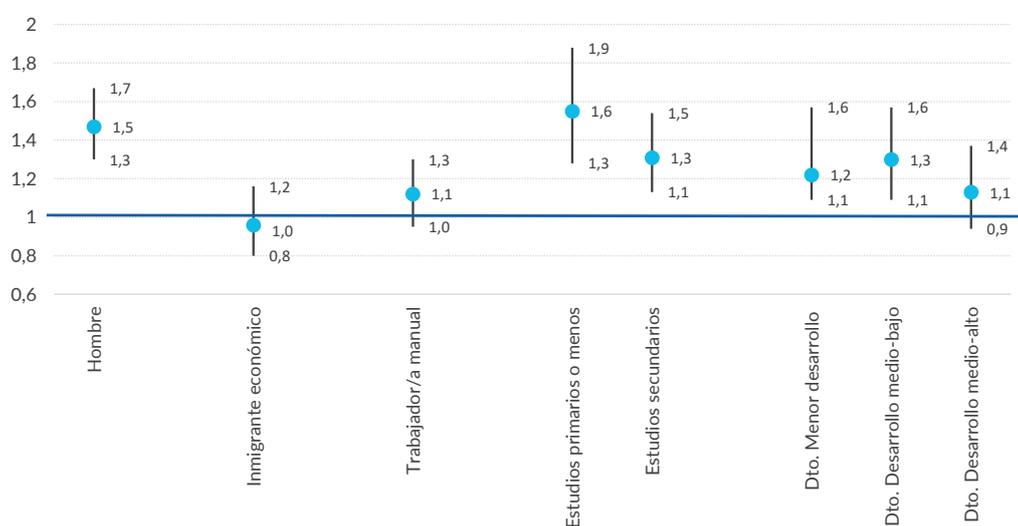
Nota. La categoría no representada en cada caso es la de referencia. Sexo: hombre; Nivel de estudios: universitarios; CSO: favorecida; Grupo de distritos: mayor desarrollo y Estatus migratorio: inmigrante económico. La edad se introdujo como variable continua: OR 1,85 [IC95%=1,76-1,95].

En los análisis bivariantes, tomando la misma variable dependiente (diagnóstico de algún problema o enfermedad crónica de las listadas en la ESCM'21) y como independientes algunos estilos de vida y un tamaño muestral de 4.307, se observa que el consumo de alcohol cuatro o más veces a la semana (69,9% prevalencia de enfermedad crónica vs. 69,5% prevalencia de algún problema crónico entre quienes no lo consumen) no encuentra OR significativa con aquella; fumar diariamente (72,5% de prevalencia de quienes tiene este hábito vs. 68,7% quienes no lo tienen) una OR significativa de 1,19 [IC95%=1,02-1,46] y llevar una vida sedentaria en el tiempo de ocio (prevalencia de 76,4% vs. 68,8%) arrojó una OR de 1,47 [IC95%=1,20-1,80]. Cuando en el modelo de RLM representado en la **gráfica 9**, junto a los determinantes sociales allí incluidos también se incorpora el tabaquismo categorizado de la forma que se acaba de explicar, este alcanza una OR ajustada por todas las demás variables de 1,24 [IC95%=1,02-1,51], es decir, gana una parte de la OR bruta, pasando de un riesgo incrementado de un 19% de padecer esos problemas en los fumadores/as a solo un 24% y rozando la significación estadística, lo que hace pensar que su efecto estaba artificialmente infraestimado por la acción de los determinantes sociales incluidos en el modelo.

En relación con la HTA, la RLM binaria con las variables independientes estimó el siguiente modelo, que aparece a continuación como puede verse en la **gráfica 10**. Dicho modelo obtenido clasifica correctamente el 81,1% de los casos y explica entre 0,16-0,26 de la variable dependiente. Cuando se incluyó la edad en categorías, lo que no está representado en la gráfica, siendo la de referencia el grupo más joven, la OR de las personas de 65 y más años fue 27,3 [IC95%=19,5-38,3]; la de 45 a 64 años de 8,8 [IC95%=6,3-12,4] y la de 30 a 44 años 2,4 [IC95%=1,7-3,6].

La edad como variable continua, con incrementos de un 7% del riesgo cada año y el sexo, son los factores que introducían más riesgo de sufrir este problema y según los datos, los hombres tienen al menos 30% más riesgo ajustado que las mujeres. Le siguen el nivel educativo (al menos 13% más riesgo quienes alcanzaron estudios secundarios frente a los universitarios, y al menos 28% más las personas con estudios primarios o menos) y la zona residencial (los individuos que residen en distritos de desarrollo menor y medio-bajo desarrollo, tuvieron al menos un 9% más riesgo de sufrir HTA que los de distritos de mayor nivel de desarrollo).

Gráfica 10. HTA. Modelo RLM binario. OR ajustadas de las variables independientes de determinantes sociales, con sus IC95%. (N=8.455)



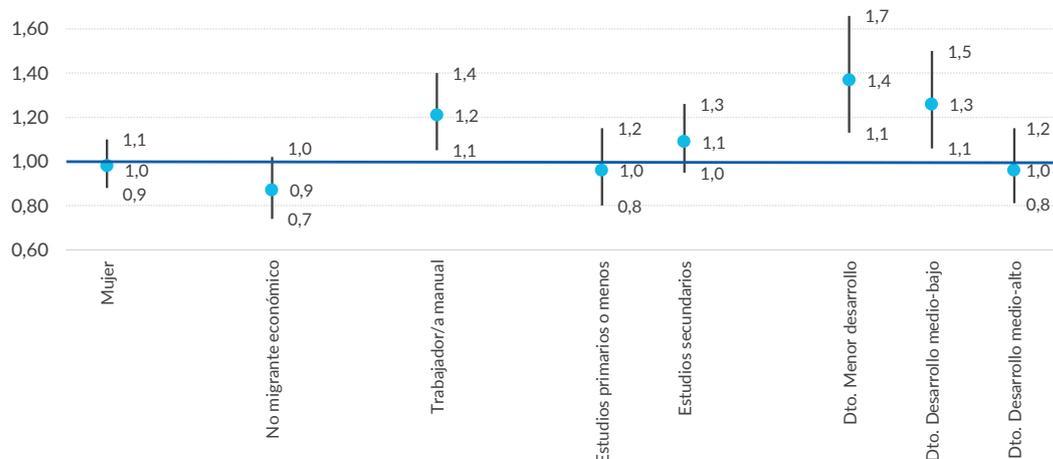
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. Las variables dicotómicas tienen como referencia la que no se representa en la gráfica. En la CSO (trabajadores/as manuales o clase IV y V) la variable de referencia son las demás clases (dicotómica); en los estudios, los universitarios; y en el grupo de distritos, los de mayor desarrollo. Además de las señaladas, la edad se incluye como variable continua: OR 1,07 [IC95%=1,06-1,07]

Para la hipercolesterolemia se obtuvo el siguiente modelo explicativo (**gráfica 11**), que clasifica correctamente el 79,4% de los casos y explica entre 0,10 y 0,16 de la variable dependiente. Como se aprecia, los factores -de entre los estudiados- que incrementan el riesgo de sufrir este desarreglo del metabolismo lipídico son la CSO (al menos un 5% mayor en las CSO desfavorecidas respecto a las demás), la zona residencial (al menos un 13% más en los distritos de menor desarrollo y al menos un 6% en los de desarrollo medio-bajo, en relación con los de mayor desarrollo), además de la edad, que incrementa ese riesgo en cada año aproximadamente un 5%.

Si en este modelo se tomase la edad agrupada en categorías, siendo la referencia el grupo más joven (15-29 años), se obtendría que la OR del grupo de 30-44 años es 2,8 [IC95%=2,1-3,9], el de 45-64 años 9,2 [IC95%=6,9-12,2], mientras que en el de 65 y más años la OR alcanza 16,1 [IC95%=12,0-21,6].

Gráfica 11. Hipercolesterolemia. Modelo RLM binario. OR ajustadas de las variables independientes de determinantes sociales, con sus IC95%. (N=8.430)

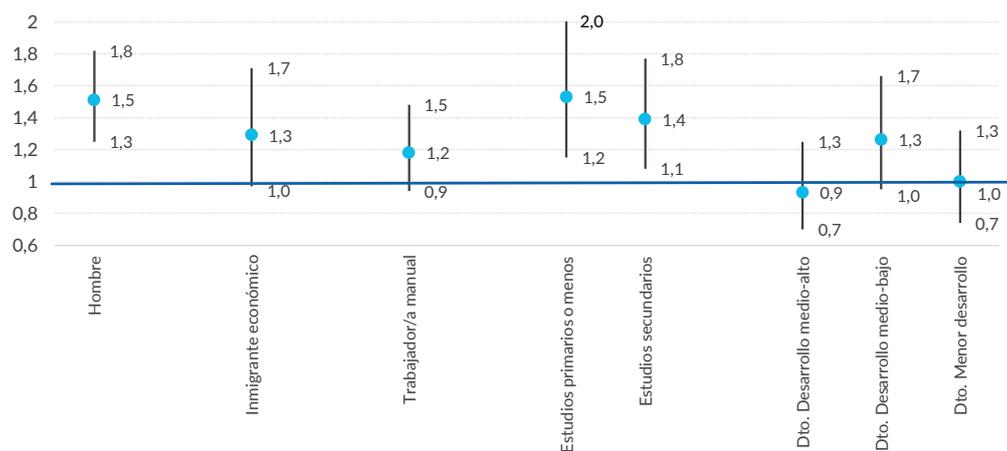


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. Las variables dicotómicas tienen como referencia la que no se representa en la gráfica. En la CSO (trabajadores/as manuales o clase IV y V) la variable de referencia son las demás clases (dicotómica); en los estudios, los universitarios; en el grupo de distritos, el de mayor desarrollo. Además de las señaladas, la edad se incluye como variable continua: OR 1,05 [IC95%=1,04-1,05]

El modelo de RLM binaria obtenido respecto a padecer diabetes mellitus, está representado en la **gráfica 12**. Este modelo clasifica correctamente el 93,5% de los casos y explica entre 0,06-0,16 de la variable dependiente. En la gráfica aparecen los datos del modelo de RLM usando la edad como variable continua, pero cuando se incluyó en categorías, siendo la de referencia el grupo más joven, la OR de las personas de 65 y más años fue 29,5 [IC95%=15,5-56,0]; la de 45 a 64 años 9,4 [IC95%=4,9-17,9]; y en el grupo de 30 a 44 años la OR fue de 2,7 [IC95%=1,3-5,4]. Además de la edad, el riesgo ajustado aparece bien establecido en función del sexo (hombre) y de los estudios no universitarios. En este informe no se halló relación con la zona residencial, con el estatus migratorio ni con la CSO.

Gráfica 12. Diabetes mellitus. Modelo RLM binario. OR ajustadas de las variables independientes de determinantes sociales, con sus IC95%. (N=8.465)

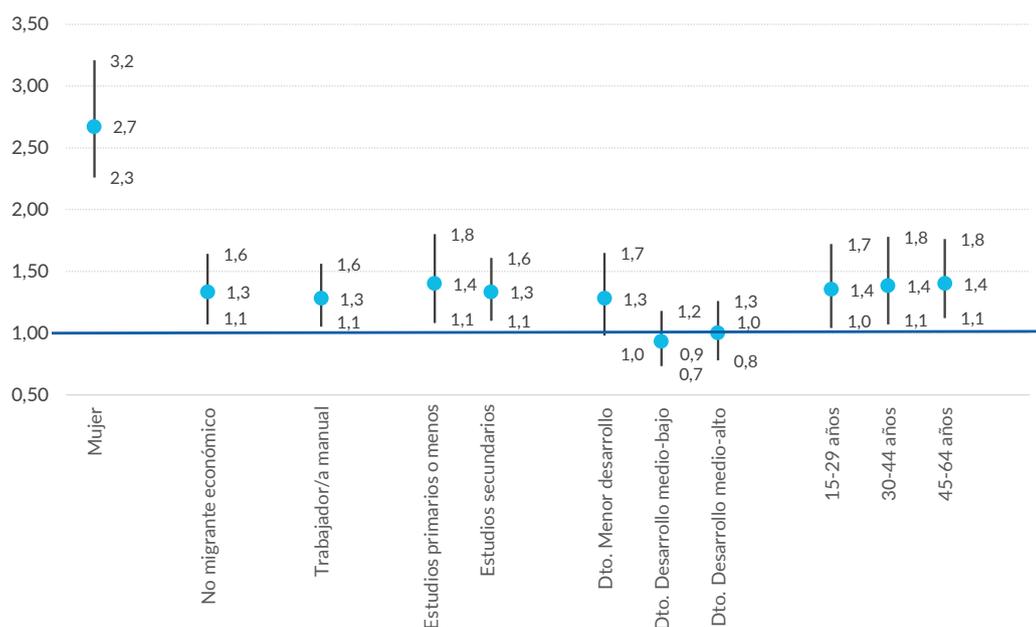


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. Las variables dicotómicas tienen como referencia la que no se representa en la gráfica. En la CSO (trabajadores/as manuales o clase IV y V) la variable de referencia son las demás clases (dicotómica); en los estudios, los universitarios; y en el grupo de distritos, los de mayor desarrollo. Además de esas, la edad se incluye como variable continua: OR 1,06 [IC95%=1,05-1,07]

Para la ansiedad crónica se obtuvo el modelo que aparece en la **gráfica 13**. Clasifica correctamente el 91,3% de los casos y explica entre 0,02 y 0,05 de la variable dependiente. Como se puede observar, el sexo es la variable más explicativa (ser mujer presenta un riesgo al menos 2,3 veces superior al de los hombres), además de la posición socioeconómica (más riesgo en las clases desfavorecidas), el nivel de estudios (mayor riesgo en las personas no universitarias) y el hecho de no ser inmigrante económico. La zona residencial no parece tener ningún efecto, mientras que para la edad el modelo informa de que las personas de 65 o más años son quienes menor riesgo tienen de sufrir este trastorno.

Gráfica 13. Ansiedad crónica. Modelo RLM binario. OR ajustadas de las variables independientes de determinantes sociales, con sus IC95%. (N=8.461)

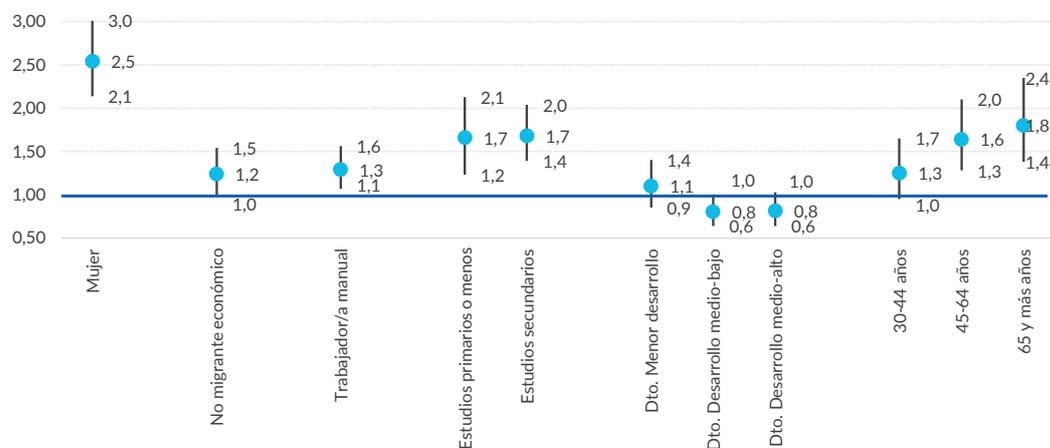


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. Las variables dicotómicas tienen como referencia la que no se representa. En la CSO (trabajadores/as manuales o clase IV y V) la variable de referencia son las demás clases (dicotómica); en los estudios, los universitarios; en el grupo de distritos, los de mayor desarrollo y en las edades los individuos de 65 o más años.

En la **gráfica 14** se representa el resultado del modelo para la depresión. Clasifica correctamente el 90,8% de los casos y explica entre 0,03 y 0,07 de la variable dependiente. El mayor riesgo ajustado de entre todos los estudiados fue el sexo (las mujeres al menos 2,1 veces más que los hombres), seguido del nivel de estudios y la edad (estudios primarios o menos, al menos 23% más riesgo que los individuos con estudios universitarios y las personas de 65 o más años al menos 38% más que la juventud de 15-29). La situación migratoria no parece ser explicativa, así como la zona residencial, al contrario que la CSO, aunque de modo muy moderado (trabajadores/as manuales al menos un 7% más riesgo de sufrir este trastorno que las demás clases analizadas conjuntamente).

Gráfica 14. Depresión. Modelo RLM binario. OR ajustadas de las variables independientes de determinantes sociales, con sus IC95%. (N=8.467)



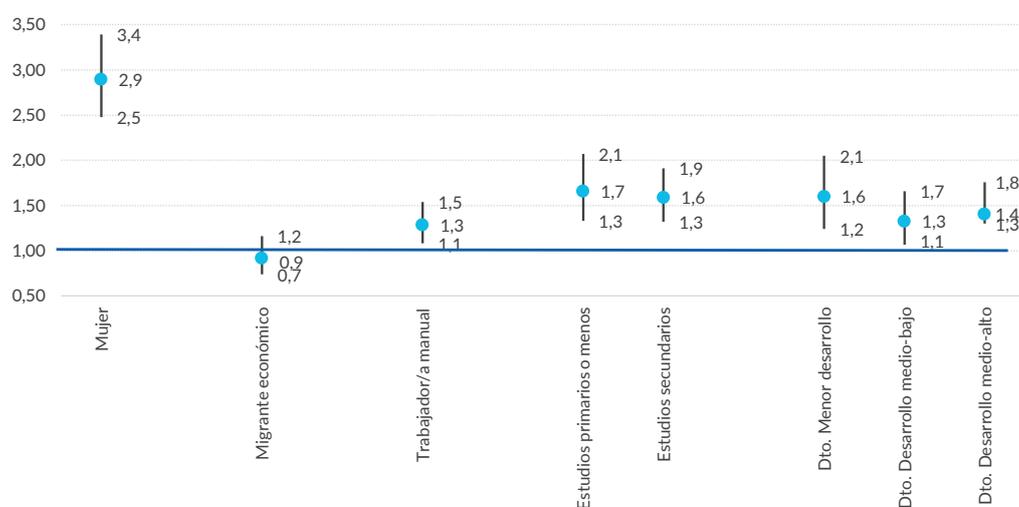
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. Las variables dicotómicas tienen como referencia la que no se representa. En la CSO (trabajadores/as manuales o clase IV y V) la variable de referencia son las demás clases (dicotómica); en los estudios, los universitarios; en el grupo de distritos, el de mayor desarrollo y en la edad el de 15 a 29 años

Se analiza a continuación con esta metodología los problemas osteomusculares seleccionados. En primer lugar, la artrosis (**gráfica 15**). El modelo clasificó correctamente el 85,3% de los casos y explicó entre 0,20 y 0,36 de la variable dependiente. Como se aprecia, la edad (OR 1,08 por cada año) y el sexo (casi 3 veces más riesgo las mujeres que los hombres) fueron las variables más explicativas de sufrir este problema. También lo es el nivel de estudios (un 66% más riesgo los primarios o menos y un 59% más los secundarios sobre los universitarios), moderadamente la CSO, y la zona residencial (todas con mayor riesgo que el clúster de distritos con mayor desarrollo, aunque sin gradiente).

Introduciendo la edad en categorías, según las establecidas, y tomando como referencia el grupo de personas de 15 a 29 años, obtenemos que la OR del grupo de 30 a 44 años era de 3,8 [IC95%=1,9-7,6]; la OR del grupo de 45 a 64 años, 26,2 [IC95%=13,8-49,9]; y de la del grupo de 65 años o más, de 84,7 [IC95%=44,4-161,3].

Gráfica 15. Artrosis. Modelo RLM binario. OR ajustadas de las variables independientes de determinantes sociales, con sus IC95%. (N=8.444)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Elaboración propia

Nota. Las variables dicotómicas tienen como referencia la que no se representa. En la CSO (trabajadores/as manuales o clase IV y V) la variable de referencia son las demás clases (dicotómica); en los estudios, los universitarios; y en el grupo de distritos, el de mayor desarrollo. La edad se incluye como variable continua: OR 1,08 [IC95%=1,07-1,09]

Los otros dos problemas osteomusculares estudiados, la cervicalgia y la lumbalgia crónicas, con prevalencias de 16,2% y 18,8 % respectivamente en esta encuesta, se analizan con la metodología descrita, obteniendo sendos modelos explicativos en las correspondientes RLM binarias, cuyas OR se pueden observar en la **tabla 2**, junto con algún estadístico de dicho modelo. Repiten el esquema comentado de la artrosis y de la mayoría de los problemas crónicos estudiados: las variables más explicativas fueron la edad y el sexo (femenino), manteniendo el perfil de la desigualdad socioeconómica, representada más por el nivel educativo que por la CSO, mientras que la distribución residencial era poco explicativa y el estatus migratorio casi no participa de los modelos resultantes.

Tabla 2. Comparativa de los modelos de RLM binaria obtenidos para la cervicalgia crónica y la lumbalgia crónica según las variables de determinantes sociales independientes seleccionadas. OR con sus IC95%

		Cervicalgia crónica (N=8.457)	Lumbalgia crónica (N=8.453)
Modelo: casos clasificados correctamente		83,6%	80,9%
Modelo: variable dependiente explicada		0,06-0,16	0,07-0,11
Sexo	Hombre	1	1
	Mujer	2,6* (2,3-3,0)	1,9* (1,6-2,1)
Grupo de edad	15 a 29 años	1	1
	30 a 44 años	2,3* (1,8-3,0)	2,5* (1,9-3,2)
	45 a 64 años	3,3* (2,6-4,0)	3,9* (3,1-4,9)
	65 y más años	3,7* (2,9-4,7)	5,3* (4,2-6,8)
Grupo de distritos	Menor desarrollo	1,6* (1,3-1,9)	1,5* (1,2-1,8)
	Desarrollo medio-bajo	1,3 (1,0-1,5)	1,2 (1,0-1,4)
	Desarrollo medio-alto	1,0 (0,8-1,2)	1,1 (0,9-1,3)
	Mayor desarrollo	1	1
CSO	Otras clases	1	1
	Trabajador/a manual	1,3* (1,1-1,5)	1,1 (1,0-1,3)
Nivel de estudios	Universitarios	1	1
	Secundarios	1,3* (1,1-1,5)	1,2* (1,1-1,4)
	Primarios o menos	1,5* (1,3-1,8)	1,6* (1,4-1,9)
Estatus migratorio	No inmigrante económico	1	1
	Inmigrante económico	0,9 (0,8-1,1)	1,0 (0,8-1,1)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
 Nota. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística

Por último, se trató de la misma forma que las enfermedades o problemas de salud crónicos precedentes a la “Alergia crónica, como rinitis, conjuntivitis o dermatitis alérgica, alergia alimentaria o de otro tipo (asma alérgica excluida)”, obteniéndose un modelo de RLM binaria (N=8.455); clasificaba correctamente el 80,8% de los casos y alcanza una R² de Nagelkerke de 0,12) en el que las únicas variables independientes incluidas fueron el sexo femenino (la prevalencia de estos problemas crónicos en las mujeres alcanzó un 21,6% vs. en los hombres un 16,0%), con una OR de 1,46 [IC95%=1,31-1,63] frente al masculino; y la zona residencial, donde tomando como referencia el grupo de distritos con mayor desarrollo se determinó una OR de 1,10 [IC95%=0,93-1,31] para los de desarrollo medio-alto; de 1,22 [IC95%=1,08-1,44] para los de medio-bajo y de 1,40 [IC95%=1,16-1,69] para los de menor desarrollo (todos en la zona periférica de la ciudad). La prevalencia de estos trastornos en esos últimos distritos alcanzó en este estudio un 21,7% frente al 17,0% del grupo de distritos de referencia, situados en el centro de la capital.

Discusión

El 69,6% [IC95%=68,6-70,6] de las personas que respondieron a la ESCM'21 presentaban al menos uno de los problemas o enfermedades crónicas listadas, cifra similar (aunque con una diferencia estadísticamente significativa) a la hallada en la ESCM'17, que fue del 72,2% [IC95%=70,7-73,6]. Como se aprecia, y por la mínima, aquella prevalencia en la población madrileña fue mayor que la actual, siendo ambas extraordinariamente altas, aunque hay que aclarar que la comparación es algo forzada pues, como se ha recalcado anteriormente en este informe, ambas listas no son exactamente iguales, aunque sí muy parecidas. En la encuesta de 2017, tan solo el 39,9% [IC95%=38,4-41,4] de las personas respondió sufrir una enfermedad crónica de forma espontánea, esto es, antes de expresar a los/as encuestados/as la lista de trastornos. Significa esto que muchos de los problemas crónicos más habituales no son tomados como tales por quienes los padecen, al menos antes de confirmarles de modo indirecto su naturaleza. En esta última encuesta de 2021 no se incluyó esa pregunta por la dificultad en la interpretación de su resultado y por ser poco informativa sobre la auténtica carga de morbilidad que soporta la población madrileña.

En la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017¹⁴ se estudió la carga de morbilidad en términos de Años de Vida Ajustados por Discapacidad (AVAD) de la ciudad en 2017 concluyéndose que cada año en Madrid los hombres perdían 222.334 años de vida ajustados a discapacidad y las mujeres 266.794. Según aquel análisis la artrosis, la migraña, el dolor cervical crónico, la depresión, la ansiedad crónica, el dolor lumbar crónico y el asma sumaban tasas ajustadas de AVAD en hombres de 115,8 años por 1.000 y en mujeres de 242,3 años por 1.000. Estos siete problemas reunían casi el 91% de toda la carga de enfermedad (morbilidad) que soportaba la población madrileña, por lo que podemos pensar que su estudio nos acerca a la realidad casi completa de la carga de enfermedad global, por tanto, lo que se puede deducir de este análisis es una aproximación muy significativa a dicho fenómeno.

La diabetes mellitus es una de las enfermedades con mayores complicaciones a largo plazo, generando un alto coste asistencial¹⁵. Respecto a esa patología, los datos obtenidos en este estudio superan las prevalencias estimadas para la Comunidad de Madrid y España¹⁶, aunque igualan los datos publicados a nivel mundial¹. Otros trastornos que pueden conllevar grandes complicaciones a largo plazo generando problemas cardíacos y circulatorios son la hipertensión y el colesterol alto, las prevalencias de ambos están en nuestro estudio rondando el 20%, con cifras similares en hombres y mujeres (sobre todo en lo que respecta a la hipercolesterolemia).

Los factores de riesgo que más influyen en tener o no una enfermedad crónica, así como los propios problemas crónicos de salud, han sido estudiados en múltiples ocasiones, concluyéndose que se aumenta el riesgo de padecerlos en las personas con menor nivel socioeconómico y de estudios, en las personas inmigrantes y en las mujeres^{2,17}. Las mujeres en la ESCM'21 tienen mayor prevalencia de enfermedades crónicas, sobre todo aquellas que tienen que ver con la salud mental, como la depresión y la ansiedad, lo que coincide con publicaciones donde se estudian éstas con enfoque de género^{18,19}.

Uno de los datos novedosos de la ESCM'21 es lo arrojado por la pregunta sobre el síndrome post COVID/COVID persistente, al que sin duda se debe prestar atención. Aunque no existe aún mucha literatura sobre esta reciente patología, hay estudios que señalan una prevalencia superior a la reflejada en nuestra encuesta, siendo la estimada en España de alrededor del 10%^{20,21}. Además del reto que supone asistencialmente, no se debe menospreciar este porcentaje, ya que en la ESCM'21 supera al de las personas que sufrieron IAM (4,1% vs. 3,1%).

Entre los problemas crónicos más referidos en 2021, se observa que en general las prevalencias disminuyeron respecto a estudios de salud madrileños previos, aunque estas diferencias son solo significativas en el caso de las alergias (rompiendo la tendencia al aumento que parecía darse desde 2013) y la artrosis (la cual continua con su progresivo descenso). Otros problemas o enfermedades crónicas como la tensión alta apenas han experimentado cambios con respecto a 2017, mientras que el dolor cervical y el dolor lumbar crónicos muestran un leve incremento, así como la migraña, que es el problema crónico que experimenta un mayor crecimiento (dos puntos porcentuales), aunque sin alcanzar significación estadística. El trasvase de diagnósticos entre artrosis y dolores espinales (cervicales y lumbares) puede ser el motivo de estas variaciones, de la misma forma que el uso frecuente de las mascarillas en lugares públicos y los diversos confinamientos durante la pandemia pudieran justificar, al menos en parte, el descenso en la prevalencia de alergias respiratorias y sus manifestaciones.

Son las personas de mayor edad, las mujeres y quienes presentaban situaciones socioeconómicas más adversas (CSO desfavorecida, nivel de estudios primarios o menos, grupo de distritos con menor desarrollo) quienes de-



notan mayores prevalencias de problemas crónicos, si bien, ser inmigrante económico escapa en cierta medida de esta circunstancia, mostrando en general prevalencias de enfermedades crónicas menores que quienes no lo son. No obstante, se observa que esta circunstancia favorable se revierte cuando se sobrepasan los 5 años de residencia en el país, asimilándose a la situación de quienes no lo eran. Esto, en cierta manera apoyaría la teoría del “inmigrante sano”, que plantea que los/as inmigrantes presentan mejores niveles de salud que la población local a su llegada al país receptor y durante un tiempo tras el salto migratorio, puesto que migran aquellos/as en condiciones de hacerlo, en su mayoría adultos/as jóvenes o de mediana edad.

Tras el correspondiente análisis multivariante, los factores con mayor peso a la hora de explicar el riesgo de presentar al menos un problema o enfermedad crónica, resultan ser: el grupo de distritos en el que reside la persona (menor y medio-bajo desarrollo), el nivel de estudios (primarios o menos y secundarios), el sexo (ser mujer) y, sobre todo, tener 65 o más años, que multiplica por casi ocho dicho riesgo, respecto a quienes se encuadran en el grupo etario de menor edad (15-29 años). Cuando esta variable se toma como continua en ese modelo se constata que por cada año de edad se incrementa significativamente el riesgo de sufrir problemas crónicos de salud, OR 1,85 [IC95%=1,76-1,95], lo que resulta ciertamente lógico.

En los análisis multivariantes de los trastornos de salud crónicos estudiados separadamente, destaca que el sexo y la edad son las variables explicativas más claras de la enfermedad crónica, como también es conocido. Siempre mayor riesgo a medida que avanzamos en edad y más en las mujeres que en los hombres, a excepción de la HTA y la diabetes mellitus, con riesgo aumentado en los hombres, algo muy estudiado y que ya se concluyó en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018¹¹.

Considerando que los problemas o enfermedades crónicas de salud estudiados de forma separada en este informe (tres de la esfera cardiovascular, dos de la salud mental, tres osteomusculares y otro con un gran componente respiratorio, como la alergia crónica) son de alta prevalencia en la población general, hay que señalar que, a excepción del último, se explican significativamente por la posición socioeconómica, representada en este análisis de forma indirecta por la CSO (la desfavorecida, siempre con más riesgo de hipercolesterolemia, de los dos problemas mentales estudiados, de artrosis, cervicalgia y lumbalgia crónicas) y el nivel de estudios (todos los trastornos presentaban riesgo incrementado en los niveles de mayor insuficiencia educativa), este último de forma aún más contundente que con las clases ocupacionales. No obstante, el estatus migratorio no encontró acomodo en ninguno de los modelos multivariantes, con excepción de la ansiedad crónica, con mayor riesgo en la población no migrante por causas económicas.

En general, la zona residencial de la ciudad según nivel de desarrollo humano tampoco resulta explicativa para esos problemas individualizados de forma clara, con excepción de los musculoesqueléticos para los distritos de menor desarrollo. Las alergias, como se apuntó antes, presentan un patrón diferente: solo son explicadas por el sexo (mujer) y por la zona residencial, destacando el hecho de que los distritos de menor desarrollo, periféricos y, por tanto, con mayor superficie de zonas verdes en general, presentan un riesgo incrementado de padecerlos de un 40% más que los centrales, por lo que resulta lógico relacionar su mayor densidad de alérgenos respiratorios con esos problemas. En el anterior estudio de salud (año 2018) se encontró un resultado semejante, llamando la atención el incremento actual de la OR de los distritos periféricos sobre lo hallado en aquel trabajo, siempre en relación con los distritos que conforman el núcleo de la capital.

En algunos modelos, además de los determinantes sociales usados comúnmente en los análisis, se incluyó también un hábito especialmente nocivo para la salud, el tabaquismo diario. Por otra parte, el consumo de alcohol no llegó a mostrar un peso significativo en las aproximaciones bivariantes y el sedentarismo se incluyó en una versión de la encuesta distinta a las demás variables, encontrándose que el hábito de fumar no alcanzó la capacidad explicativa de las otras variables demográficas (sexo, edad) o socioeconómicas (posición social) aunque se incrementaba en parte su riesgo cuando participaba con ellas en el mismo modelo, lo que nos lleva a pensar que parte de su comprobado y calibrado efecto a la hora de provocar esos problemas crónicos de salud, por otro lado tan heterogéneos, permanece oculto, en parte, por la contribución de todas esas variables. En todo caso su aportación parece muy pequeña en este análisis.

Para finalizar, cabe destacar que en general los resultados obtenidos en los diversos análisis de este trabajo son casi superponibles a los reflejados en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018¹¹, por lo que podemos deducir que tanto la carga de enfermedad -con excepción lógica de la derivada por la COVID-19- como los

determinantes de los principales problemas crónicos de salud, mantienen prácticamente la misma distribución y los mismos modelos explicativos que los conocidos previamente, resultados que abundan en la necesidad de tomarlos en cuenta a la hora de planificar programas y actividades preventivas.

Conclusiones

- La población de la ciudad de Madrid tiene un alto porcentaje de trastornos crónicos de salud [69,6%; IC95%=68,6-70,6], con al menos uno de los listados en la ESCM'21. Las enfermedades o problemas con mayor prevalencia fueron el colesterol alto (20,0%), la alergia crónica (19,1%) y el dolor de espalda crónico lumbar (18,8%).
- Los problemas crónicos de salud en los/as madrileños/as aumentan a medida que lo hacen los años en la población, encontrándose una mayor prevalencia de enfermedades crónicas en el grupo que supera la edad de 65, siendo las mujeres de este grupo etario más vulnerables a sufrir dichos trastornos que los hombres.
- Las enfermedades o problemas de salud crónicos más prevalentes en las mujeres madrileñas fueron los dolores de espalda crónicos, tanto lumbar (23,0%) como cervical y alergia crónica (21,6%). En el caso de los hombres, la tensión alta (20,1%), el colesterol alto (19,8%) y la alergia crónica (16,0%). Mención especial a la COVID persistente/síndrome post COVID, que alcanzó en este estudio una prevalencia general no desdeñable (4,1%).
- En relación con el resto de enfermedades crónicas, entre las más comunicadas en 2021 se observan, en general, pocos cambios respecto a estudios de salud anteriores, incluso alguna disminución de sus prevalencias, como en el caso de las alergias, revirtiéndose así una tendencia al incremento en las mismas que venía observándose hasta 2017.
- Las desigualdades que genera el nivel socioeconómico aumentan el riesgo de sufrir enfermedades o problemas de salud crónicos, contando entre sus causas, además de estilos de vida poco saludables, determinantes sociales como el nivel educativo y el grupo de distritos por nivel de desarrollo humano, sin embargo, el estatus migratorio o la clase social ocupacional familiar generan riesgos adicionales menores.
- La prevención y las políticas de salud pública a nivel nacional y como no, regional y local, son más que nunca necesarias en este tipo de trastornos crónicos que se ceban en una población cada vez más envejecida, conllevando a su vez estas enfermedades un elevado coste asistencial y económico para el sistema sanitario madrileño.

Referencias bibliográficas

1. WHO. Noncommunicable diseases country profiles 2018 [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2018 p. 224. Disponible en: <https://www.who.int/publications/i/item/9789241514620>
2. WHO. Invisible numbers: the true extent of noncommunicable diseases and what to do about them [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2022 [citado 3 de noviembre de 2022] p. 42. Disponible en: <https://www.who.int/teams/noncommunicable-diseases/invisible-numbers>
3. Solar O, Irwin A. A conceptual framework for action on the social determinants of health. [Internet]. Geneva: WHO. Comisión de los Determinantes Sociales de la Salud; 2007 [citado 11 de febrero de 2020]. Disponible en: www.who.int/social_determinants/resources/csdh_framework_action_05_07.pdf
4. WHO. Social determinants of health [Internet]. 2016 [citado 29 de noviembre de 2021]. Disponible en: <https://www.who.int/westernpacific/health-topics/social-determinants-of-health>
5. WHO. Ageing and health [Internet]. 2023 [citado 24 de febrero de 2023]. Disponible en: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/ageing-and-health>



6. Ministerio de Sanidad, Portal Estadístico del SNS. Encuesta Europea de Salud en España 2020 [Internet]. 2021 [citado 3 de noviembre de 2022]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/Enc_Eur_Salud_en_Esp_2020_datos.htm
7. Ministerio de Sanidad. Informe Anual del Sistema Nacional de Salud 2020-2021 [Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad; 2022 [citado 3 de noviembre de 2022] p. 304. (INFORMES, ESTUDIOS E INVESTIGACIÓN 2022). Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/tablasEstadisticas/InfAnualSNS2020_21/INFORME_ANUAL_2020_21.pdf
8. Bailón-Muñoz E, Orozco-Beltrán D. Problemas de salud crónicos: nuevas orientaciones, nuevas estrategias. Barcelona: SemFYC; 2013.
9. Consejería de Sanidad de la Comunidad Autónoma de Madrid. Estrategia de atención a pacientes con enfermedades crónicas en la Comunidad de Madrid. [Internet]. Consejería de Sanidad; 2013. Disponible en: <https://www.comunidad.madrid/transparencia/informacion-institucional/planes-programas/estrategia-atencion-personas-enfermedades-cronicas>
10. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Estrategia para el Abordaje de la Cronicidad en el Sistema Nacional de Salud [Internet]. 2012. Disponible en: https://www.msbs.gob.es/organizacion/sns/planCalidadSNS/pdf/ESTRATEGIA_ABORDAJE_CRONICIDAD.pdf
11. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. [Internet]. Madrid: Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid.; 2020 p. 507. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
12. Oronsky B, Larson C, Hammond TC, Oronsky A, Kesari S, Lybeck M, et al. A Review of Persistent Post-COVID Syndrome (PPCS). Clin Rev Allergy Immunol. 2023;64(1):66-74.
13. Fernández-de-las-Peñas C, Palacios-Ceña D, Gómez-Mayordomo V, Cuadrado ML, Florencio LL. Defining Post-COVID Symptoms (Post-Acute COVID, Long COVID, Persistent Post-COVID): An Integrative Classification. Int J Environ Res Public Health. 2021;18(5):2621.
14. Ayuntamiento de Madrid. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid - Portal de datos abiertos del Ayuntamiento de Madrid [Internet]. 2022 [citado 24 de febrero de 2023]. Disponible en: <https://datos.madrid.es/sites/v/index.jsp?vgnextoid=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&idValorado=77e22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&action=addValoracion&puntuacion=5#votado>
15. Ikem RT, Enikuomihin AC, Soyoye DO, Kolawole BA. The burden of diabetic complications in subjects with type 2 diabetes attending the diabetes clinic of the Obafemi Awolowo University Teaching Hospital, Ile-Ife, Nigeria - a cross-sectional study. Pan Afr Med J. 2022;43:148.
16. INE. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Europea de Salud 2020 [Internet]. INE. 2020 [citado 24 de febrero de 2023]. Disponible en: <https://www.ine.es/dynt3/inebase/es/index.htm?type=pcaxis&path=/t15/p420/a2019/p01/&file=pcaxis>
17. Yang J, Bai R, Wang L, Feng X, Liu Y, Zhou M, et al. A Projection of Life Expectancy Based on the Global Burden of Disease Study 2019 – China, 1990–2030. China CDC Wkly. 2023;5(2):40-4.
18. WHO. Gender and women's mental health [Internet]. 2016 [citado 11 de enero de 2022]. Disponible en: <https://www.who.int/teams/control-of-neglected-tropical-diseases/yaws/diagnosis-and-treatment/mental-health-and-substances-use>
19. Henares-Montiel J, Ruiz-Pérez I, Sordo L. Salud mental en España y diferencias por sexo y por comunidades autónomas. Gac Sanit. 2020;34(2):114-9.
20. Sivan M, Parkin A, Makower S, Greenwood DC. Post-COVID syndrome symptoms, functional disability, and clinical severity phenotypes in hospitalized and nonhospitalized individuals: A cross-sectional evaluation from a community COVID rehabilitation service. J Med Virol. 2022;94(4):1419-27.
21. Boix V, Merino E. Síndrome post-COVID. El desafío continúa. Med Clin (Barc). 2022;158(4):178-80.

3.4.2 LIMITACIÓN CRÓNICA PARA LA ACTIVIDAD HABITUAL (LCA)

Introducción

La limitación crónica para la actividad habitual (LCA) se entiende como la experiencia vital autopercibida de tener alguna dificultad no puntual para llevar una vida normal. Esta situación, que afecta a una cuarta parte de la población de la UE según datos del año 2021¹, se usa como medida funcional de mala salud aportando una mirada hacia las consecuencias de la enfermedad, por lo que informa sobre la percepción de cualquier enfermedad crónica en el día a día². No obstante, ello no es indicativo de que las enfermedades crónicas sean la causa de muchas situaciones que afectan a personas que informan tener una LCA, aunque posiblemente sí se encuentren asociadas a ella. Las enfermedades crónicas están identificadas de forma específica, mientras que la LCA simplemente aporta la información (carácter autorreferencial) que ofrece la persona sin la necesidad de que haya habido un diagnóstico previo de cualquier enfermedad crónica, además de que el hecho de tener alguna diagnosticada no significa necesariamente que la misma se perciba como limitante para la persona que la padece.

El conocimiento de la frecuencia y las características de las personas que reconocen haber tenido que limitar grave o moderadamente su actividad habitual en los últimos 6 meses por un problema de salud crónico es fundamental para valorar el peso de las LCA en la población y calcular el indicador de años de vida saludable o la esperanza de vida en buena salud (EVBS), obteniéndose así el indicador global de limitación de la actividad (GALI, por sus siglas en inglés) que, junto a otros como, por ejemplo, de salud autopercibida y de morbilidad crónica, forman parte del estándar mínimo europeo de salud, además de informar de forma eficaz sobre las desigualdades sociales en la salud (DSS)³.

Por otro lado, las enfermedades de carácter crónico son discapacitantes para las personas, debiendo considerarse sus repercusiones en la salud pública por las alteraciones que generan, además a nivel social y familiar⁴. Las mismas son conceptualizadas como de carácter permanente, multicausales y requieren de cuidados durante un tiempo prolongado, además de tratamientos paliativos y de control⁵⁻⁹. De hecho, de entre todas las enfermedades de carácter crónico, la Organización Mundial de la Salud (OMS)⁶ señala principalmente a las enfermedades cardiovasculares y a la diabetes mellitus como enfermedades que constituyen el primer y el tercer problema de salud pública mundial, respectivamente, en cuanto a carga de morbilidad global.

Atendiendo a los datos presentados por la Encuesta Europea de Salud en España 2020 (EESE 2020)¹⁰, las enfermedades crónicas o de larga evolución se padecen de forma diferente entre hombres y mujeres, hallándose que en las mujeres se encuentran por orden de frecuencia la artrosis (19,7%), la tensión alta (19,1%) y el dolor de espalda crónico lumbar (17,1%), mientras que en el caso de los hombres están la tensión alta (19,0%), el colesterol alto (15,5%) y el dolor de espalda crónico lumbar (10,1%). Concretamente, se observa que el 49,3% de los hombres y el 59,1% de las mujeres de 15 o más años padecen alguna enfermedad o problema de carácter crónico, aumentando la prevalencia significativamente conforme se incrementa la edad, con cifras más altas en las mujeres. De hecho, la brecha de género existente en lo que concierne a la LCA es más baja en grupos de edades jóvenes (16-44 años), algo más elevada en los grupos que abarcan los 45-74 años y más alta en los de mayor edad (75-85 y más años), siendo en todo caso las mujeres las que notifican LCA con mayor frecuencia¹.

En el último Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid, el de 2018¹⁹, los problemas más frecuentemente referidos por las personas encuestadas fueron la hipercolesterolemia, la hipertensión arterial y la alergia crónica, constatándose que en todos ellos las prevalencias en las mujeres son sensiblemente mayores (aproximadamente un 3%, un 4% y un 5% más, respectivamente, que en los hombres).

Según la aproximación a la carga de enfermedad de la población de la ciudad de Madrid, con datos de 2017, la artrosis es el problema de salud que produce más pérdida de años de vida ajustados a discapacidad (AVAD) en la ciudad de Madrid, aunque en las mujeres esa pérdida se calcula en 2,3 veces más (tasa de AVAD de 103 años por 1.000 en ellas frente a 46 por 1.000 en ellos), mientras que el dolor cervical, el 2º en AVAD en mujeres y el 3º en hombres, presenta una tasa de AVAD mayor del doble en mujeres que en hombres (38 vs. 17, siempre por 1.000).



Los datos extraídos de Eurostat 2021³ muestran que el 25,2% de la población europea informa de experimentar alguna LCA, siendo el 7,6% de ellas de carácter severo. Además, en casi todos los países miembros de la UE se ha observado que los hombres presentan menos probabilidad de informar de una LCA. Concretamente, en España se aprecia que el 27,9% de sus ciudadanos y ciudadanas informan de LCA y un 5,3% manifiesta limitaciones graves. En el caso de los hombres, un 24,9% tienen una LCA, mientras que la prevalencia de las mujeres es más elevada, llegando a un 30,8%.

También es importante considerar la edad ya que se ha observado que, en el año 2021, las personas de 16 a 24 años reportaron tener LCA en el 7,7% de los casos, mientras que el porcentaje en personas mayores (85 y más años) aumentaba significativamente hasta el 73,6%. Con relación a ello, a nivel nacional se encuentra que el 19,4% de las personas de 65 y más años tienen limitaciones moderadas o graves en lo que se refiere a actividades relacionadas con el cuidado personal, mientras que el porcentaje se incrementa notablemente hasta el 42,2% cuando se refiere a actividades dirigidas al ámbito doméstico³. Además, aproximadamente la mitad de las personas mayores de 65 años residentes en la UE manifiestan tener LCA, si nos atenemos a los datos aportados en el año 2019¹.

Otro patrón que se encuentra, de manera consistente, es el hecho de que tanto las personas con ingresos económicos más altos como aquellas con una formación educativa más elevada refieren, en menor proporción, tener LCA³.

En lo que concierne a la ciudad de Madrid, en la anterior Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2017 (ESCM'17)¹¹ se encontró que casi un tercio de la población madrileña tenía LCA, observándose que era más frecuente en mujeres, a mayor edad, en las personas que tienen peores niveles de instrucción y en las que se encuentran en familias de clase más desfavorecida, siendo por lo tanto las variables de sexo, edad, formación educativa y clase social familiar cruciales de cara a explicar la LCA. Además, se observó que la tasa bruta de LCA de la ciudadanía madrileña (30,3%) era superior a la de la muestra nacional (22,8%), siendo ello notable en los grupos de personas jóvenes y adultas (15-44 años), aunque a partir de los 65 años cambiaba y resultaba ser mayor la tasa de la población española en comparación con la de Madrid capital¹⁹.

La pandemia de la COVID-19 ha tenido también efectos muy adversos sobre aquellas personas que presentaban algún problema de salud previo, ya sea físico, mental o emocional (p.ej. cardiopatías, diabetes, afecciones respiratorias, ansiedad, insomnio, depresión, estrés psicológico, etc.), siendo más susceptibles de presentar dificultades serias de salud o de morir por esa infección. La OMS aborda esta situación en el mundo¹² y en el capítulo sobre COVID-19 de este Estudio de Salud se analiza lo concerniente a la población madrileña.

De hecho, parece ser que el número de personas con enfermedades crónicas se incrementó en comparación con la situación previa a la pandemia hasta el desarrollo de la misma¹⁴ y probablemente con la percepción de LCA en muchas de las personas que padecían esos problemas. Concretamente, en lo que respecta a la salud mental, se ha encontrado que la COVID-19 ha llegado a multiplicar por tres la prevalencia de depresión, por cuatro la de ansiedad y por cinco la de los trastornos por estrés postraumático¹⁵, además de documentarse dentro de la literatura científica que la infección por SARS-CoV-2 incrementa casi al doble el riesgo de un primer diagnóstico psiquiátrico en comparación con lo que ocurre con otras enfermedades comunes¹⁶. Todo ello indica la importancia que ha tenido y generado la situación pandémica sobre la salud mental de las personas, tal y como señalan diferentes estudios recogidos en la bibliografía^{17,18} y este mismo en diferentes capítulos.

En el presente estudio se ha pretendido analizar la LCA en términos generales y según sus diferentes tipos (física, mental y ambas), así como su distribución en determinados grupos específicos, según ciertas variables de salud y de determinantes de la salud (sociales, de estilos de vida, del funcionamiento del sistema sanitario).

El segundo objetivo fue identificar la capacidad de algunos de esos determinantes para explicar la LCA, en términos generales, físicos o mentales.

Método

Fuentes de datos

Los resultados de este trabajo sobre la LCA se extrajeron de la ESCM'21, elaborada por Madrid Salud. La LCA es relevante porque a partir de ella, y como ya se ha expuesto anteriormente, se calculan las tasas de limitación por edades y sexos con las que, después, se ajustan las tablas de mortalidad para obtener el indicador seleccionado de esperanza de vida en buena salud (EVBS), que no es otro que la esperanza media de vida sin limitación para la actividad por un problema crónico.

Instrumentos

Para elaborar los análisis que se han realizado en este estudio se utilizaron varias preguntas de la ESCM'21. Para determinar la LCA se usó la pregunta: *“Durante al menos los últimos 6 meses, ¿en qué medida se ha visto limitado o limitada debido a un problema de salud para realizar las actividades que la gente habitualmente hace?”* (Respuestas: *“Gravemente limitado o limitada”*; *“Limitado o limitada, pero no gravemente”*; *“Nada limitado o limitada”*; *“No sabe”*; *“No contesta”*). De cara a conocer el tipo de LCA se preguntó: *“¿Qué tipo de problema es la causa de su dificultad para realizar las actividades que la gente habitualmente hace?”* (Respuestas: *“Físico”*; *“Mental”*; *“Ambos”*; *“No sabe”*; *“No contesta”*).

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados para la pregunta objeto de este estudio, considerándose tanto la LCA en términos generales (*“Limitado o limitada”*, *“No limitado o no limitada”*) como el tipo de la misma (*“físico”*, *“mental”*). Tanto para la limitación o no limitación como para sus tipos, se efectuó un análisis de prevalencias según el sexo, la edad, el sexo y la edad, la clase social ocupacional familiar, el grupo de distritos por nivel de desarrollo humano, el distrito de residencia, el nivel de estudios, la situación laboral, el estatus migratorio, la auto-percepción del estado de salud (AES), la presencia de enfermedades crónicas, las enfermedades crónicas más frecuentes, la satisfacción con la vida social, el sentimiento de soledad, la perspectiva de futuro, el diagnóstico y la gravedad de COVID-19, el consumo de medicamentos durante el último año, el ingreso mensual neto del hogar, las dificultades para llegar a fin de mes, los retrasos en pagos principales y el abandono por impago de la vivienda.

De manera adicional, en lo que concierne al tipo de LCA (física, mental o ambas), también se realizaron análisis de prevalencias por el cambio en la AES, el contar con alguien en caso de que se necesite, el malestar asociado al sentimiento de soledad, la actividad física durante el trabajo, la actividad física durante el tiempo libre, el uso habitual de Internet, llamadas o videollamadas, redes sociales y plataformas de mensajería, y el considerar que se emplea más tiempo del que se debiera a Internet, llamadas o videollamadas, redes sociales y plataformas de mensajería.

Posteriormente, se procede a hacer análisis bivariantes de las limitaciones generales (limitado o limitada, no limitado o no limitada) y del tipo de estas por separado y unidas (física, mental y ambas). Se incluyeron las siguientes variables de salud y sus determinantes, dicotomizadas y subgrupadas operativamente de la siguiente manera:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: sexo, edad, inmigración económica, situación laboral y dificultad para llegar a fin de mes.
- Psicosociales y de salud, como: depresión en el último año, ansiedad crónica en el último año, síndrome post COVID-19/COVID-19 persistente, enfermedad crónica, AES, cambio de AES, dificultad de acceso a asistencia médica por lista de espera demasiado larga desde el inicio de la pandemia, dificultad de acceso a la asistencia médica por colapso del sistema sanitario desde el inicio de la pandemia, rehusar o demorar la asistencia médica por miedo a infección de COVID-19, no poder permitirse atención médica por motivos económicos, no permitirse atención mental por motivos económicos, satisfacción con la sanidad pública de Madrid, aseguramiento sanitario, diagnóstico de COVID-19, gravedad de COVID-19, estatus vacunal para el SARS-CoV-2, perspectiva de futuro, satisfacción con la vida social, sentimiento de soledad, malestar asociado al sentimiento de soledad, contar con alguien en caso de necesidad, consumo de tabaco, consumo de vaper, consumo de cannabis, consumo de medicamentos (tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos fuertes), dificultades para llegar a fin de mes, abandono por impago de la vivienda, retrasos en pagos principales, preocupación por no tener suficientes alimentos para comer,

permitirse el consumo de proteínas (carne, pollo, pescado) cada dos días, haber sufrido algún tipo de violencia (laboral, pública, Internet, educativa, familiar), actividad física durante el trabajo, actividad física durante el tiempo libre, uso habitual de plataformas de mensajería, de redes sociales, de llamadas o videollamadas y de Internet, y considerar que se emplea más tiempo del necesario en plataformas de mensajería, en redes sociales, en llamadas o videollamadas y en Internet.

También se debe destacar que en los análisis bivariantes se añadieron otras variables de especial interés que no han sido dicotomizadas, pues de serlo se podría perder información relevante en relación a la LCA. Estas variables son las siguientes:

- Sociodemográficas y socioeconómicas, como: nivel de estudios, clase social ocupacional familiar y nivel de desarrollo del distrito.

Tras los análisis bivariantes, se elaboraron cuatro análisis multivariantes: LCA en términos generales, LCA por problemas físicos, LCA por problemas mentales y LCA por problemas físicos y mentales. Para ello, en cada análisis se somete a todas aquellas variables que muestran una relación estadísticamente significativa (Ji^2) en el análisis bivariante, a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo explicativo más simplificado e interpretable. Para las variables que se estudian en los modelos se establece como referencia la condición *a priori* más desfavorable para la salud de la persona. Los criterios para aceptar los modelos son que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcance la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus sea estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global de casos correctamente clasificado sea superior al 50%. En base a estos criterios y a la literatura previa se eliminan o introducen distintas variables, por el método de un solo paso, hasta obtener los modelos finales que se presentan.

Todos los análisis se realizaron con el programa estadístico SPSS.

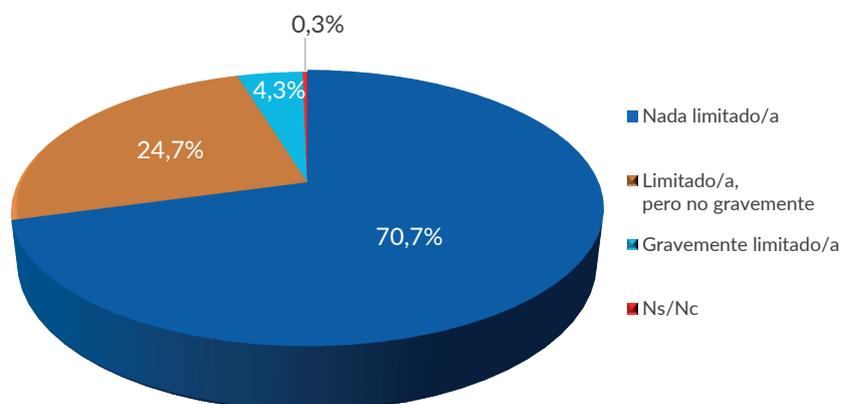
Resultados

Limitación crónica para la actividad habitual (LCA)

El 29,1% [IC95%=28,2-30,1] de las personas encuestadas se encuentran limitadas, siendo más alta la prevalencia de limitaciones en las mujeres, con un 32,5% [IC95%=31,1-33,8], que, en los hombres, con un 25,2% [IC95%=23,9-26,6]. Esta diferencia es estadísticamente significativa, si bien las tasas no están ajustadas por edad, ni en este ni en los análisis bivariantes que se comunican después.

En la **gráfica 1** se muestra la distribución en la que las personas encuestadas se han visto limitadas, durante al menos los 6 meses previos, debido a un problema de salud para realizar las actividades que habitualmente hacen. Como se puede observar, la mayoría de las personas (70,7%) informaron encontrarse nada limitadas frente al 29,1% que manifestaban estar limitadas (el 24,7% no de forma grave y el 4,3% gravemente limitadas).

Gráfica 1. Distribución de personas según LCA (N=8.400)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#)

La prevalencia de LCA por grupos de edad presenta una tendencia ascendente (**tabla 1**). No obstante, sólo existen diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de 65 y más años y los demás grupos.

Tabla 1. Prevalencia de LCA según grupos de edad, con sus IC95% (N=8.374)

Grupos de edad	Prevalencia de LCA	IC95%
15 a 29 años	25,7%	23,5-28,0
30 a 44 años	26,3%	24,5-28,3
45 a 64 años	28,7%	27,1-30,4
65 y más años	35,3%	33,2-37,4

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Si se analizan las prevalencias de LCA según edad y sexo, se encuentra que existen diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en todos los grupos de edad, excepto en el de 15-29 años, siendo las mujeres las que presentaron prevalencias más altas de LCA (**tabla 2**). En el caso de los hombres, no existen diferencias significativas entre los grupos de edad, mientras que para las mujeres sí, entre el grupo de 65 y más años y los grupos de menor edad.

Tabla 2. Prevalencia de LCA según grupos de edad y sexo, con sus IC95% (N=8.374)

Grupos de edad	Sexo	Prevalencia de LCA	IC95%
15 a 29 años	Hombre	22,7%	19,8-25,9
	Mujer	28,5%	25,3-31,8
30 a 44 años	Hombre	23,5%	21,0-26,2
	Mujer	29,1%	26,4-31,8
45 a 64 años	Hombre	25,8%	23,4-28,1
	Mujer	31,4%	29,1-33,8
65 y más años	Hombre	28,9%	25,8-32,2
	Mujer	39,4%	36,7-42,2

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por grupo de distritos, se encontraron prevalencias más altas de LCA a medida que disminuía el nivel de desarrollo de los distritos, siendo las diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de menor desarrollo y los demás grupos (**tabla 3**). En la **gráfica 2** se puede observar la prevalencia de LCA, ordenada de menor a mayor, en los diferentes distritos que componen la ciudad de Madrid.

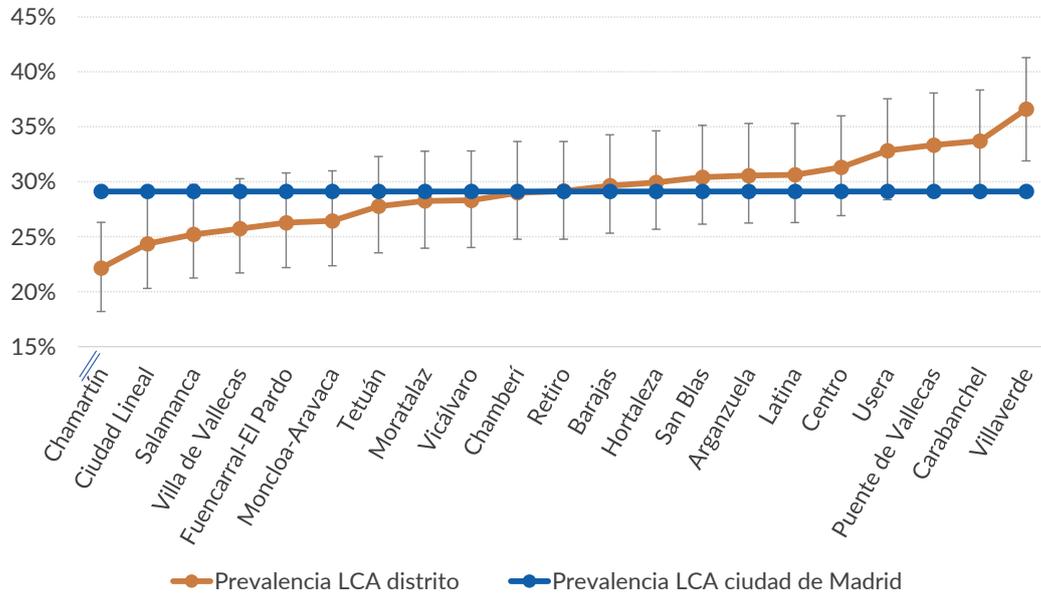
Tabla 3. Prevalencia de LCA según el nivel de desarrollo humano del distrito de residencia, con sus IC95% (N=8.374)

Nivel de desarrollo del distrito	Prevalencia de LCA	IC95%
Menor desarrollo	34,1%	31,8-36,5
Desarrollo medio-bajo	27,9%	26,3-29,6
Desarrollo medio-alto	29,0%	27,2-30,9
Mayor desarrollo	26,4%	24,3-28,6

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El distrito de Chamartín es el que muestra menor prevalencia (22,1%) respecto al resto de los distritos de la ciudad de Madrid y Villaverde la mayor prevalencia con un 36,6%, mientras que la media registrada en la ciudad fue de 29,1% (gráfica 2).

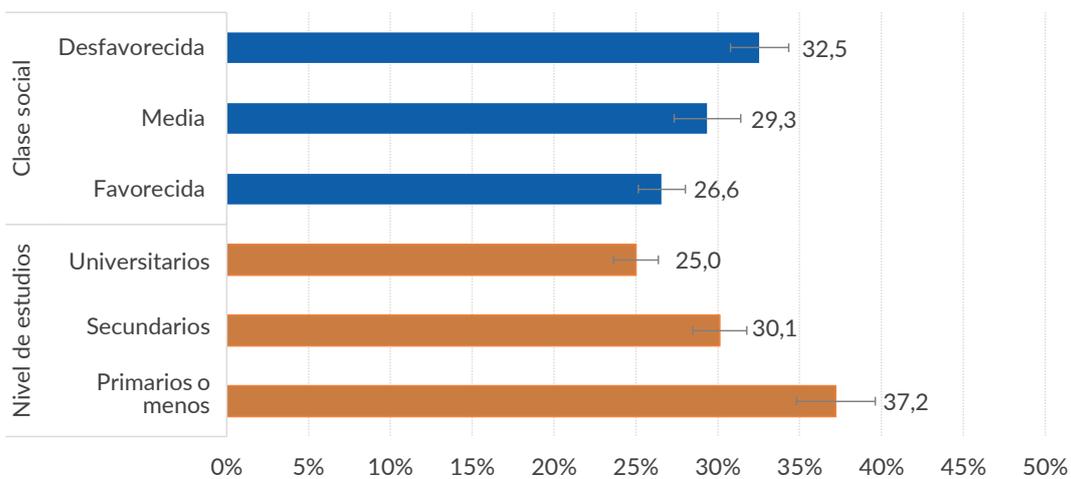
Gráfica 2. Prevalencia de LCA según distritos de la ciudad de Madrid, con sus IC95% (N=8.374)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por clase social ocupacional familiar (CSO) se encontró una tendencia hacia el aumento de la prevalencia de LCA a medida que disminuye la CSO, siendo las diferencias estadísticamente significativas entre la clase favorecida y la desfavorecida. Por nivel de estudios también existe una mayor prevalencia de LCA según disminuye el nivel educativo, encontrándose diferencias significativas entre los tres grupos (gráfica 3).

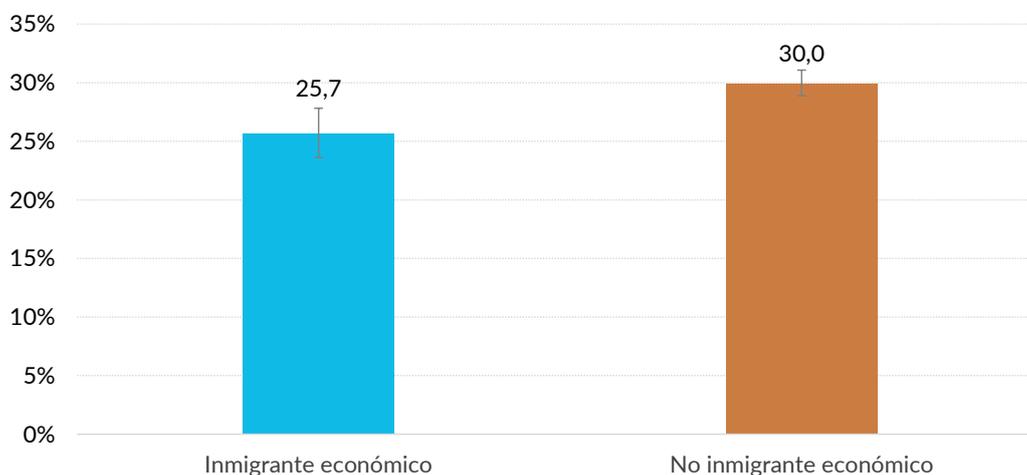
Gráfica 3. Prevalencia de LCA e IC95% según clase social ocupacional familiar (CSO) (N=8.241) y nivel de estudios (N=8.357)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con respecto al estatus migratorio, se observa que las personas no migrantes económicas destacan, de manera estadísticamente significativa, por reflejar una prevalencia más alta de LCA, frente a las inmigrantes económicas (migrante económico: 25,7% [IC95%=23,6-27,8]; no migrante económico: 30,0% [IC95%=28,9-31,1]) (gráfica 4).

Gráfica 4. Prevalencia de LCA según el estatus migratorio, con sus IC95% (N=8.374)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de la situación laboral, hubo mayor prevalencia de LCA en las personas pensionistas (44,5% [IC95%=37,6-52,0]), a diferencia de las que estaban en situación de paro en búsqueda activa de su primer empleo (15,1% [IC95%=5,9-34,9]), habiendo diferencias estadísticamente significativas entre estos dos grupos (tabla 4).

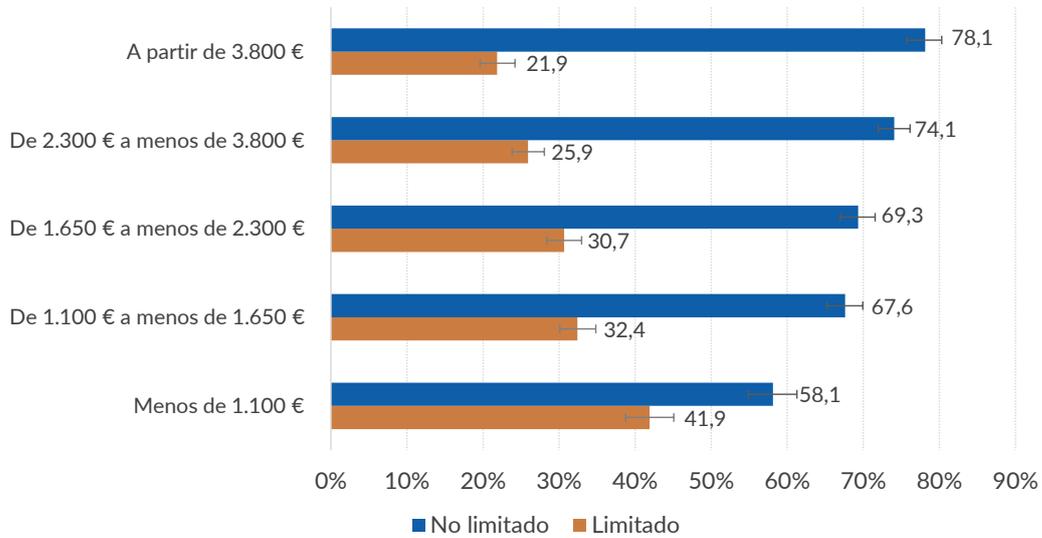
Tabla 4. Prevalencia de LCA según situación laboral, con sus IC95% (N=8.353)

Situación laboral	Prevalencia de LCA	IC95%
Trabaja	25,5%	24,3-26,7
ERTE	38,5%	24,7-52,3
ERE	23,2%	7,0-49,7
Jubilado/a o pensionista (anteriormente ha trabajado)	35,7%	33,5-38,0
Prejubilado/a	26,0%	16,4-37,2
Pensionista (anteriormente no ha trabajado)	44,5%	37,6-52,0
Parado/a y ha trabajado antes	34,3%	30,8-37,9
Parado/a y busca su primer empleo	15,1%	5,9-34,9
Estudiante	26,1%	22,4-30,2
Trabajo doméstico no remunerado	34,0%	28,1-40,0

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo al ingreso mensual neto del hogar, se observan claramente dos tipos de gradientes: encontrándose, por un lado, que las personas que no se sienten limitadas muestran mayores niveles de ingresos mensuales netos, frente a las personas con limitación que reflejan un gradiente en el sentido contrario, destacando por reflejar más frecuentemente menos ingresos mensuales netos (gráfica 5).

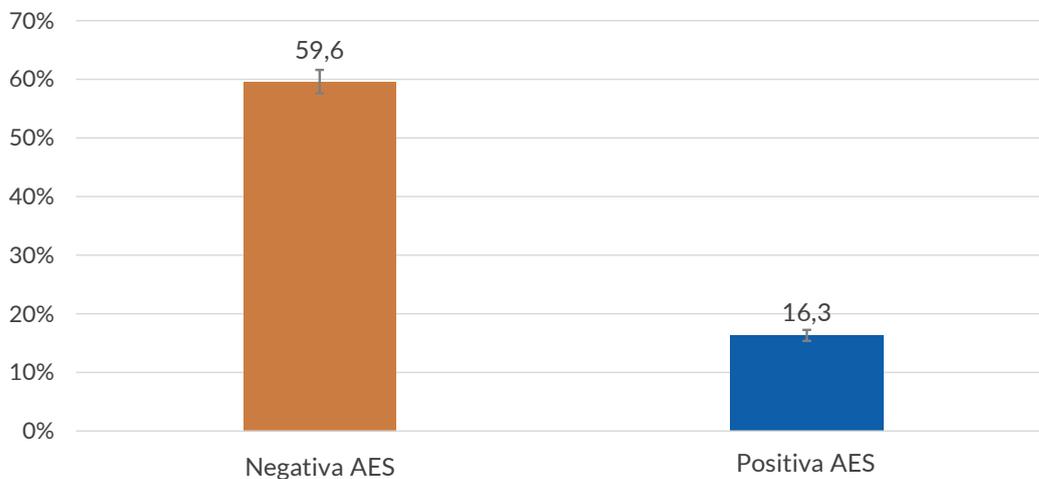
Gráfica 5. Distribución de frecuencias de LCA según el ingreso mensual neto del hogar, con sus IC95% (N=6.877)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo concerniente a la AES (**gráfica 6**), se percibe una prevalencia más elevada, y también con diferencias que alcanzan significación estadística, en las personas que informaron de una mala salud propia (59,6% [IC95%=57,6-61,6]) en comparación con aquellas que refieren una buena salud (16,3% [IC95%=15,4-17,3]).

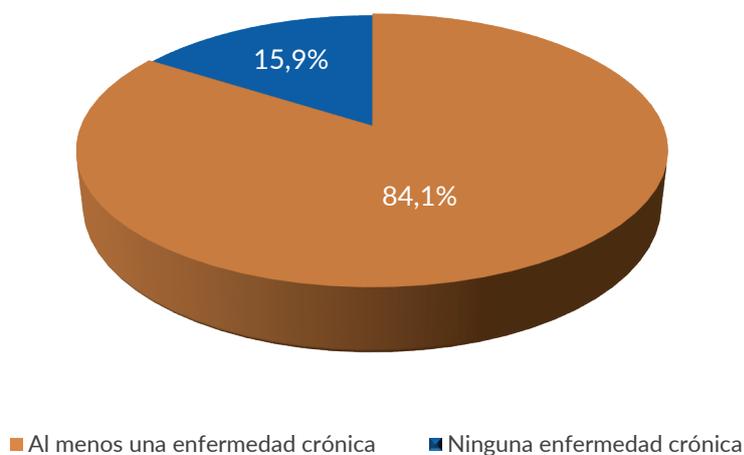
Gráfica 6. Prevalencia de LCA según la autopercepción del estado de salud (AES), con sus IC95% (N=8.240)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo relativo al hecho de padecer al menos una enfermedad crónica (**gráfica 7**), el 84,1% [IC95%=82,6-85,6] de las personas que tienen LCA referían padecer al menos una enfermedad crónica, mientras que esta prevalencia se redujo al 15,9% [IC95%=14,4-17,4] en quienes no manifestaron sufrir ninguna enfermedad crónica.

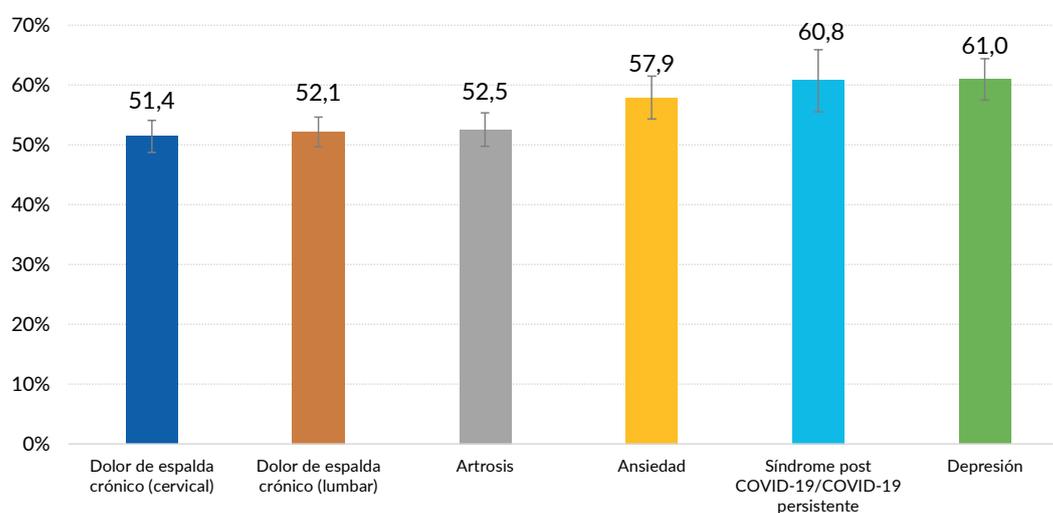
Gráfica 7. Prevalencia de LCA según enfermedad crónica (N=8.130)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de las enfermedades crónicas más frecuentes (**gráfica 8**), se observa una mayor prevalencia de LCA en las personas que, en el último año, sufrieron depresión, seguida de aquellas que reconocieron padecer síndrome post COVID o COVID persistente, ansiedad crónica, artrosis y dolores crónicos lumbares y cervicales de espalda, encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre las tres primeras y las dos últimas.

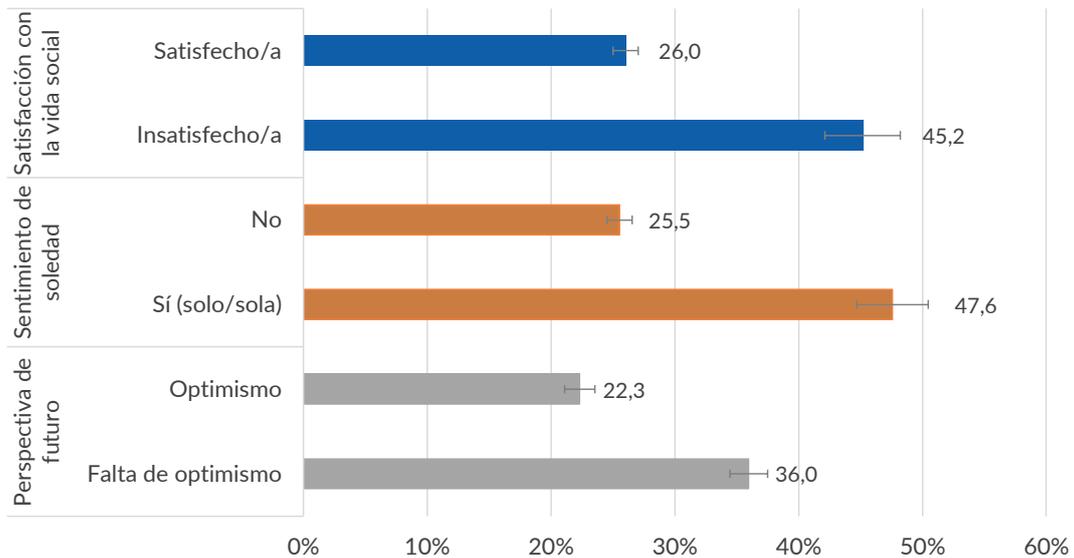
Gráfica 8. Prevalencia de LCA según presencia de las enfermedades crónicas más frecuentes, con sus IC95% (N=7.504)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 9** se puede apreciar que la prevalencia de LCA es significativamente más elevada en lo que se refiere a las dimensiones negativas de la satisfacción con la vida social, el sentimiento de soledad y la perspectiva de futuro, es decir, existe una mayor prevalencia de LCA en aquellas personas que se encuentran insatisfechas con su vida social, que se sienten solas y que muestran una falta de optimismo con relación a su futuro.

Gráfica 9. Prevalencia de LCA según satisfacción con la vida social (N=8.177), sentimiento de soledad (N=8.216) y perspectiva de futuro (N=8.155), con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por lo que respecta a la gravedad de la COVID-19 (tabla 5), se observan diferencias estadísticamente significativas entre aquellas personas que informaron haber pasado un COVID-19 grave (es decir, que requirió ingreso hospitalario y/o UCI) y las que pasaron la enfermedad con sintomatología leve o de manera asintomática, encontrándose una prevalencia más elevada de LCA en las primeras.

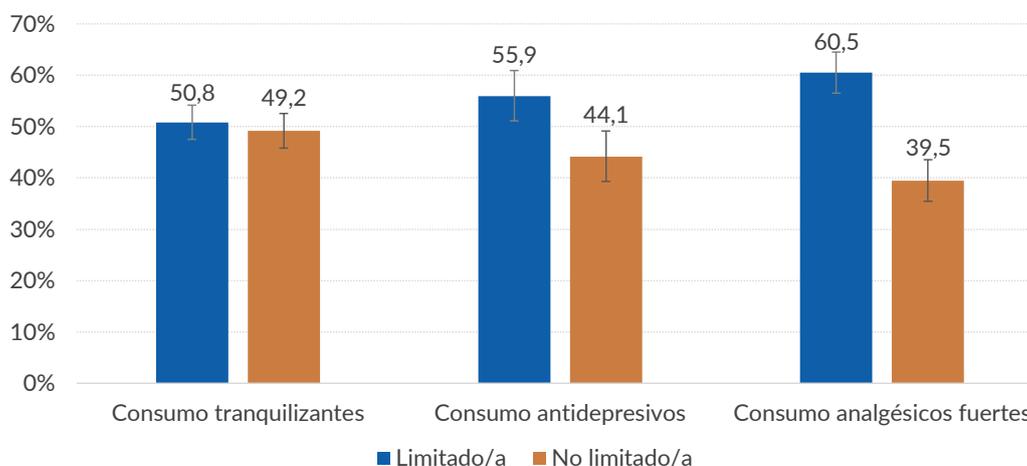
Tabla 5. Prevalencia de LCA según evolución de la COVID-19 (N=1.756) en supervivientes a la infección, con sus IC95%

Gravedad COVID-19	Prevalencia de LCA	IC95%
Grave	54,1%	47,7-61,9
Leve	29,1%	27,0-31,5

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de si una persona se encuentra limitada o no (gráfica 10), se percibe que el consumo de medicamentos durante el último año —ya sean tranquilizantes, antidepresivos o analgésicos potentes— aumenta en aquellas que informaron encontrarse limitadas, hallándose diferencias estadísticamente significativas en el consumo de antidepresivos (limitado/a: 55,9% [IC95%=51,1-61,0], no limitado/a: 44,1% [IC95%=39,3-49,2]) y analgésicos fuertes (limitado/a: 60,5% [IC95%=56,5-64,5], no limitado/a: 39,5% [IC95%=35,5-43,5]), especialmente en estos últimos.

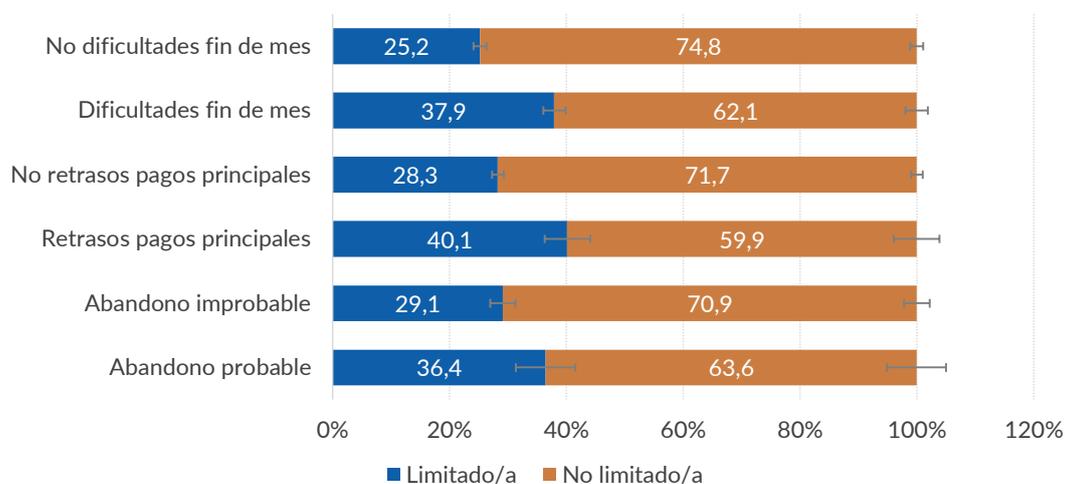
Gráfica 10. Distribución de LCA según el consumo de tranquilizantes (N=854), antidepresivos (N=387) y analgésicos fuertes (N=563) durante el último año, frecuencias con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Las mayores frecuencias de LCA se encuentran en las personas que refirieron retrasos en el pago de la vivienda o de capítulos generales que tienen que ver con ella (más de un 40%) (gráfica 11).

Gráfica 11. Distribución de frecuencias de LCA según dificultades para llegar a fin de mes (N=8.145), retrasos en pagos principales (N=8.259) y abandono por impago de la vivienda (N=2.001), con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Los análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa entre estar limitado/a y las siguientes variables: mujer, 65 y más años, estudios primarios o menos, CSO desfavorecida, distritos de menor desarrollo, no trabajar, negativa AES, cambio a peor en la AES, depresión durante el último año, ansiedad crónica durante el último año, tener al menos una enfermedad crónica, diagnóstico de COVID-19, pasar COVID-19 grave, síndrome post COVID o COVID persistente, tardar en recibir o carecer de asistencia médica por lista de espera demasiado larga, tardar en recibir o carecer de asistencia médica por colapso del sistema sanitario debido a la COVID-19, rehusar o posponer la asistencia médica por temor a infectarse de coronavirus, no atención médica por motivos económicos, no atención de salud mental por motivos económicos, insatisfacción con la sanidad pública de la ciudad de Madrid, no contar con aseguramiento sanitario, perspectiva de futuro pesimista, insatisfacción con la vida social, no contar con alguien cercano en caso de necesidad, consumo de tranquilizantes

durante el último año, consumo de antidepresivos durante el último año, consumo de analgésicos fuertes para el dolor durante el último año, sentimiento de soledad, abandono probable por impago de la vivienda, retrasos en pagos principales, dificultades para llegar a fin de mes, preocupación por no tener suficientes alimentos para comer, problemas en comer carne, pollo o pescado cada dos días, violencia laboral, violencia pública, violencia en Internet, violencia educativa, violencia familiar, no actividad física durante el tiempo libre y no uso habitual de Internet.

Se debe recordar lo anteriormente apuntado de que se tratan de análisis brutos, esto es, sin ajustar por edad, variable que en la LCA debemos considerar como definitiva. Por tanto y tras las evidencias referidas de las OR bivariantes que resultaron significativas (IC95% por encima de 1), se impone un marco de análisis en el que sea posible dicho ajuste, además de por otras variables posiblemente confusoras.

En la **tabla 6** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante, en cuyo modelo se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,257, lo que explica el 25,7% de la varianza de la LCA, y clasifica correctamente el 68,2% de los casos. Los resultados expresan que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones más explicativas del riesgo de presentar LCA son, de mayor a menor peso estadístico: cambio a peor en la AES y depresión en el último año. Tales condiciones aumentan aproximadamente tres veces el riesgo de sufrir LCA, destacando especialmente la mala AES en el modelo de RLM, aumentando en este caso el riesgo de limitación en casi tres veces más (**gráfica 12**). En cuanto al cambio en la AES, es difícil concluir en un análisis como este si la LCA le precedió o si, al contrario, fue primero el empeoramiento de la AES, por lo que las capacidades predictivas de este tipo de análisis quedan invalidadas en la práctica por la transversalidad de la información recogida en este tipo de estudio.

Tabla 6. Distribución de frecuencias de LCA, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según algunas variables de estudio

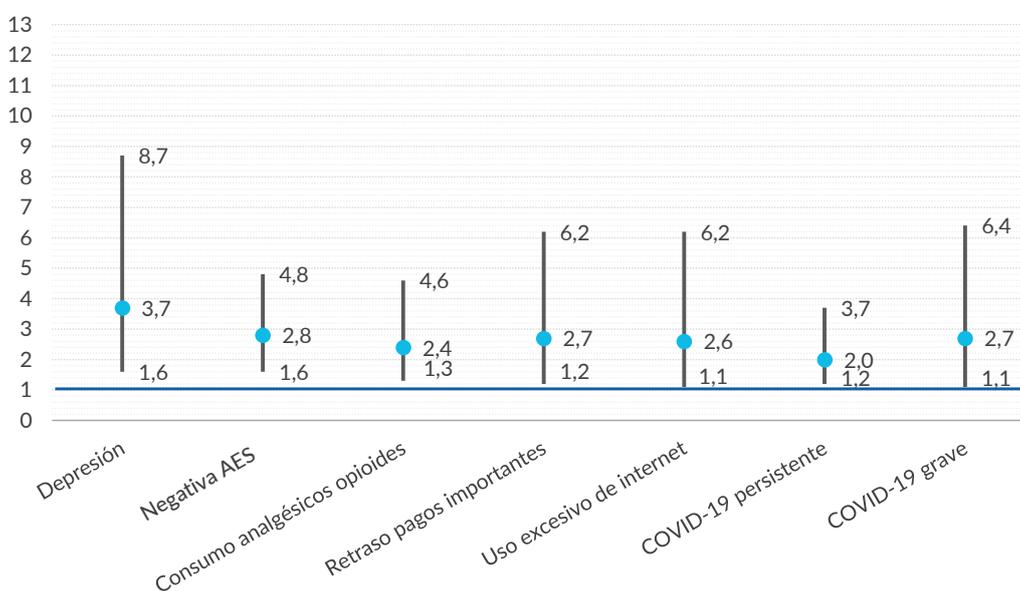
Variables		Limitación crónica para la actividad habitual (LCA)						
		N	n	%	N RLB	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		8.374	2.439	29,1	361			
Sexo	Mujer	4.522	1.468	32,5	216	1,2	0,7	2,0
	Hombre	3.852	971	25,2	145	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	1.474	379	25,7	81	1		
	30 a 44 años	2.121	559	26,3	109	0,8	0,4	1,6
	45 a 64 años	2.824	812	28,7	134	0,7	0,3	1,4
	65 y más años	1.955	680	35,3	37	1,9	0,7	5,6
Depresión en el último año	Sí	776	473	61,0	56	3,7*	1,6	8,7
	No	7.856	1.958	25,8	305	1		
Síndrome post COVID-19	Sí	334	203	60,8	120	2,1*	1,2	3,7
	No	7.998	2.214	27,7	241	1		
Gravedad COVID-19	Grave	186	102	55,1	48	2,7*	1,1	6,4
	Leve	1.570	458	29,1	313	1		
AES	Negativa	2.340	1.395	59,6	218	2,8*	1,6	4,8
	Positiva	5.899	962	16,3	143	1		
Cambio AES	Peor	1.987	1.122	56,5	279	5,6*	2,7	11,5
	Mejor	757	223	29,5	82	1		

Consumo de analgésicos fuertes	Sí	563	341	60,5	81	2,4*	1,3	4,6
	No	3.629	894	24,6	280	1		
Retrasos pagos	Sí	608	244	40,1	54	2,7*	1,2	6,2
	No	7.651	2.162	28,3	307	1		
Uso excesivo de internet	Sí	3.485	961	27,6	315	2,6*	1,1	6,2
	No	570	183	32,1	46	1		

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La regresión logística binaria multivariante incluyó 361 casos. (*) Odds ratio (OR) con significación estadística

Gráfica 12. Modelo de regresión logística binaria multivariante para LCA según variables de determinantes sociales y comorbilidad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 361 casos. OR con significación estadística. Variables especificadas: depresión durante el último año (referencia: no depresión durante el último año), síndrome post COVID o COVID persistente (referencia: no padecer síndrome post COVID o COVID persistente), COVID-19 grave (referencia: COVID-19 leve), negativa AES (referencia: positiva AES), consumo de analgésicos fuertes durante el último año (referencia: no consumo de analgésicos fuertes durante el último año), retrasos en pagos principales (referencia: no retrasos en pagos principales), uso excesivo de internet (referencia: no uso excesivo de internet). El empeoramiento de la AES se ha eliminado del gráfico (OR=5,6 [2,7-11,5])

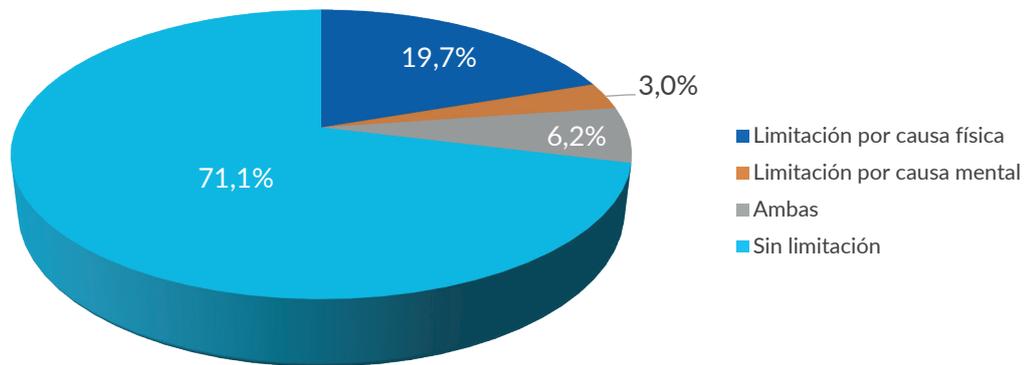
Resultados

Limitación crónica para la actividad habitual (LCA) según el tipo de problema que la causa

El 28,2% de las personas encuestadas presentaban LCA, siendo más alta la prevalencia por causas físicas (19,7% [IC95%=18,9-20,6]), seguido de LCA por causas físicas y mentales simultáneamente (6,2% [IC95%=5,7-6,7]) y LCA por causa de una enfermedad mental (3,0% [IC95%=2,7-3,4]).

Tanto presentar LCA por problemas físicos, como por ambos a la vez muestran mayores prevalencias en las mujeres (LCA física: 21,3% [IC95%=20,2-22,6]; ambas: 7,5% [IC95%=6,8-8,3]) que en los hombres (LCA física: 17,8% [IC95%=16,6-19,0]; ambas: 4,6% [IC95%=4,0-5,3]), encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos (gráfica 13).

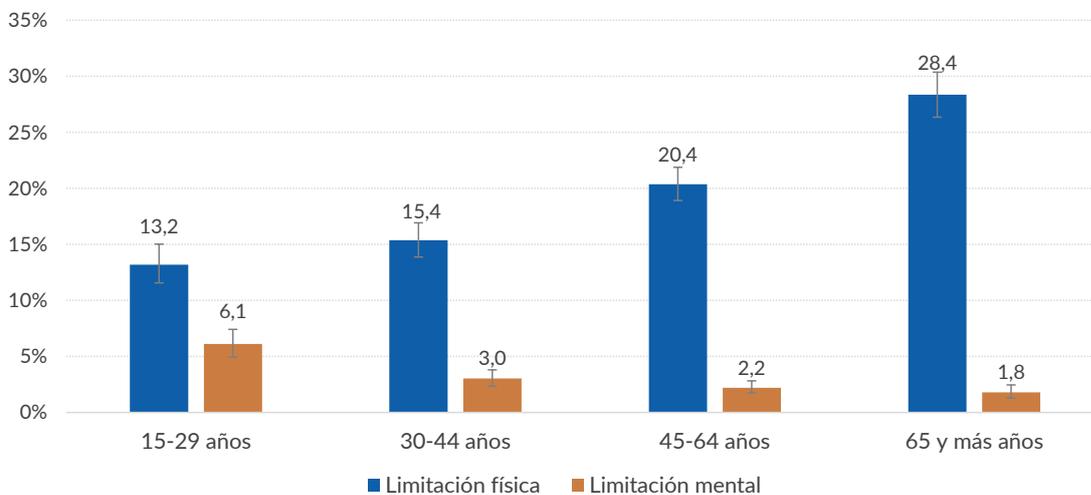
Gráfica 13. Distribución de la muestra según tipo de problema causante de la LCA (físico, mental o ambos) (N=8.357)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Atendiendo a los intervalos de edad (**gráfica 14**), se observan claramente dos gradientes, tanto para la LCA de origen físico como para la LCA de origen mental, encontrándose que a medida que avanza la edad mayor es la prevalencia de LCA de causa física, mientras que conforme se reduce la misma, mayor es el número de LCA de causa mental. Las diferencias estadísticamente significativas se encontraron especialmente entre el grupo de 65 y más años y el resto de los grupos de edad en lo que concierne a la LCA de causa física (28,4% [IC95%=26,4-30,4]), mientras que en la LCA de causa mental se dieron diferencias significativas de manera contraria, es decir, entre el grupo de 15-29 años (6,1% [IC95%=5,0-7,4]) y el resto de los grupos de edad.

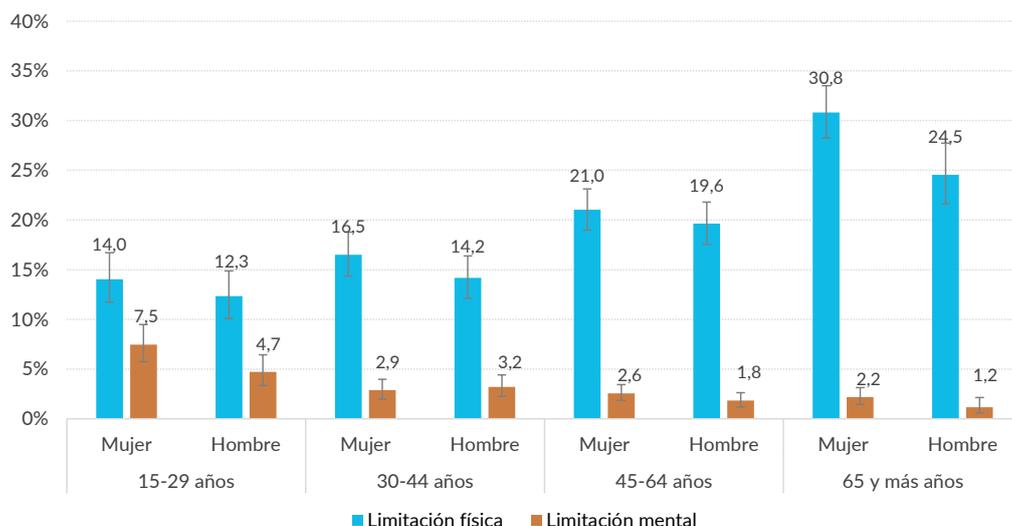
Gráfica 14. Prevalencia de LCA de causa física y mental según grupos de edad, con sus IC95% (N=8.357)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo que se refiere a las prevalencias por edad y sexo (**gráfica 15**), se aprecia que, en términos generales, las mujeres presentaban con mayor frecuencia cualquier tipo de limitación. Además, se observa claramente un gradiente en lo que se refiere a la LCA física conforme avanza la edad, mientras que para la LCA mental el gradiente es inverso. Por otro lado, es destacable la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre mujeres y hombres de 65 y más años en lo que respecta a la LCA por problemas físicos, destacando las primeras (30,8% [IC95%=28,2-33,5]) frente a los segundos (24,5% [IC95%=21,6-27,7]).

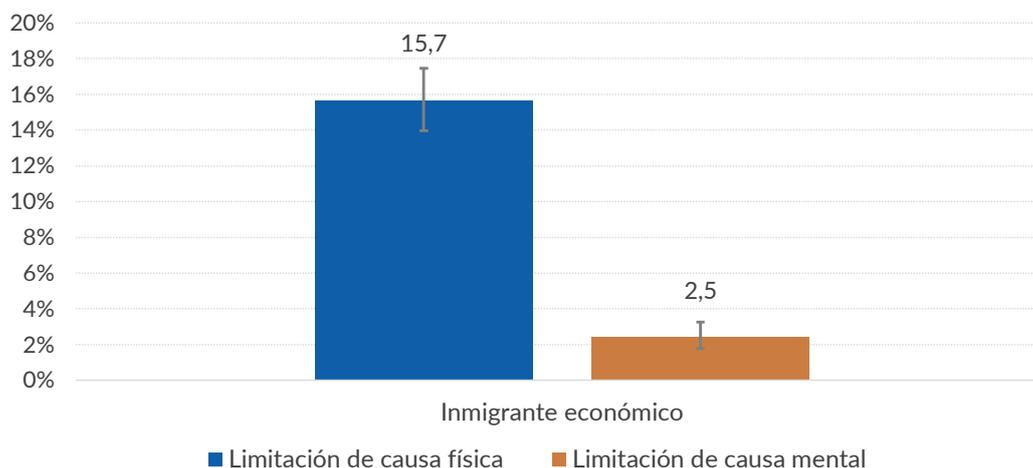
Gráfica 15. Prevalencia de LCA por causas físicas y mentales según edad y sexo, con sus IC95% (N=8.357)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto al estatus migratorio (**gráfica 16**), se hallaron diferencias significativas entre las personas inmigrantes económicas que informan de LCA por problemas físicos (15,7% [IC95%=14,0-17,5]) frente a los mentales (2,5% [IC95%=1,8-3,3]), que se encontraron en menor proporción. Se constata que la prevalencia de LCA de causa física es más baja significativamente en esta población que en la población general (19,7% [IC95%=18,9-20,6]) en cuatro puntos, mientras que para la limitación de origen mental las diferencias con el conjunto de la población (3,0% [IC95%=2,7-3,4]) no eran significativas.

Gráfica 16. Prevalencia de LCA por causa física y mental en población migrante por motivos económicos, con sus IC95% (N=8.357)

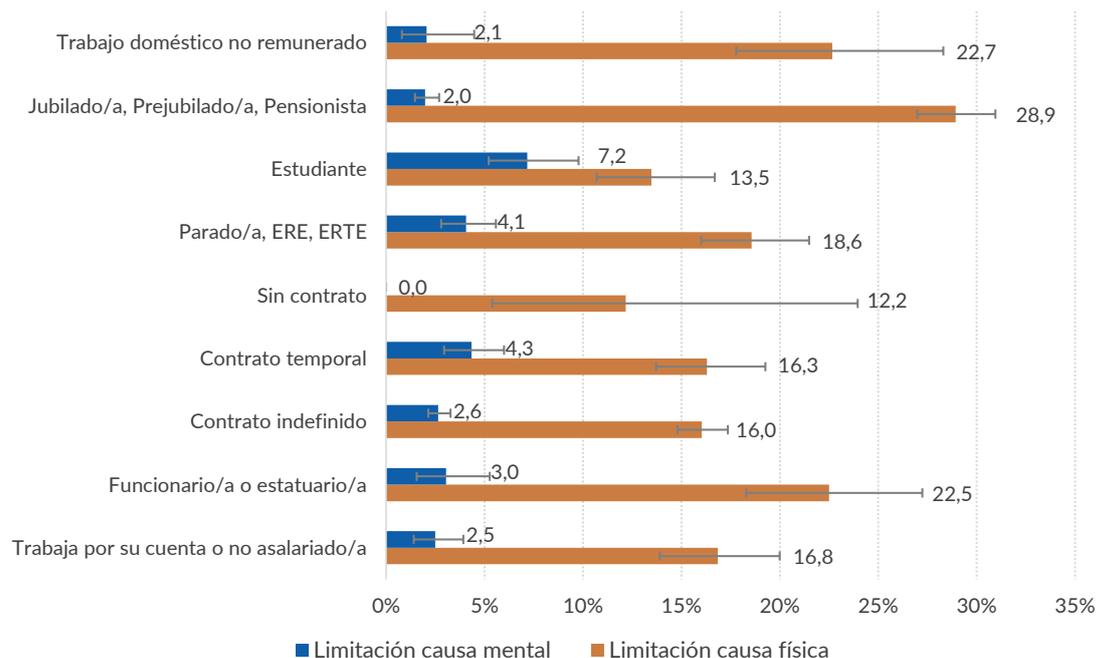


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 17** se observa una mayor prevalencia de LCA de origen físico en las personas jubiladas, prejubiladas o pensionistas (28,9% [IC95%=27,0-30,9]), mostrando diferencias estadísticamente significativas con el resto de grupos, a excepción de las personas que cuentan con un trabajo doméstico no remunerado (22,7% [IC95%=17,8-28,3]) y las funcionarias o estatuarías (22,5% [IC95%=18,3-27,2]), las cuales conforman los otros dos grupos de trabajo con prevalencias mayores de limitación por esa causa. Además, los grupos que tuvieron prevalencias más bajas de LCA de causa física son las personas sin contrato (12,2% [IC95%=5,4-24,0]) y las que eran estudiantes (13,5% [IC95%=10,7-16,7]).

Por otro lado, en lo que respecta a la LCA de causa mental, destacaron las personas estudiantes (7,2% [IC95%=5,2-9,8]) por presentar una prevalencia más elevada en comparación con el resto de grupos, con diferencias estadísticamente significativas con la mayoría de los grupos, a excepción de las personas que tenían un contrato temporal (4,3% [IC95%=2,9-6,0]), las que estaban en paro, ERE o ERTE (4,1% [IC95%=2,8-5,6]) y las personas funcionarias o estatuarías (3,0% [IC95%=1,6-5,3]) que, por el mismo orden en el que han sido citadas, presentan las prevalencias más altas. En este caso, las personas sin contrato son el único grupo que no tenía ningún tipo de limitación por un problema mental (0,0%).

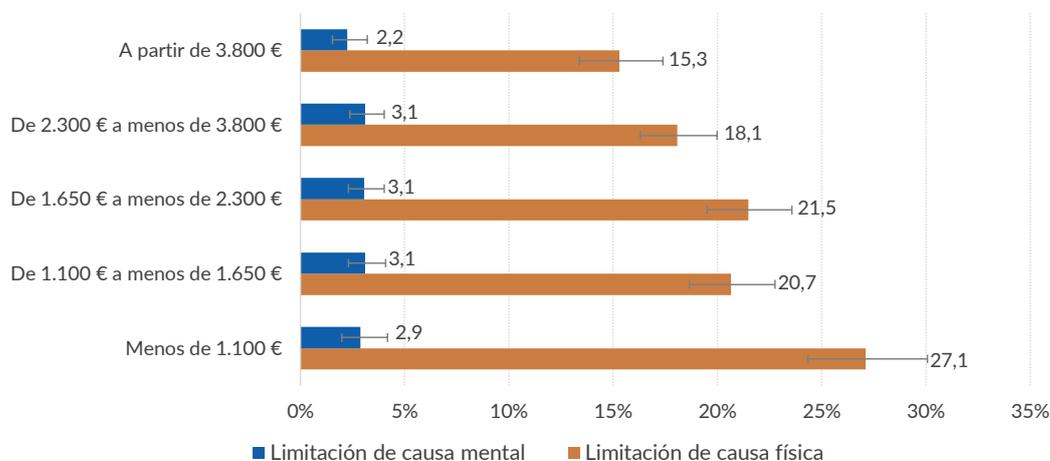
Gráfica 17. Prevalencia de LCA de causa física y mental según situación laboral, con sus IC95% (N=8.308)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función del ingreso mensual neto (gráfica 18), se observa que a menor nivel de ingresos mayor es la prevalencia de LCA de carácter físico, mientras que, en el caso de las LCA de carácter mental, se mantienen cifras bastante similares en los diferentes grupos representados, sin encontrarse diferencias significativas y destacando las personas que percibían ingresos mensuales de 3.800 € en adelante con una prevalencia de limitación por problemas mentales más baja. Concretamente, en lo concerniente a la LCA de causa física, se hallaron diferencias estadísticamente significativas en las personas que percibían menos de 1.100 € al mes (27,1% [IC95%=24,3-30,1]) en comparación con el resto de los grupos según su renta.

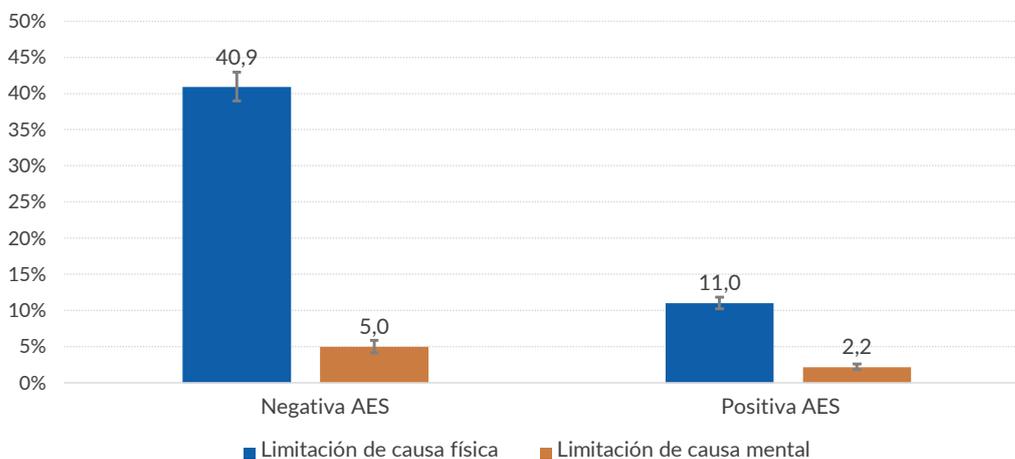
Gráfica 18. Prevalencia de LCA de causa física y mental según el ingreso mensual neto del hogar, con sus IC95% (N=6.866)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En lo que se refiere a la AES (**gráfica 19** y **gráfica 20**), se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre las personas que presentan tanto limitación de origen físico como mental, ya sea en la AES a nivel general como en el cambio de la misma, y entre las personas con cada tipo de LCA entre sí en los diferentes grupos de la AES, a excepción de las personas limitadas por problemas mentales en lo que se refiere al cambio de la AES, ya sea tanto a mejor como a peor.

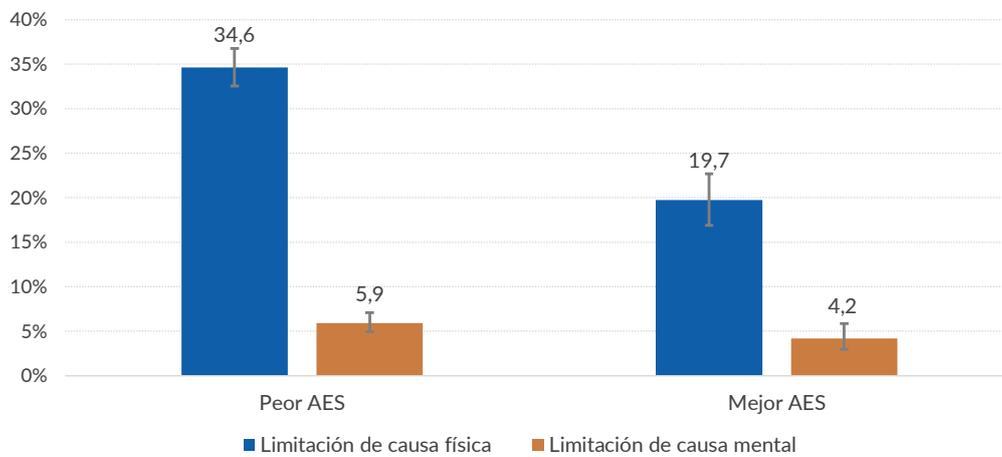
Gráfica 19. Prevalencia de LCA de causa física y mental según la autopercepción del estado de salud (AES), con sus IC95% (N=8.223)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



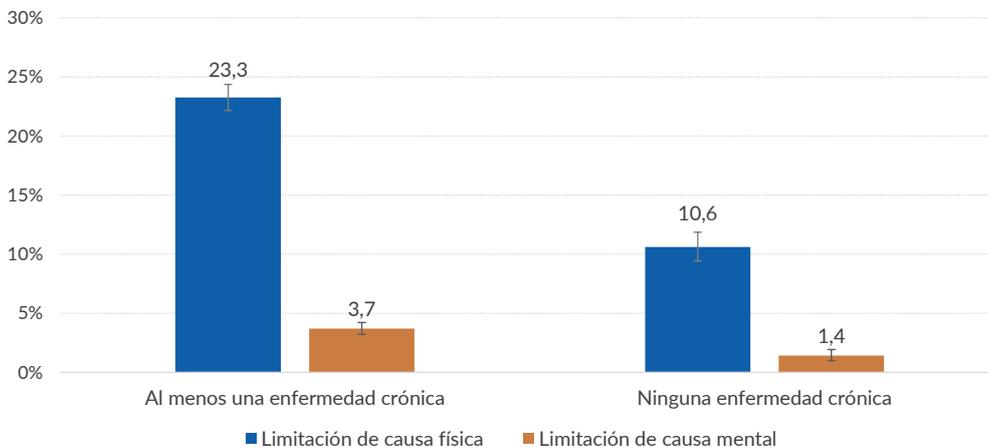
Gráfica 20. Prevalencia de LCA física y mental según el cambio en la autopercepción del estado de salud de antes a después del inicio de la pandemia (AES), con sus IC95% (N=2.652)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de si se padece o no al menos una enfermedad crónica (**gráfica 21**), se hallaron diferencias estadísticamente significativas si se comparan todos los grupos, ya sea de aquellas personas que informaban tener al menos una enfermedad crónica y aquellas que manifestaron no presentar ninguna, independientemente de si expresan tener una limitación física o mental.

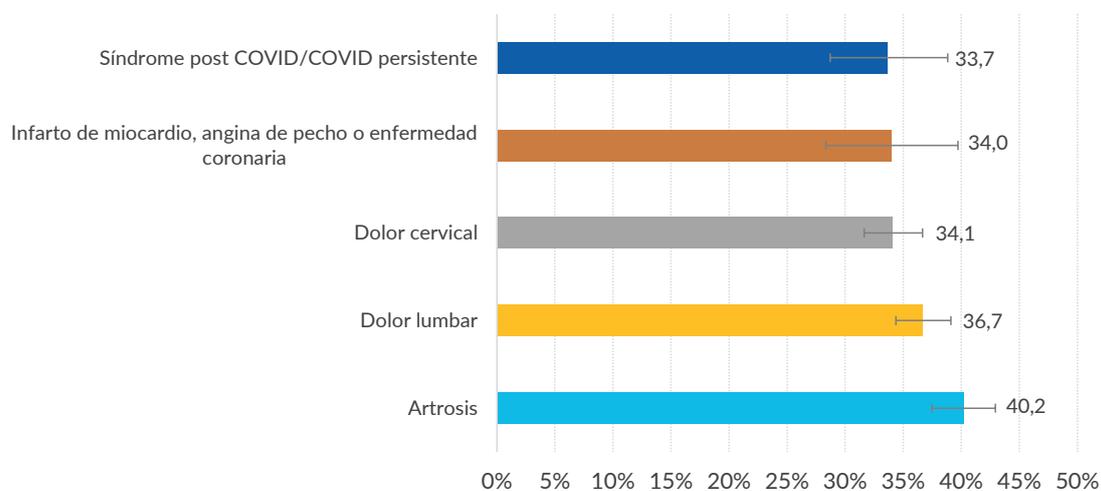
Gráfica 21. Prevalencia de LCA de causa física o mental según presencia de al menos una enfermedad crónica, con sus IC95% (N=8.116)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de la presencia de alguna de las más frecuentes enfermedades crónicas diagnosticadas y referidas (**gráfica 22**), se ve una mayor prevalencia de limitación de tipo físico al sufrir artrosis (40,2% [IC95%=37,5-42,9]), sin encontrarse diferencias significativas frente al resto de las enfermedades crónicas que le siguen.

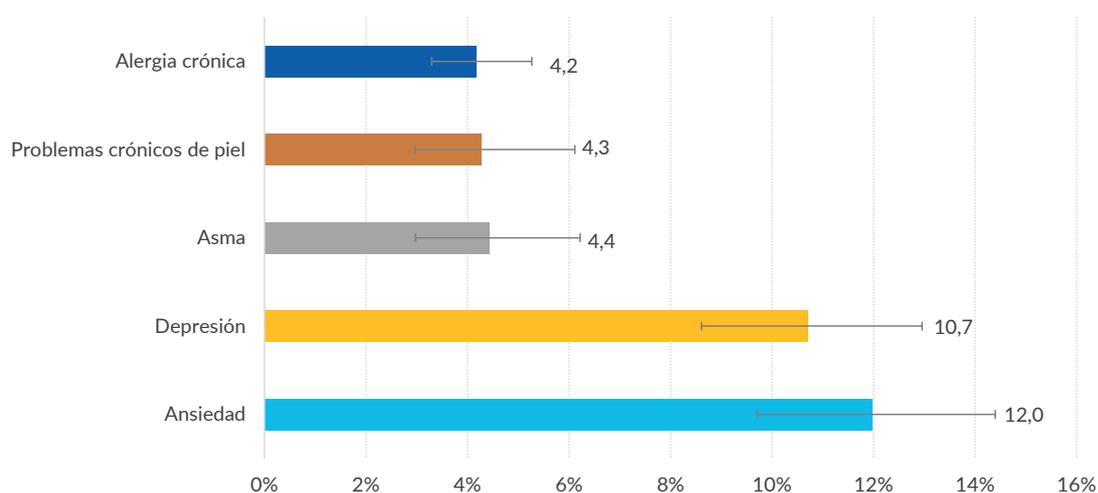
Gráfica 22. Prevalencia de LCA de causa física según las enfermedades crónicas más frecuentes, con sus IC95% (N=4.893)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con respecto a la limitación crónica referida como de causa mental (**gráfica 23**), las dos enfermedades crónicas que mayor prevalencia de este tipo de limitación presentaban fueron la ansiedad (12,0% [IC95%=9,7-14,4]) y la depresión (10,7% [IC95%=8,6-13,0]), mostrando diferencias estadísticamente significativas frente a las otras enfermedades crónicas analizadas.

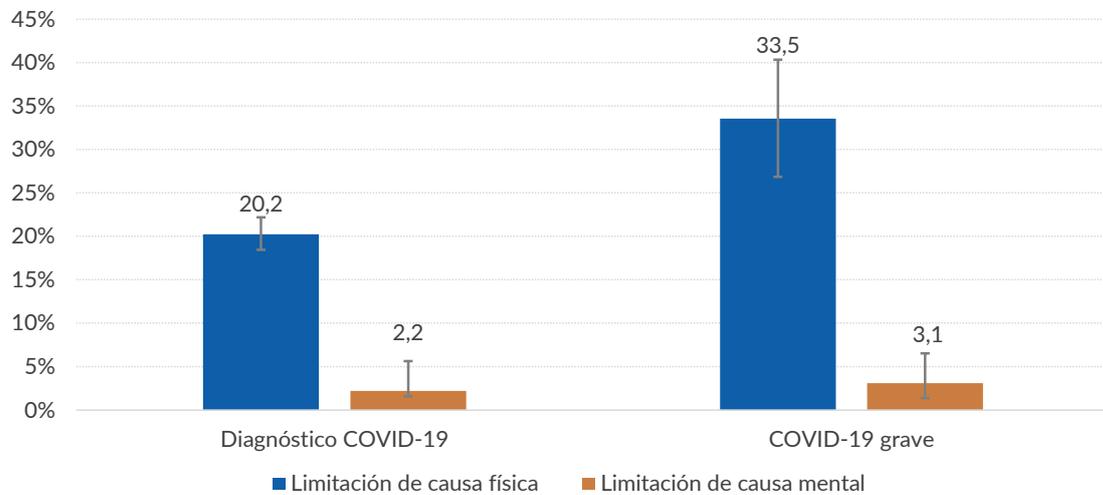
Gráfica 23. Prevalencia de LCA por causa mental según las enfermedades crónicas más frecuentes, con sus IC95% (N=607)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tanto en lo que se refiere al diagnóstico de COVID-19 como a la gravedad del mismo (**gráfica 24**), se observa que quienes han pasado una COVID-19 grave son quienes mayor prevalencia de limitación de causa física tuvieron (33,5% [IC95%=26,9-40,3]), más alta que la de quienes pasaron la infección con sintomatología no grave, es decir, que no requirió hospitalización, (20,2% [IC95%=18,4-22,2]), con diferencias estadísticamente significativas.

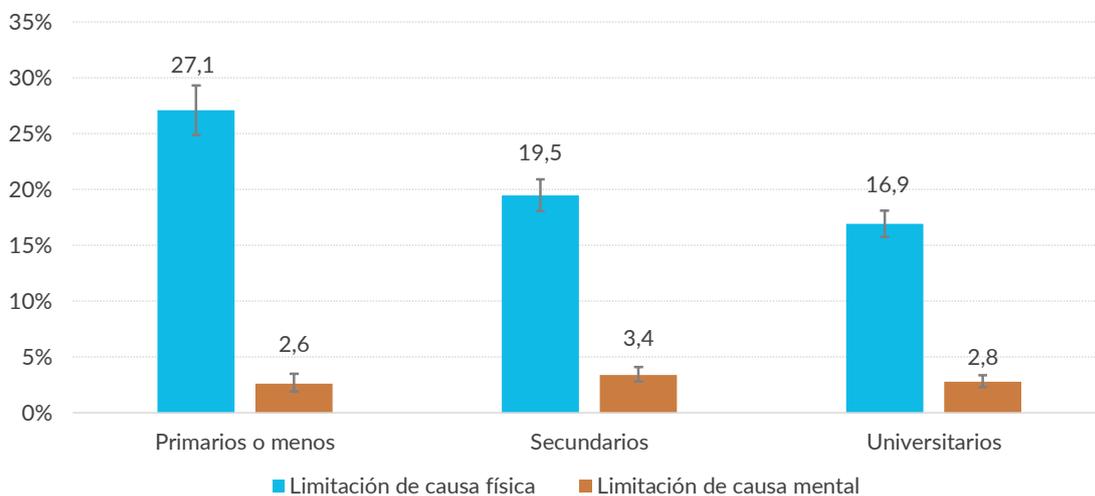
Gráfica 24. Prevalencia de LCA de causa física y mental según diagnóstico de COVID-19 (N=8.314) y gravedad de COVID-19 (N=1.749), con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto a la formación educativa (**gráfica 25**), se observa claramente un gradiente descendente en la medida en que avanza el nivel de estudios en lo que a la LCA de causa física se refiere, mientras que en el caso de LCA de causa mental los datos se mantienen bastante estables en los diferentes tipos de instrucción. Por otro lado, se encontraron diferencias que alcanzaron la significación estadística entre las personas con estudios primarios o menos (27,1% [IC95%=24,9-29,3]) y otros niveles educativos, en lo concerniente a la LCA de causa física.

Gráfica 25. Prevalencia de LCA de causa física y mental según nivel de estudios, con sus IC95% (N=8.340)

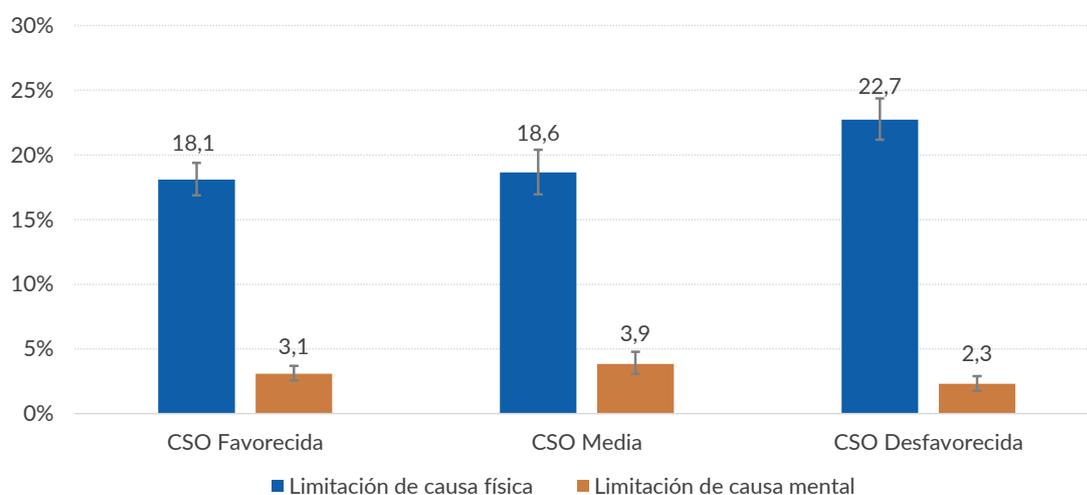


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En función de la CSO (**gráfica 26**), se puede ver un gradiente ascendente en lo concerniente a la LCA de causa física, pues cuanto más desfavorecida es la CSO, más alta es la prevalencia de LCA de ese tipo, encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de clase social favorecida (18,1% [IC95%=16,9-19,4]) y media (18,6% [IC95%=16,9-20,4]) con respecto a las personas de clase desfavorecida (22,7% [IC95%=21,2-24,4]). Por su parte, en lo que concierne a la LCA de causa mental, se apreciaron diferencias significativas entre la clase social media (3,9% [IC95%=3,1-4,8]) y la desfavorecida (2,3% [IC95%=1,8-2,9]), destacando la primera con una prevalencia más elevada.

[Volver al Índice](#) 

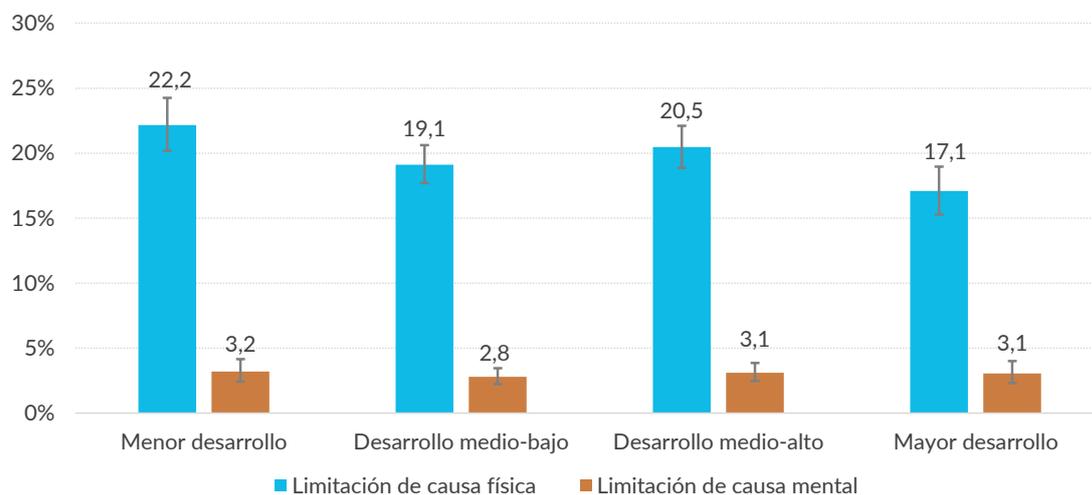
Gráfica 26. Prevalencia de LCA de causa física y mental según la clase social ocupacional familiar, con sus IC95% (N=8.224)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En relación al grupo de desarrollo de los diferentes distritos (**gráfica 27**), según los IC95% de las tasas de prevalencia se apreciaron diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de menor desarrollo (22,2% [IC95%=20,2-24,3]) y el de mayor desarrollo (17,1% [IC95%=15,3-19,0]) en lo concerniente a la LCA de causa física, hallándose una prevalencia más alta de la misma en los distritos de menor desarrollo. Por otro lado, en lo que se refiere a la LCA de causa mental, las prevalencias se mantienen bastante estables en unos distritos y otros, sin encontrarse diferencias significativas entre los mismos.

Gráfica 27. Prevalencia de LCA de causa física y mental según el grupo de distritos por desarrollo, con sus IC95% (N=8.357)

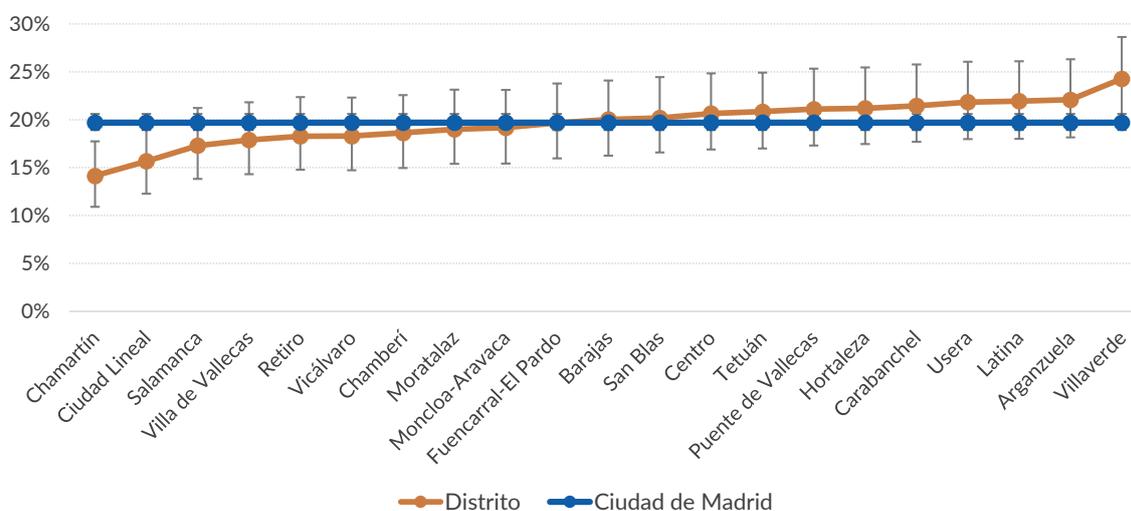


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El distrito de Chamartin (14,1%) fue el que tuvo la menor prevalencia de LCA de causa física respecto al resto de distritos de la ciudad de Madrid, siendo Villaverde (24,3%) el que registraba la prevalencia más alta (**gráfica 28**), por debajo y por encima de la media de la ciudad, respectivamente.



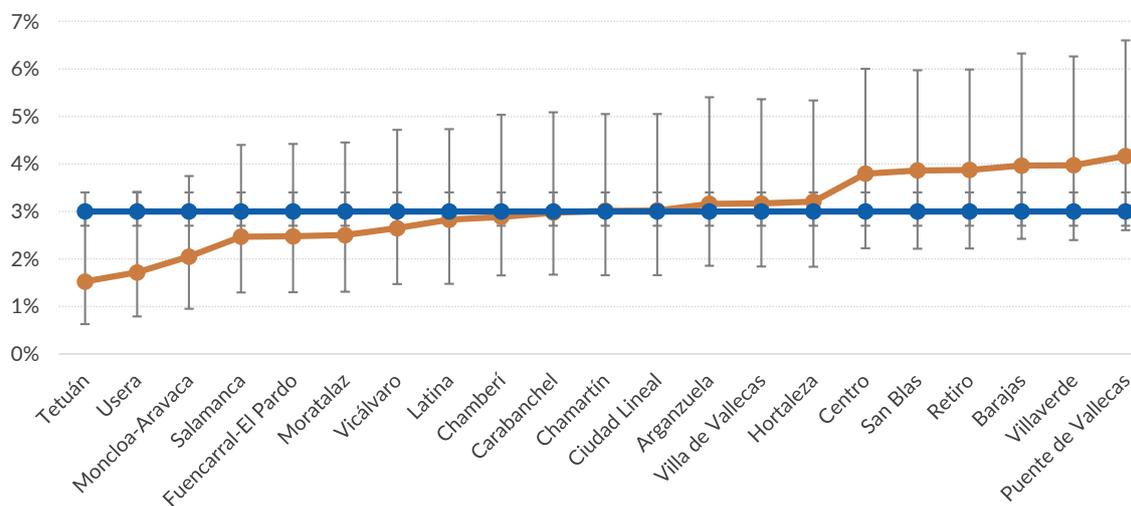
Gráfica 28. Prevalencia de LCA de causa física según distrito (ciudad de Madrid), ordenados de menor a mayor prevalencia, con sus IC95% (N=8.357)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El distrito de Tetuán (1,5%) era el que tenía menor prevalencia de LCA de causa mental respecto al resto de distritos de la ciudad de Madrid, siendo Puente de Vallecas (4,2%) el de mayor (gráfica 29), por debajo y por encima de la media registrada en la ciudad, respectivamente.

Gráfica 29. Prevalencia de LCA de causa mental según distrito (ciudad de Madrid), ordenados de menor a mayor prevalencia, con sus IC95% (N=8.357)

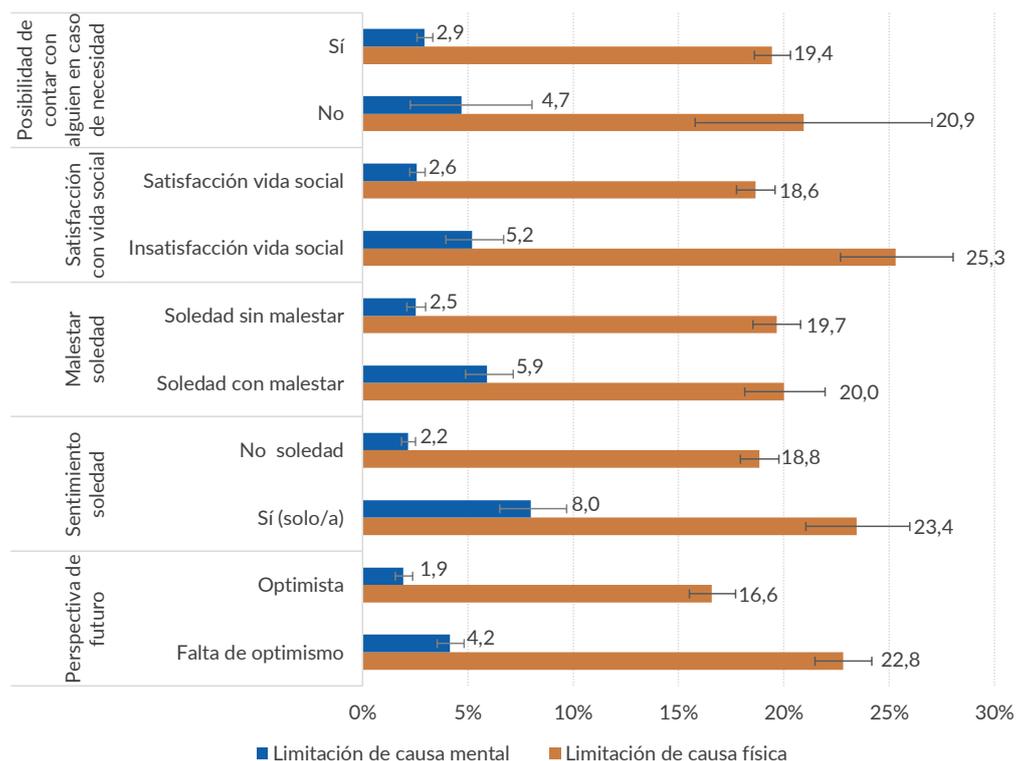


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la gráfica 30 se puede observar que las personas insatisfechas con su vida social tuvieron altas limitaciones por causas físicas (25,3% [IC95%=22,7-28,0]), mostrando diferencias estadísticamente significativas con la mayoría del resto de grupos representados, a excepción de las personas que informaron encontrarse solas (23,4% [IC95%=21,0-26,0]), con falta de optimismo (22,8% [IC95%=21,5-24,2]) o que no podían contar con alguien en caso de necesidad (20,9% [IC95%=15,8-27,0]). En lo que respecta a la LCA por problemas mentales, destacan por su elevada prevalencia las personas que manifestaron encontrarse solas (8,0% [IC95%=6,5-9,7]), seguidas de las que relatan malestar asociado a la soledad (5,9% [IC95%=4,9-7,1]), insatisfacción con su vida social (5,2% [IC95%=4,0-6,7]) y no contar con alguien en caso de necesidad (4,7% [IC95% = 2,2-8,1]).

Por otro lado, las prevalencias más bajas tanto de limitaciones por causas físicas (16,6% [IC95%=15,5-17,7]) como por causas mentales (1,9% [IC95%=1,6-2,4]), se hallan en aquellos sujetos que manifestaron tener una perspectiva optimista sobre su futuro. También cabe resaltar que las personas que tuvieron prevalencias más altas de limitaciones, tanto de causas físicas como mentales, son los que reconocen la situación más adversa de la variable que se analiza.

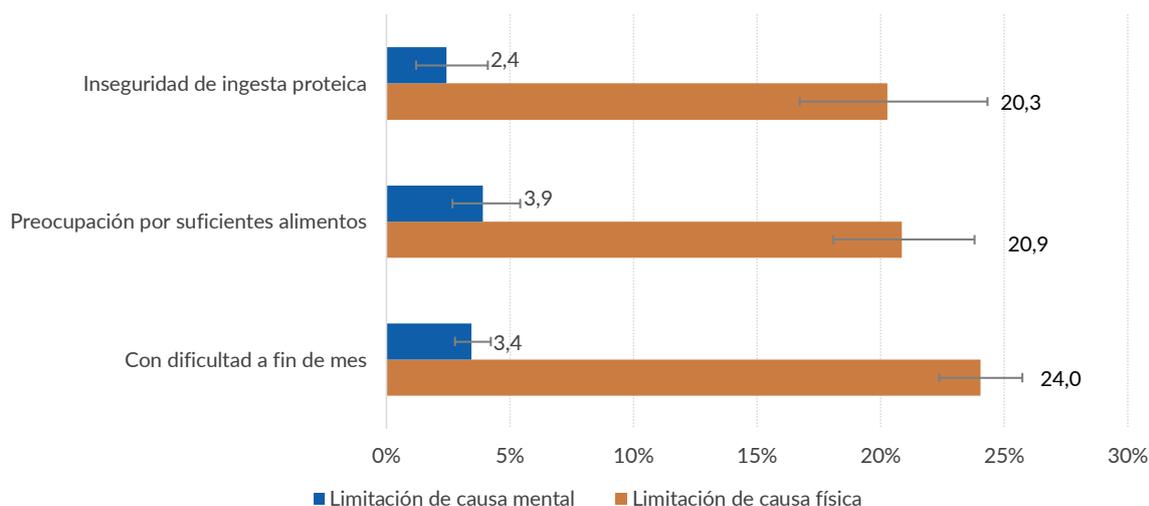
Gráfica 30. Prevalencia de LCA por causa mental y física según la posibilidad de contar con alguien en caso de necesidad (N=8.233), la satisfacción con la vida social (N=8.160), el malestar asociado a la soledad (N=6.384), el sentimiento de soledad (N=8.200) y la perspectiva de futuro (N=8.138), con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 31** se aprecia que quienes reconocen dificultades para llegar a fin de mes presentan las prevalencias más altas de LCA por causas físicas de los grupos analizados según distintos tipos de precariedad (24,0% [IC95%=22,4-25,7]), mientras que aquellos individuos con preocupación por no tener suficientes alimentos son los que alcanzaron prevalencias superiores de LCA por causas mentales (3,9% [IC95%=2,7-5,4]).

Gráfica 31. Prevalencia de LCA por causas mentales y físicas según inseguridad de ingesta proteica (N=8.357), preocupación por disponer de alimentos (N=8.272) y dificultades para llegar a fin de mes (N=8.128), con sus IC95%

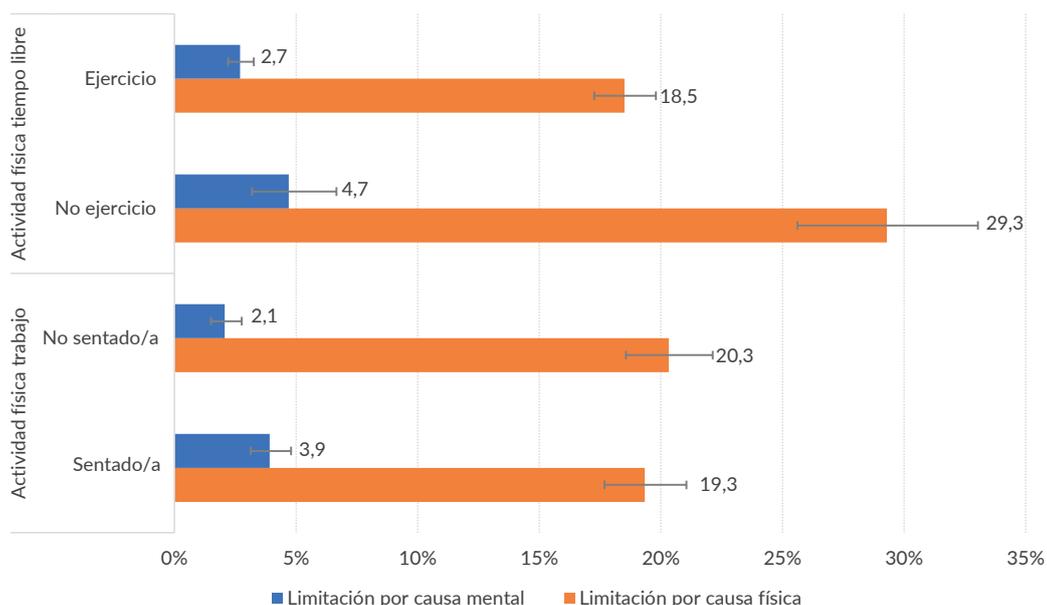


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto a la actividad física durante el tiempo libre (**gráfica 32**), quienes reconocían un ocio sedentario tuvieron prevalencias de LCA por motivos físicos y mentales más altas: (29,3% [IC95%=25,6-33,0]) para las primeras, habiendo diferencias estadísticamente significativas respecto a las personas que informaron hacer ejercicio (18,5% [IC95%=17,3-19,8] también de LCA por causa física).

Por otra parte, en lo que respecta a la actividad física durante el trabajo (**gráfica 32**) se encuentran resultados diferentes, pues las personas que informaron de no estar sentadas en sus trabajos presentaron una prevalencia de LCA por motivos físicos de 20,3% (IC95%=18,6-22,1), sin diferencias significativas respecto a quienes trabajan sentados, mientras que la prevalencia de LCA por motivos mentales es mayor en aquellas personas que trabajan sentadas (3,9% [IC95%=3,1-4,8]), encontrándose diferencias estadísticamente significativas con las que manifestaron no estar sentadas generalmente (2,1% [IC95%=1,5-2,8]).

Gráfica 32. Prevalencia de LCA de causa mental y física según la actividad física durante el tiempo libre (N=4.175) y la actividad física durante el trabajo (N=4.046), con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

[Volver al Índice](#) 

Los análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa (en los IC95% de sus OR) entre estar limitado/a por causa física y las siguientes variables: sexo (mayor riesgo para las mujeres), edad (mayor para las personas de 65 o más años), nivel de estudios (mayor para los que únicamente tienen estudios primarios o menos), clase social familiar ocupacional (mayor en la clase desfavorecida), grupos de distritos (mayor en distritos de menor desarrollo), situación laboral (mayor en personas que no trabajan), depresión (mayor en personas con depresión durante el último año), ansiedad crónica (mayor en personas con ansiedad crónica durante el último año), síndrome post COVID o COVID persistente (mayor riesgo de LCA de causa física en personas con dicho síndrome durante el último año), enfermedad crónica (mayor en personas con al menos una enfermedad crónica), gravedad de la COVID-19 (mayor en personas con COVID-19 grave), inmigrante económico (mayor en no migrantes), AES (mayor en personas con negativa AES), cambio en la AES (mayor en personas con peor AES tras la pandemia), tardar en recibir o carecer de asistencia médica por lista de espera demasiado larga (mayor para las personas que informaron haber tardado en recibir asistencia médica por lista de espera demasiado larga), tardar en recibir o carecer de asistencia médica por colapso del sistema sanitario debido a la COVID-19 (mayor para las personas que respondieron no contar con asistencia médica por colapso del sistema sanitario), no atención médica por motivos económicos (mayor riesgo para las personas que notificaron no contar con atención médica por razones económicas), no atención de salud mental por motivos económicos (mayor para las personas que informaron no contar con atención mental por razones económicas), satisfacción con la sanidad pública de la ciudad de Madrid (mayor para las personas no satisfechas), aseguramiento sanitario privado (mayor para las personas que no tienen aseguramiento sanitario privado), perspectiva de futuro (mayor en personas con falta de optimismo), satisfacción con la vida social (mayor para las personas insatisfechas), sentimiento de soledad (mayor en personas que se sienten solas), consumo de tranquilizantes (mayor en personas que han consumido tranquilizantes durante el último año), consumo de antidepresivos (mayor en personas que han consumido antidepresivos durante el último año), consumo de analgésicos fuertes (mayor en personas que han consumido analgésicos fuertes durante el último año), retrasos en pagos principales (mayor en personas que se retrasan en pagos principales), dificultades para llegar a fin de mes (mayor en personas con dificultades para llegar a fin de mes), inseguridad alimentaria (mayor riesgo en personas preocupadas en no tener suficientes alimentos para comer), violencia pública (mayor en personas que sufrieron violencia pública), violencia familiar (mayor en personas que padecieron violencia familiar), actividad física durante el tiempo libre (mayor en personas que no hacen ejercicio), uso de redes sociales (mayor en uso no habitual de redes sociales), uso de Internet (mayor riesgo en el no uso habitual de Internet), dedicar más tiempo del que cree que debiera a las redes sociales (mayor en personas que consideran que no pasan mucho tiempo en redes sociales).

En la **tabla 7** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante, en cuyo modelo se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,293, lo que explica el 29,3% de la varianza de LCA física, y clasifica correctamente el 71,8% de los casos. Los resultados muestran que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que están más fuertemente relacionadas, o son más explicativas o, incluso, pueden ser más predictivas de presentar una limitación por causa física que interfiera en el desarrollo de las actividades habituales del día a día son, de mayor a menor riesgo (OR): tener negativa AES, consumir analgésicos fuertes en el último año y tener 65 o más años. Tales condiciones aumentan hasta el doble el hecho de padecer una LCA física, destacando especialmente la mala AES, que multiplica por cuatro dicho riesgo (**gráfica 33**).



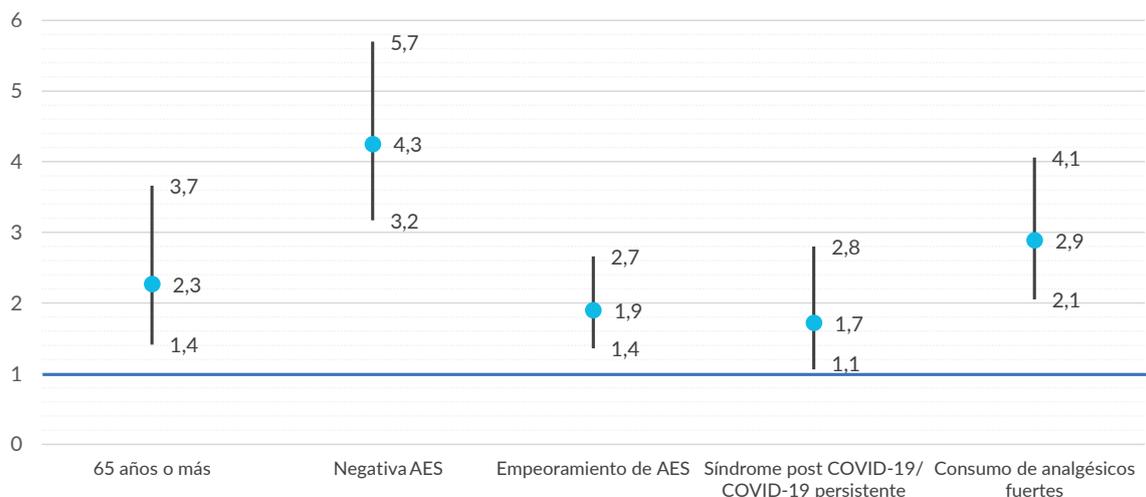
Tabla 7. Distribución de frecuencias de LCA por algún problema físico, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio

Variables		Limitación crónica para la actividad habitual por algún problema físico						
		N	n	%	N RLB	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		8.357	1.646	19,7	1.125			
Sexo	Mujer	4.512	963	21,3	673	1,1	0,8	1,4
	Hombre	3.845	683	17,8	452	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	1.474	195	13,2	179	1		
	30 a 44 años	2.117	325	15,4	290	1,1	0,7	1,8
	45 a 64 años	2.822	575	20,4	393	1,5	0,9	2,4
	65 y más años	1.945	551	28,4	263	2,3*	1,4	3,7
AES	Positiva	5.887	647	11,0	545	1		
	Negativa	2.335	956	40,9	580	4,3*	3,2	5,7
Cambio de AES	Mejor	732	144	19,7	326	1		
	Peor	1.920	665	34,6	799	1,9*	1,4	2,7
Síndrome post COVID-19/ COVID-19 persistente	Sí	333	112	33,7	98	1,7*	1,1	2,8
	No	7.984	1.524	19,1	1.027	1		
Consumo de analgésicos fuertes	Sí	578	246	42,6	224	2,9*	2,1	4,1
	No	3.712	603	16,2	901	1		

Fuente: Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La regresión logística multivariante binaria incluyó 1.125 casos (N de la RLB). (*) Odds ratio (OR) con significación estadística

Gráfica 33. Modelo de regresión logística binaria multivariante para la LCA de causa física y variables de determinantes sociales y comorbilidad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Nota. El análisis incluyó 1.125 casos. OR con significación estadística. Variables especificadas: Edad (referencia: 15-29 años), negativa AES (referencia: positiva AES), empeoramiento AES (referencia: cambio a mejor AES), síndrome post COVID o COVID persistente (referencia: no síndrome post COVID o COVID persistente), consumo de analgésicos fuertes (referencia: no consumo de analgésicos fuertes)

[Volver al Índice](#)

Otros análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa entre estar limitado/a por un problema mental y las siguientes variables: sexo (mayor riesgo para las mujeres), edad (mayor para las personas de 15-29 años), clase social familiar ocupacional (mayor en clase media), grupos de distritos (mayor en distritos de menor desarrollo), situación laboral (mayor en personas que no trabajan), migración económica (mayor riesgo para no migrantes económicos), depresión (mayor en personas con depresión durante el último año), ansiedad crónica (mayor en personas con ansiedad crónica durante el último año), síndrome post COVID o COVID persistente (mayor en personas con dicho síndrome durante el último año), enfermedad crónica (mayor en personas con al menos una enfermedad crónica), COVID-19 (mayor si pasó la COVID-19), AES (mayor en personas con negativa AES), cambio en AES (mayor en personas con peor AES tras la pandemia), tardar en recibir o carecer de asistencia médica por lista de espera demasiado larga (mayor para las personas que informaron haber tardado en recibir asistencia médica por lista de espera demasiado larga), rehusar o posponer la asistencia médica por temor a infectarse de coronavirus (mayor para las personas que notificaron haber rehusado o pospuesto la asistencia médica por miedo a infectarse de coronavirus), no atención médica por motivos económicos (mayor para quienes no recibieron atención médica necesitada por razones económicas), falta de atención de salud mental por motivos económicos (mayor riesgo para las personas que informaron no contar con atención mental necesitada por razones económicas), satisfacción con la sanidad pública de la ciudad de Madrid (mayor para las personas no satisfechas), consumo de tabaco (mayor en personas fumadoras), consumo de cannabis (mayor en personas consumidoras de cannabis), perspectiva de futuro (mayor en personas con falta de optimismo), sentimiento de soledad (mayor en personas que se sienten solas), satisfacción con la vida social (mayor para personas insatisfechas), sentimiento de soledad (mayor en personas que se sienten solas), consumo de tranquilizantes (mayor en personas que han consumido tranquilizantes durante el último año), consumo de antidepresivos (mayor en personas que consumieron antidepresivos durante el último año), retrasos en pagos principales (mayor en personas que se retrasan en pagos principales), dificultades para llegar a fin de mes (mayor en personas con dificultades para llegar a fin de mes), inseguridad alimentaria (mayor riesgo en personas preocupadas por no tener suficientes alimentos), violencia laboral (mayor riesgo en personas que sufrieron violencia laboral), violencia pública (mayor en personas que padecieron violencia pública), violencia en Internet (mayor en personas que sufrieron violencia en Internet), violencia educativa (mayor en personas que padecieron violencia educativa), violencia familiar (mayor en personas que sufrieron violencia familiar), actividad física durante el trabajo (mayor para las personas que están sentadas), actividad física durante el tiempo libre (mayor en personas que no hacen ejercicio), uso de redes sociales (mayor en uso habitual de redes sociales), dedicar más tiempo del que cree adecuado en programas de mensajería instantánea (mayor en personas que consideran que pasan mucho tiempo en programas de mensajería instantánea), dedicar más tiempo del que cree adecuado a las redes sociales (mayor en personas que consideran que pasan mucho tiempo en redes sociales), dedicar más tiempo del que cree adecuado en llamadas o videollamadas (mayor en personas que consideran que no pasan mucho tiempo en llamadas o videollamadas) y dedicar más tiempo del que cree adecuado en Internet (mayor en personas que consideran que dedican mucho tiempo a Internet).

En la **tabla 8** pueden verse los resultados extraídos del análisis multivariante, en cuyo modelo se observa una R^2 de Nagelkerke de 0,274, lo que explica el 27,4% de la varianza de la LCA por algún problema mental y clasifica correctamente el 96,1% de los casos. Los resultados muestran que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que están más fuertemente relacionadas con el riesgo de presentar una limitación que interfiera en el desarrollo de las actividades habituales del día a día son, de mayor a menor peso estadístico: tener 15-29 años, sufrir depresión en el último año y tener una negativa AES. Tales condiciones aumentan más del triple el hecho de adquirir una LCA por problema mental, destacando especialmente tener 15-29 años, aumentando en este caso el riesgo 4,5 veces más (**gráfica 34**).

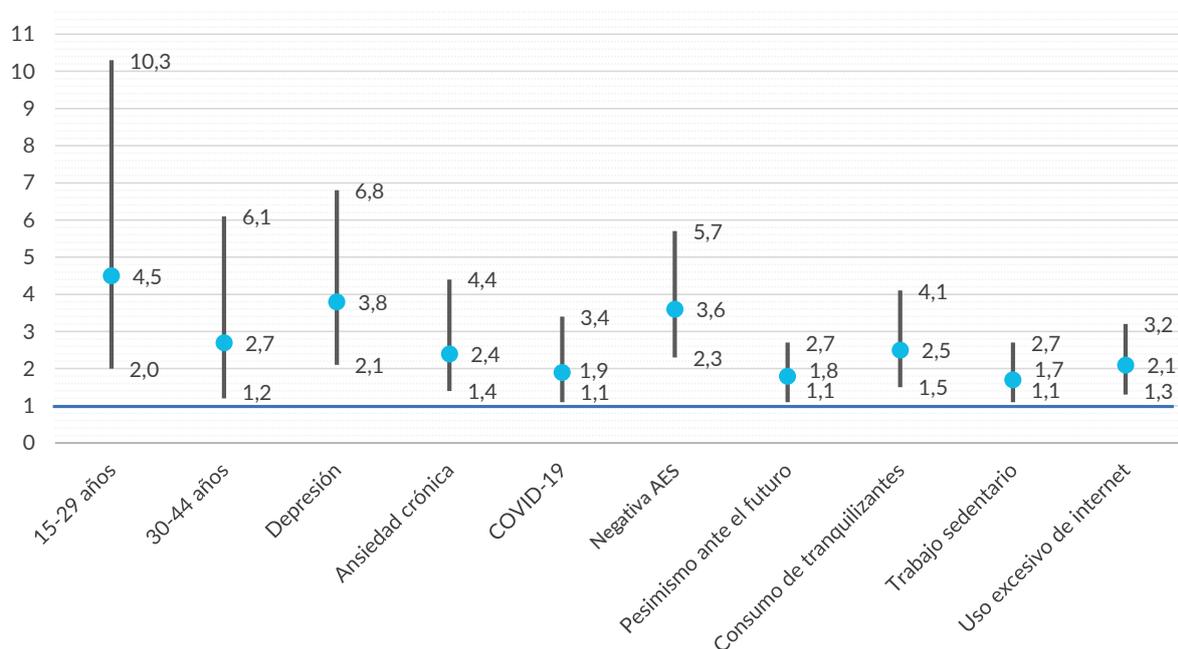
Tabla 8. Distribución de frecuencias de LCA por algún problema mental, prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio

Variables		Limitación crónica para la actividad habitual por algún problema mental						
		N	n	%	N RLB	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Total		8.357	2.439	29,1	2.901			
Sexo	Mujer	4.512	151	3,4	1.381	0,8	0,5	1,3
	Hombre	3.845	100	2,6	1.520	1		
Grupo de edad	15 a 29 años	1.474	90	6,1	603	4,5*	2,0	10,3
	30 a 44 años	2.117	64	3,0	819	2,7*	1,2	6,1
	45 a 64 años	2.822	63	2,2	1.001	1,8	0,8	4,1
	65 y más años	1.945	35	1,8	478	1		
Depresión en el último año	Sí	771	82	10,7	153	3,8*	2,1	6,8
	No	7.574	167	2,2	2.748	1		
Ansiedad crónica en el último año	Sí	731	87	12,0	181	2,4*	1,4	4,4
	No	7.609	161	2,1	2.720	1		
Diagnóstico COVID-19	Sí	1.752	38	2,2	601	1		
	No	6.562	213	3,2	2.300	1,9*	1,1	3,4
AES	Negativa	5.887	116	5,0	488	3,6*	2,3	5,7
	Positiva	2.335	128	2,2	2.413	1		
Perspectiva de futuro	Falta de optimismo	3.731	155	4,2	1.223	1,8*	1,1	2,7
	Optimista	4.407	85	1,9	1.678	1		
Consumo de tranquilizantes	Sí	851	55	6,5	426	2,5*	1,5	4,1
	No	3.332	69	2,1	2.475	1		
Actividad física trabajo	Sentado/a	2.101	82	3,9	1.547	1,7*	1,1	2,7
	No sentado/a	1.946	40	2,1	1.354	1		
Uso excesivo de internet	Sí	945	49	42,0	721	2,1*	1,3	3,2
	No	2.980	67	58,0	2.180	1		

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La regresión logística multivariante binaria incluyó 2.901 casos (N de la RLB). (*) Odds ratio (OR) con significación estadística

Gráfica 34. Modelo de regresión logística binaria multivariante para LCA de causa mental y variables de determinantes sociales y comorbilidad

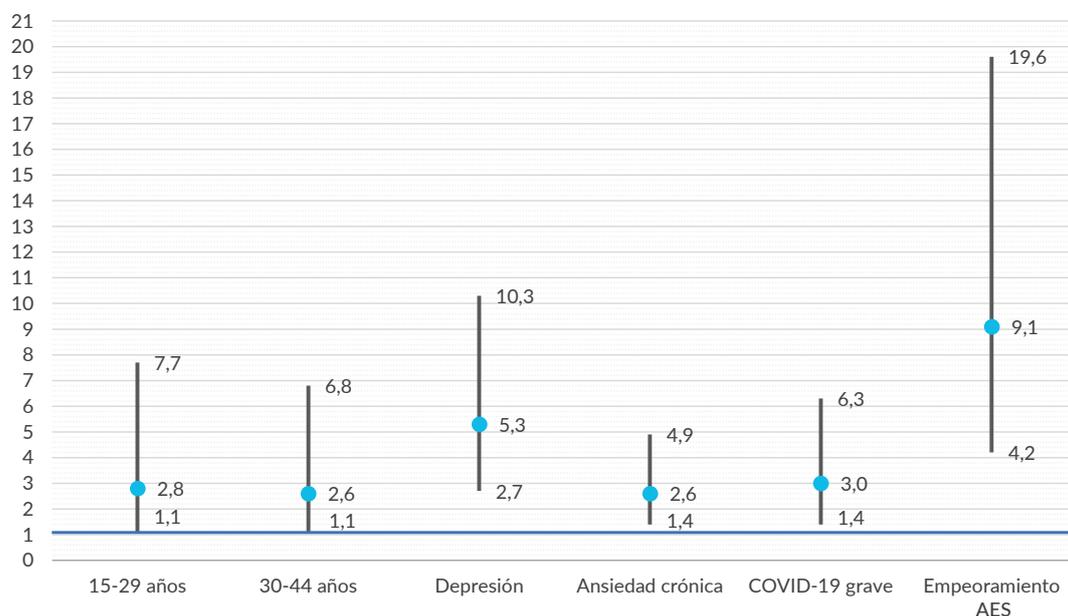


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 2.901 casos. OR con significación estadística. Variables especificadas: edad (referencia: 65 y más años), depresión durante el último año (referencia: no depresión durante el último año), ansiedad crónica durante el último año (referencia: no ansiedad crónica durante el último año), diagnóstico de COVID-19 (referencia: no diagnóstico de COVID-19), negativa AES (referencia: positiva AES), falta de optimismo respecto al futuro (referencia: optimismo respecto al futuro), consumo de tranquilizantes durante el último año (referencia: no consumo de tranquilizantes durante el último año), sentado/a mayormente durante el trabajo (referencia: no sentado/a mayormente durante el trabajo), considerar que se usa más tiempo Internet del que se debiera (referencia: no considerar que se usa más tiempo en Internet del que se debiera)

Los últimos análisis bivariantes mostraron una relación estadísticamente significativa entre estar limitado/a por algún problema físico y mental simultáneamente para algunas variables que pasaron a formar parte de las incluidas en otro análisis multivariante por regresión logística binaria, que arrojó el siguiente resultado: una R^2 de Nagelkerke de 0,356, lo que explica el 35,6% de la varianza, y clasifica de manera correcta al 81,6% de los casos. De los resultados se deduce que, cuando se controla el efecto del resto de variables, las condiciones que están más fuertemente relacionadas con el riesgo de presentar limitación por ambos tipos de problemas a la vez y que interfieren en el desarrollo de las actividades habituales del día a día son, de mayor a menor peso estadístico: cambio en la AES, depresión en el último año y la gravedad de la COVID-19. Tales condiciones aumentan el riesgo de sufrir limitación simultáneamente por ambos tipos de problemas, destacando especialmente el cambio en la AES, aumentando en este caso el riesgo nueve veces (gráfica 35).

Gráfica 35. Modelo de regresión logística binaria multivariante para LCA por problemas físicos y mentales a la vez y variables de determinantes sociales y comorbilidad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 484 casos. OR con significación estadística. Variables especificadas: edad (referencia: 65 y más años), depresión durante el último año (referencia: no depresión durante el último año), ansiedad crónica durante el último año (referencia: no ansiedad crónica durante el último año), COVID-19 grave (referencia: COVID-19 leve), cambio a peor AES (referencia: cambio a mejor AES)

Discusión

Los objetivos de este estudio han sido conocer las prevalencias de la LCA, ya sea en términos generales o bien diferenciando la LCA producida por problemas físicos o por problemas mentales, tanto por separado como juntas, y, con mayor detalle, de algunos grupos de población clasificados en función de ciertas variables de determinantes sociales, de estilos de vida, del funcionamiento del sistema de cuidados u otras de salud.

Los resultados del presente trabajo evidencian que una gran parte de la ciudadanía madrileña no se encuentra limitada, habiendo casi un tercio de ella que sí lo está, siendo ello consonante con lo encontrado en el anterior Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 (ESCM'18)¹⁹ y más elevada que la media nacional del año 2021³. De manera más concreta, y de acuerdo con los estudios mencionados previamente, la mayor parte de las LCA informadas son de carácter no grave, destacando las mujeres sobre los hombres en todos los casos, con cifras de prevalencia más elevadas y diferencias estadísticamente significativas.

En relación a esto último, cabría preguntarse hasta qué punto los hombres pueden sentirse menos limitados que las mujeres por patrones socioculturales, históricos y políticos asociados a la identidad masculina hegemónica^{20,21} o bien porque han sido cuidados por personas, especialmente mujeres²², de su entorno cercano de manera continua y aceptado como algo normal, de forma que no perciban una LCA que limite su día a día. Por otro lado, también podría tratarse de que las mujeres suelen tener una mayor longevidad que los hombres, aunque esto no se traduce necesariamente en una mejor calidad de vida durante esos años adicionales. De hecho, es probable que las mujeres experimenten limitaciones y dificultades significativas en esa etapa de la vida en la que los hombres tienden a fallecer más prematuramente²³. De ahí que, según los datos de Eurostat 2019³, en el caso de las mujeres de edad avanzada (65 años y más) se observe un mayor nivel de utilización de los servicios de atención domiciliaria, superando la media nacional. Por el contrario, los hombres se sitúan por debajo de dicha media, posiblemente debido a que suelen recibir cuidados por parte de otras personas (cuidadores o cuidadoras).

[Volver al Índice](#) 

Las personas que manifiestan encontrarse limitadas por alguno o varios problemas presentan con mayor frecuencia LCA por problemas físicos. De hecho, las LCA por problemas mentales son las que muestran una frecuencia más baja en comparación con el resto de opciones (LCA por problemas físicos o ambas) y ello se puede deber a la poca consideración de las mismas dentro de la literatura científica, especialmente cuando el foco de las LCA ha sido subsidiario solo del componente físico, dejándose así de lado el elemento psicológico, a pesar de que de manera más reciente han proliferado las investigaciones sobre ello, debido a la situación originada por la pandemia de COVID-19¹⁵⁻¹⁸. Probablemente esto haya dado lugar a un efecto dentro de la sociedad en el que todavía exista estigma por manifestar tener —o creer tener— una LCA por algún problema mental, perpetuándose así mitos y estereotipos acerca de las personas que se puedan encontrar limitadas por problemáticas de carácter psicológico²⁴. En otras palabras, puede que no se le esté dando una importancia suficiente a la salud mental y al impacto que tiene la misma sobre el bienestar y la calidad de vida, especialmente en las personas más jóvenes²⁵, manteniéndose así una clara invisibilización sobre las dificultades psicológicas y la identificación de las mismas.

Es preciso enfatizar que las prevalencias de LCA son significativamente más elevadas en aquellas personas que pertenecen a distritos de menor desarrollo, a clase social desfavorecida, con estudios elementales, que no están activamente trabajando y que cuentan con un nivel de ingresos económicos bajos. Todo ello se encuentra relacionado con los datos que Eurostat informa en 2021 acerca de que las prevalencias de LCA son más elevadas en personas con ingresos bajos y con una menor formación³. Al fin y al cabo, tiene sentido lo hallado, pues dentro de la literatura científica se ha reflejado que aquellas personas que cuentan con un mayor nivel educativo, además de con mayores ingresos económicos y un estatus socioeconómico favorable, muestran un nivel de salud más alto y una menor morbilidad²⁶. Esto refleja lo ya argumentado al principio de la presente investigación, que no es otra cosa que la salud percibida, y por tanto la salud en sentido amplio, se reparte de manera desigual en función de las desigualdades sociales existentes en la sociedad^{3,19}.

Las LCA por problemas mentales no parece que respondan del todo a lo expuesto anteriormente, lo que puede deberse a que tanto la situación laboral como la formación es mejor en grupos de edades más jóvenes de 15 a 29 años, que son los que reflejan prevalencias más altas de LCA por problema mental. De ahí que también se encuentre que los y las estudiantes sean quienes muestran mayor prevalencia de LCA por problema mental, a diferencia de las personas jubiladas, prejubiladas y pensionistas, que muestran prevalencias más elevadas en lo que concierne a LCA por problema físico. Esto tiene cierto sentido, ya que estas personas se encuentran en los grupos de mayor edad, los que, debido a los procesos inherentes al envejecimiento, pueden encontrarse de cierta manera limitados físicamente^{10,19,27}. Por otro lado, también se encuentra mayor prevalencia de LCA, y con diferencias estadísticamente significativas, en las personas que pertenecen a la clase media y desfavorecida, pudiendo deberse a las condiciones materiales y socioeconómicas de estas clases, que tienen que atender de manera más urgente y prioritaria otro tipo de asuntos más relacionados con la propia subsistencia o supervivencia que, a veces, la propia salud.

En cuanto a las enfermedades crónicas más frecuentes se observan aquellas ya reportadas en la EESE 2020¹⁰, como son la artrosis y los dolores de espalda crónicos, tanto cervicales como lumbares. No obstante, cobran gran relevancia otras enfermedades crónicas como la depresión, el síndrome post COVID-19 o COVID-19 persistente y la ansiedad crónica, condiciones que no han sido tan estudiadas antes de la pandemia como causas frecuentes de LCA. Por lo tanto, es crucial considerar el impacto que tal acontecimiento ha tenido sobre la salud de las personas, estudiando cómo la crisis sociosanitaria y la propia infección han afectado severamente el bienestar y la calidad de vida de la población a gran escala^{17,18}.

En todo el análisis se cruza el hecho relevante de la importancia de ajustar por edades, pues los problemas que causan limitación física se corresponden con dolencias de esa esfera propias de personas mayores. No obstante, y dando en cierto sentido la vuelta a este planteamiento, en uno de los análisis multivariantes se observa cómo al ajustar también por la presencia de algunos problemas crónicos de salud (COVID-19, depresión) o con variables que indirectamente delatan la presencia de dolencias crónicas (negativa AES, consumo de medicamentos), el peso de la edad a la hora de explicar la LCA cae de manera notable, alumbrándonos sin duda sobre el hecho de que son las enfermedades crónicas, más que la edad, las que están involucradas en las limitaciones por problemas físicos.



En el caso de otras variables analizadas en el presente estudio, cabe destacarse el hecho de que quienes reconocen insatisfacción con la vida social refieran más frecuentemente LCA por problema físico. Quizás sea porque una gran parte de ellas son personas mayores que no encuentran sus necesidades satisfechas en lo que se refiere a la esfera social, cuando gran parte de su entorno más cercano lo han perdido o se haya deteriorado²⁷⁻³⁰. En el lado contrario, se observa que las personas que informaron de mayor frecuencia de sentimientos de soledad no deseada están más afectadas por una LCA causada por algún problema mental³¹⁻³³, pudiendo esto ser un indicador que señale el efecto e impacto que ha tenido la crisis sociosanitaria causada por la COVID-19 en los grupos de edades más jóvenes^{28,34-36}. Esto subraya la importancia que ha tenido la situación pandémica sobre la población madrileña, pues se ha relacionado con incrementos en los niveles de estrés que han agravado seriamente la calidad del sueño, la actividad física y la dieta³⁷. No obstante, es preciso señalar la estrecha relación que se ha encontrado entre la soledad y la LCA, ya sea física o mental²⁹.

En lo que se refiere al consumo de medicamentos durante el último año, los resultados muestran que la LCA es más frecuente en quienes consumen tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos potentes (opiáceos), siendo significativas las diferencias halladas en los casos de los antidepresivos y analgésicos fuertes. Hay que considerar el hecho de que, en muchas ocasiones, ambos medicamentos son tomados de manera combinada, lo cual se relaciona con un mayor riesgo de hemorragia intracraneal³⁸. Además, esto también hace reflexionar sobre la medicalización en la vida diaria³⁹ a la hora de abordar problemáticas de carácter psicológico como puede ser la depresión, y más si el consumo de fármacos ha aumentado de manera estadísticamente significativa comparando el presente estudio con el anterior de hace cuatro años¹⁹.

En cuanto a los análisis multivariantes efectuados, los hallazgos revelan la importancia que adquiere la mala AES, tanto en la LCA por problemas físicos como mentales. Esto tiene cierto sentido, atendiéndose también a los resultados aportados en otros capítulos del presente estudio (ESCM'21), si consideramos que las LCA alteran de manera significativa el día a día de las personas que las padecen, llegando incluso a que la limitación dirija a una falta de acción en lo que a patologías mentales se refiere; mientras que, en el caso de LCA por problemas físicos, puede llevar a un menoscabo de habilidades básicas y cruciales para que la persona se desarrolle adecuadamente en su día a día^{10,19}. Esto, inherentemente, puede llevar a una peor AES, pero cabría preguntarse qué variable antecede a la otra al encontrarse ambas —LCA y AES— estrechamente relacionadas, retroalimentadas una de la otra. En todo caso no debe perderse de vista que los modelos explicativos de la LCA se obtienen con muestras finales escasas, habida cuenta de la gran cantidad de variables incluidas en ellos.

También cobra gran relevancia en ello la edad, lo cual adquiere sentido si se considera que las personas mayores son una población más vulnerable de cara a enfermar o tener problemas de salud pues, por los propios procesos asociados al envejecimiento, es normal que se manifiesten determinadas dificultades en relación con actividades básicas e instrumentales que suelen agravarse conforme avanza la edad y constituyen una evaluación básica acerca de la discapacidad en la población^{10,19}. En el caso de la LCA por problema mental, son las personas jóvenes (15-29 años) las que destacan, señalando lo argumentado previamente acerca de la importancia que adquiere el abordaje y la atención a la salud mental en la prevención de problemáticas de carácter psicológico y cómo las mismas pueden llegar a ser limitantes para los sujetos que las padecen, generando graves interferencias en las diferentes esferas vitales y mermando su bienestar y calidad de vida^{40,41}. Esto a su vez, también guarda coherencia con los datos que aporta Eurostat en el año 2019, en los que se aprecia que el 19,4% de las personas entre 15 y 24 años informaban de LCA físicas, mientras que el porcentaje aumentó considerablemente en el caso de las personas de 65 y más años (68,3%). Concretamente, en el caso de España era del 60,6% en las personas más mayores³.

Por otro lado, destaca la relevancia del hecho de haber tenido depresión durante el último año, lo cual indica la importancia de tomar medidas en el abordaje y la atención a la salud mental, así como en el acceso garantizado a la misma. Resalta especialmente el caso de las personas más jóvenes, las cuales han mostrado ser grupos más vulnerables de cara a padecer estrés, ansiedad y depresión durante la pandemia, por el impacto que tiene padecer depresión sobre la salud mental de estos individuos^{42,43}.

Por último, en relación a los análisis multivariantes elaborados, llama la atención la presencia de haber pasado una COVID-19 grave como variable explicativa de tener LCA, tanto por problemas físicos como mentales, lo cual señala la relevancia de la misma al tener, además, una sintomatología muy heterogénea que puede afectar

a diferentes órganos y sistemas⁴⁴, así como a generar comportamientos problemáticos que puedan dar lugar a diferentes padecimientos psicológicos como la ansiedad, la depresión, la apatía o el trastorno de estrés postraumático (TEPT) —condiciones que a largo plazo pueden agravar seriamente el día a día de las personas que las padecen⁴⁵—. En estos casos es esencial considerar a las personas más mayores, ya que son población de riesgo de cara a presentar prevalencias más altas de enfermedades crónicas⁴⁶, pudiendo encontrarse una combinación tanto de LCA de causa física como mental. Además, las personas de más edad cuentan con mayor riesgo directo de enfermar por COVID-19 grave⁴⁷ que, como ya se ha expuesto previamente, puede prolongar sus efectos y agravar la salud de las personas que lo sufren.

En conclusión, se puede decir que las LCA se dan con mayor frecuencia en mujeres y se incrementan conforme avanza la edad, a pesar de que en el caso de las LCA mentales esta distribución sea inversa. Todo ello parece indicar que, aunque el sexo no se haya considerado variable de riesgo para tener una LCA, las mujeres informan con mayor frecuencia de padecer LCA por uno o varios tipos de problemas, por lo que es crucial atender a sus experiencias, especialmente cuando, por cuestiones socioculturales, sociopolíticas e históricas, adquieren el rol de cuidadoras²². Por otro lado, cobra especial relevancia la atención a las LCA por problemas mentales, e inherentemente a la salud mental, sobre todo en las poblaciones más jóvenes ya que pueden encontrarse invisibilizadas, afectando aún más el acceso garantizado a los/as profesionales pertinentes y agravando más sus problemas o dificultades, especialmente tras el impacto que ha podido tener la crisis sociosanitaria generada por la pasada pandemia, la cual ha provocado incrementos en la prevalencia de sentimiento de soledad no deseada^{35,36}, así como de ansiedad crónica y depresión²⁵.

En relación al anterior trabajo de Madrid Salud¹⁹, se encuentran resultados bastante similares entre ambos, observándose la importancia que tienen variables como la economía, el estatus social, el nivel educativo y el distrito de residencia, al tratarse de factores potentemente asociados con padecer o no LCA; por lo que es objetivo ético y necesario de los/as profesionales sanitarios tener en cuenta variables relacionadas con las condiciones materiales y socioeconómicas de la población, de cara a realizar un análisis más detallado y rico sobre los factores que pueden estar implicados en padecer, o no, una LCA desde el marco de las desigualdades sociales existentes en la distribución de la salud³.

Finalmente es obligatorio señalar, como aspecto a destacar en este informe, que en el mismo se presentan resultados novedosos e inéditos en lo que se refiere al impacto que haya podido tener la pandemia COVID-19 sobre la LCA y la experiencia autoinformada de padecer limitaciones en el día a día en la población madrileña.

Conclusiones

- El 29,1% de la población en la ciudad de Madrid tiene limitación crónica para la actividad habitual (LCA), aumentando esa prevalencia en la medida en que avanza la edad y siendo mayor en las mujeres.
- El cambio a peor en la autopercepción del estado de salud (AES) tras el inicio de la pandemia y padecer depresión durante el último año, son factores relevantes a la hora de explicar el riesgo de presentar LCA.
- La LCA por problemas mentales es más prevalente en edades jóvenes, mientras que la debida a causas físicas aumenta con la edad.
- Negativa AES, consumir analgésicos fuertes en el último año y tener 65 o más años son factores de riesgo para presentar LCA por problemas físicos, mientras que una edad de 15-29 años, depresión durante el último año y negativa AES son variables explicativas de tener LCA por problemas mentales.
- El cambio en la AES tras el inicio de la pandemia, presentar depresión durante el último año y haber pasado COVID-19 grave son factores explicativos de sufrir ambos tipos de LCA simultáneamente (por problemas físicos y mentales).



Referencias bibliográficas

1. Eurostat Statistics Explained. Functional and activity limitations statistics. 2022 [cited 2023 Jun 1]; Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Functional_and_activity_limitations_statistics#Self-reported_long-standing_limitations_in_usual_activities_due_to_health_problems
2. Artazcoz L, Moya C, Vanaclocha H, Pont P. La salud de las personas adultas. Gac Sanit. 2004;18(4):56–68.
3. Eurostat Statistics Explained. Self-reported long-standing limitations in usual activities due to health problems. 2022.
4. Segura-Barrios IM, Barrera-Ortiz L. Un llamado a Enfermería para responder al cuidado de la salud de las personas en situación de enfermedad crónica por su impacto en su calidad de vida. Revista Salud Uninorte. 2016;32(2):228–43.
5. Sánchez-Herrera B. El cuidado de la salud de las personas que viven situaciones de enfermedad crónica en América Latina. Actual enferm. 2002;13–6.
6. World Health Organization. La OMS revela las principales causas de muerte y discapacidad en el mundo: 2000-2019. Ginebra; 2020 Dec.
7. Hernández-Álvarez M, Obregón-Torres D. La Organización Panamericana de la Salud y el estado colombiano: cien años de historia, 1902-2002. 2002. p. 397.
8. González N, Ojeda A. Soporte y Red Social en el Adulto Maduro con Hipertensión Arterial y/o Diabetes Mellitus Tipo 2 en Riesgo de Insuficiencia Renal. Buenos Aires, República Argentina. 2010.
9. Barrera-Ortiz L, Blanco-de-Camargo L, Figueroa P, Pinto-Afanador N, Sánchez-Herrera B. Habilidad de cuidadores familiares de personas con enfermedad crónica. Mirada internacional. Aquichan. 2006;6(1):22–33.
10. Ministerio de Sanidad. Encuesta Europea de Salud en España 2020 EESE 2020 [Internet]. 2020 [cited 2022 Dec 28]. Available from: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/EESE2020_inf_evol_princip_result.pdf
11. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 [Internet]. 2017. Available from: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f9be4b2e4b284f1a5a0/?vgnnextoid=77e-22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
12. World Health Organization. WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard.
13. Torres-Cantero AM, Álvarez-León EE, Morán-Sánchez I, San-Lázaro-Campillo I, Bernal-Morell E, Hernández-Pereña M, et al. El impacto de la pandemia de COVID-19 sobre la salud. Informe SESPAS 2022. Gac Sanit. 2022;36:S4–12.
14. van-de-Weijer MP, de-Vries LP, Pelt DHM, Ligthart L, Willemsen G, Boomsma DI, et al. Self-rated health when population health is challenged by the COVID-19 pandemic; a longitudinal study. Soc Sci Med [Internet]. 2022;306:115156. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953622004622>
15. Cénat JM, Blais-Rochette C, Kokou-Kpolou CK, Noorishad PG, Mukunzi JN, McIntee SE, et al. Prevalence of symptoms of depression, anxiety, insomnia, posttraumatic stress disorder, and psychological distress among populations affected by the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. Psychiatry Res. 2021;295:113599.
16. World Health Organization. A clinical case definition of post COVID-19 condition by a Delphi consensus. 2021.
17. Hernández-Rodríguez J. Impacto de la COVID-19 sobre la salud mental de las personas. Medicentro Electrónica. 2020;24(3):578–94.
18. Ribot-Reyes VC, Chang-Paredes N, González-Castillo AL. Efectos de la COVID-19 en la salud mental de la población. Rev. habanera cienc. méd. 2020;19(S1):1–11.



19. Díaz-Olalla JM (Dirección Técnica), Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid [Internet]. Available from: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>
20. Addis ME, Mahalik JR. Men, masculinity, and the contexts of help seeking. *American psychologist*. 2003;58(1):5.
21. Moynihan C. Theories of masculinity. *Bmj*. 1998;317(7165):1072–5.
22. Larrañaga I, Martín U, Bacigalupe A, Begiristáin JM, Valderrama MJ, Arregi B. Impacto del cuidado informal en la salud y la calidad de vida de las personas cuidadoras: análisis de las desigualdades de género. *Gac Sanit*. 2008;22:443–50.
23. Solé-Auró A, Jasilionis D, Li P, Oksuzyan A. Do women in Europe live longer and happier lives than men? *Eur J Public Health*. 2018;28(5):847–52.
24. Martin JK, Pescosolido BA, Tuch SA. Of fear and loathing: The role of 'disturbing behavior,' labels, and causal attributions in shaping public attitudes toward people with mental illness. *J Health Soc Behav*. 2000;208–23.
25. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD). Health at a Glance 2021: OECD Indicators [Internet]. Paris; 2021 [cited 2022 Jul 12]. Available from: <https://www.oecd.org/health/health-at-a-glance/>
26. Bierman A, Upenieks L, Glavin P, Schieman S. Accumulation of economic hardship and health during the COVID-19 pandemic: Social causation or selection? *Soc Sci Med* [Internet]. 2021;275:113774. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953621001064>
27. Fundación Foessa, Cáritas. Evolución de la cohesión social y consecuencias de la Covid-19 en España. 2022. 681 p.
28. Leigh-Hunt N, Bagguley D, Bash K, Turner V, Turnbull S, Valtorta N, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health*. 2017;152:157–71.
29. Richard A, Rohrmann S, Vandeleur CL, Schmid M, Barth J, Eichholzer M. Loneliness is adversely associated with physical and mental health and lifestyle factors: Results from a Swiss national survey. *PLoS One*. 2017;12(7):e0181442.
30. Carrasco PM, Crespo DP, Peña MM. Sentimiento de soledad en las personas mayores de la ciudad de Madrid. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid, 2017. [cited 2022 Jul 1]; Available from: <https://madridsalud.es/estudios-de-salud/>
31. Krendl AC, Perry BL. The Impact of Sheltering in Place During the COVID-19 Pandemic on Older Adults' Social and Mental Well-Being. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* [Internet]. 2021 Feb 1;76(2):e53–8. Available from: <https://doi.org/10.1093/geronb/gbaa110>
32. Macdonald B, Hülür G. Well-Being and Loneliness in Swiss Older Adults During the COVID-19 Pandemic: The Role of Social Relationships. *Gerontologist* [Internet]. 2021 Mar 1;61(2):240–50. Available from: <https://doi.org/10.1093/geront/gnaa194>
33. McGinty EE, Presskreischer R, Han H, Barry CL. Psychological Distress and Loneliness Reported by US Adults in 2018 and April 2020. *JAMA* [Internet]. 2020 Jul 7;324(1):93–4. Available from: <https://doi.org/10.1001/jama.2020.9740>
34. Rodríguez-Pérez M, Díaz-Olalla JM, Pedrero-Pérez EJ, Sanz-Cuesta MR. Informe monográfico: Sentimiento de Soledad en la Ciudad de Madrid. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 [Internet]. 2020 Feb;429–501. Available from: http://madridsalud.es/area_profesional/





35. Ausin B, González-Sanguino C, Castellanos MÁ, López-Gómez A, Saiz J, Ugidos C. Estudio longitudinal del impacto psicológico de la Covid-19 en la población española (Psi-Covid-19) [Internet]. Madrid; 2021 [cited 2022 Jul 12]. Available from: <https://www.contraelestigma.com/resource/conviviendo-con-covid-19-longitudinal/>
36. Madrid Salud. Impacto de la pandemia de la COVID-19 y el confinamiento en la salud de la población. Avance de resultados de la Encuesta COVID-19 de Madrid Salud en la población de la ciudad de Madrid [Internet]. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid. 2020 [cited 2022 Jun 20]. Available from: <https://madridsalud.es/encuesta-covid-19-madrid-salud-2/>
37. Bann D, Villadsen A, Maddock J, Hughes A, Ploubidis GB, Silverwood RJ, et al. Changes in the behavioural determinants of health during the coronavirus (COVID-19) pandemic: gender, socioeconomic and ethnic inequalities in 5 British cohort studies. medRxiv [Internet]. 2020 Jan 1;2020.07.29.20164244. Available from: <http://medrxiv.org/content/early/2020/09/17/2020.07.29.20164244.abstract>
38. Mercer SW, Payne RA, Nicholl BI, Morrison J. Risk of intracranial haemorrhage linked to co-treatment with antidepressants and NSAIDs. Vol. 351, BMJ. British Medical Journal Publishing Group; 2015.
39. Granero M, Velázquez A. Medicalización de la vida y daño poblacional: revisión bibliográfica no sistematizada. Rev. Hosp. Ital. B. Aires. 2020;40(4):208–18.
40. Organización Mundial de la Salud (OMS). Salud mental: fortalecer nuestra respuesta [Internet]. 2022 [cited 2022 Jul 12]. Available from: <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-strengthening-our-response>
41. Organización Mundial de la Salud (OMS). Informe mundial sobre salud mental. Transformar la salud mental para todos. Panorama general. [Internet]. Ginebra; 2022 [cited 2022 Jul 12]. Available from: <https://www.who.int/es/publications/i/item/9789240050860>
42. Varma P, Junge M, Meaklim H, Jackson ML. Younger people are more vulnerable to stress, anxiety and depression during COVID-19 pandemic: A global cross-sectional survey. Prog Neuropsychopharmacol Biol Psychiatry. 2021;109:110236.
43. Shevlin M, McBride O, Murphy J, Miller JG, Hartman TK, Levita L, et al. Anxiety, depression, traumatic stress and COVID-19-related anxiety in the UK general population during the COVID-19 pandemic. BJPsych Open. 2020;6(6):e125.
44. Goërtz YMJ, van-Herck M, Delbressine JM, Vaes AW, Meys R, Machado FVC, et al. Persistent symptoms 3 months after a SARS-CoV-2 infection: the post-COVID-19 syndrome? ERJ Open Res. 2020;6(4).
45. Postolache TT, Benros ME, Brenner LA. Targetable biological mechanisms implicated in emergent psychiatric conditions associated with SARS-CoV-2 infection. JAMA Psychiatry. 2021;78(4):353–4.
46. Rondia K, Adriaenssens J, van-den-Broucke S, Kohn L. Health Literacy: What lessons can be learned from the experience of other countries? 2020. Int J Health Plann Manage. 2022; 37(2): 886-901
47. Douglas M, Katikireddi SV, Taulbut M, McKee M, McCartney G. Mitigating the wider health effects of covid-19 pandemic response. BMJ [Internet]. 2020 Apr 27;369:m1557. Available from: <http://www.bmj.com/content/369/bmj.m1557.abstract>

3.4.3 FRAGILIDAD EN PERSONAS MAYORES

Introducción

A pesar de la falta de consenso en la literatura científica sobre el concepto de fragilidad¹⁻³, un enfoque predominante ha sido el biomédico, el cual la entiende como un estado clínico que se caracteriza por una disminución acumulativa, relacionada con la edad, tanto de la reserva energética como de la función de múltiples sistemas fisiológicos, dando lugar a una pérdida de la capacidad para adaptarse y responder a factores estresantes y, por consiguiente, a una mayor vulnerabilidad ante los mismos^{4,5}.

La fragilidad en personas mayores está asociada a un mayor riesgo de resultados adversos de salud (por ejemplo, caídas o una peor recuperación después de procesos clínicos como infecciones, cirugías o efectos de medicamentos), discapacidad, hospitalización, institucionalización y/o mortalidad⁶. Además, se ha encontrado que la fragilidad puede constituir un factor de riesgo de la COVID-19, que aumenta la probabilidad de desarrollarse gravemente (con infección severa, necesidad de hospitalización o muerte) ante condiciones estresantes en las personas frágiles, a la vez que la propia infección por coronavirus se ha manifestado como una enfermedad fragilizante⁷, aunque no existe suficiente evidencia al respecto⁸.

La situación de fragilidad no sólo se ha asociado a factores de salud como una peor calidad de vida relacionada con la salud⁹, enfermedad cardiovascular, presencia de comorbilidad, mala autopercepción de la salud, disminución de la función cognitiva y síntomas depresivos⁶, sino también con otros factores sociodemográficos como tener una edad avanzada y pertenecer a la etnia afroamericana⁶. Asimismo, se ha relacionado con otros componentes psicosociales a los que se les ha prestado una menor atención en la literatura, tales como: el consumo de tabaco⁶, el aislamiento social y el sentimiento de soledad⁶. Por tanto, la fragilidad es un constructo complejo que requiere de una comprensión desde una perspectiva multidimensional que integre la interacción de distintos elementos de naturaleza física, psicológica y social^{1,2}.

Por otra parte, la fragilidad, la dependencia y la discapacidad son conceptos que están estrechamente relacionados; sin embargo, no son sinónimos, ya que el primero es un estado previo a la dependencia y a la discapacidad, además no todas las personas con discapacidad son frágiles, por lo que no deberían confundirse los términos^{4,7}.

A partir de lo reflejado en los párrafos anteriores, la fragilidad puede entenderse como un continuo dinámico y, como tal, puede prevenirse, mitigarse e, incluso, revertirse^{2,7}, evitando, por consiguiente, el posible desarrollo de dependencia y discapacidad, así como de diversas dificultades para la salud. Para ello, es fundamental conocer los determinantes que influyen en su aparición, mantenimiento y/o empeoramiento^{2,6}. De esta premisa parte el presente informe, que, a partir de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), pretende conocer los factores relacionados con la salud y los estilos de vida, así como aquellos sociodemográficos y psicosociales, que están fuertemente relacionados con la presencia de fragilidad en la población madrileña de 65 o más años.

Este objetivo no ha sido planteado en las anteriores Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid¹⁰, donde no se midió la fragilidad, por lo que su análisis permitirá un acercamiento sobre el tipo de estrategias de actuación eficaces para identificar y prevenir esta problemática de salud en las personas desde los 65 años que residen en el municipio madrileño.

Método

Instrumentos y fuentes de datos

Para el estudio de la fragilidad, en la ESCM'21 se ha empleado la escala PRISMA-7¹¹, un cuestionario autoadministrado de 7 ítems ampliamente utilizado para la detección de fragilidad en las personas mayores debido a su facilidad de uso y aceptabilidad¹, así como por sus buenos niveles de precisión^{12,13}, sensibilidad y especificidad¹¹. La escala se compone de 7 preguntas que exploran algunas variables sociodemográficas (sexo y edad), la autonomía y el apoyo social, cada una de ellas con una respuesta dicotómica con las opciones de "Sí" o "No", en las que

la respuesta “Sí” corresponde a una puntuación de 1, mientras “No” equivale a 0 puntos. Una puntuación directa de 3 o más puntos se considera como mayor riesgo de fragilidad y, por tanto, necesidad de una exploración clínica más exhaustiva.

El cuestionario PRISMA-7 se ha aplicado en distintos contextos: en atención primaria^{12,13}, en atención sanitaria domiciliaria y telefónica, en los cuidados de urgencia y en entornos comunitarios¹¹. En el caso del estudio actual, el instrumento se administró a las personas de 65 o más años como parte de la ESCM'21, mediante entrevista telefónica. En aquellas personas que no pudiesen contestar por sí mismas debido a sus limitaciones físicas y/o cognitivas, se utilizó un proxy, una persona cercana al participante que le ayudase parcial o completamente a realizar la entrevista.

Las preguntas del cuestionario se describen a continuación:

1. “¿Tiene usted 85 años o más?”

Se usa la variable numérica “edad” de la ESCM'21 y se recodifica en dicotómica: 65-84 años=0, 85 años o más=1.

2. “¿Es usted hombre?”

Se utiliza la variable “sexo”: hombre=1, mujer=0.

3. “En general, ¿tiene algún problema de salud que requiera que limite sus actividades?”

Se emplea la pregunta de la encuesta “Durante al menos los últimos 6 meses, ¿en qué medida se ha visto limitado/a debido a un problema de salud para realizar las actividades que la gente habitualmente hace?”, con las opciones de respuesta: limitado/a=1, no limitado/a=0.

4. “¿Necesita que alguien le ayude regularmente?”

Pregunta directa de la ESCM'21: sí=1, no=0.

5. “En general ¿tiene algún problema de salud que requiera que se quede en casa?”

Pregunta directa de la ESCM'21: sí=1, no=0.

6. “Si necesita ayuda, ¿puede contar con alguien cercano a usted?”

Se realiza la pregunta “En caso de necesidad, ¿puede contar con alguien cercano a usted?”, con respuesta dicotómica: sí=0, no=1.

7. “¿Utiliza habitualmente bastón, andador o silla de ruedas para moverse?”

Pregunta directa de la ESCM'21: sí=1, no=0.

No se han podido comparar los datos de la ESCM'21 con los de las anteriores encuestas de salud de Madrid¹⁰, ni otras nacionales o europeas¹⁴, debido a que, o bien utilizan indicadores más asociados a la dependencia o discapacidad, o bien miden la fragilidad mediante otros instrumentos o indicadores, como es el caso de la Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (en inglés: *The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, SHARE)¹⁵, que valora la dimensión física de la fragilidad.

Análisis de datos

La variable que se pretende medir en el presente estudio fue la fragilidad, por lo que se asume como variable dependiente la obtenida de la puntuación total del PRISMA-7 transformada en dicotómica: “Alto riesgo de fragilidad” cuando se obtiene una puntuación de 3 o más, y “Bajo riesgo de fragilidad/Sin fragilidad” cuando la puntuación es menor a 3.

Además, se tuvieron en cuenta también a aquellas personas encuestadas que, aun sin haber contestado a todas las preguntas del PRISMA-7, tenían una puntuación igual a 3 o mayor, incluyéndose dentro del grupo con riesgo de fragilidad.

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo sobre el riesgo de fragilidad con los casos ponderados de la muestra de personas mayores de 64 años. Se calcularon las prevalencias con sus intervalos de confianza (IC95%) según distintas variables sociodemográficas (edad, sexo, edad y sexo, nivel de estudios, clase social ocupacional familiar, inmigración económica y nivel de desarrollo humano del distrito) y psicosociales (sentimiento de soledad y el malestar asociado a este y autopercepción de la vida social). Para ello, se empleó la herramienta “Tablas personalizadas” del programa SPSS.

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis bivariante del riesgo de fragilidad, incorporándose aquellas variables que, a priori, pudieran tener interés para analizar su relación con la fragilidad. Estas se transformaron en dicotómicas, siendo las siguientes:

- Sociodemográficas y socioeconómicas: sexo (mujer, hombre), inmigración económica (no migrante económico, migrante económico), dificultad para llegar a fin de mes (sin dificultad, con dificultad), dificultad de acceso a alimentos (no, sí), haber trabajado anteriormente (sí, no), convivencia (vive solo/a, vive con una o más personas).
- De salud y estilos de vida: autopercepción del estado de salud (buena, mala), cambio en la autopercepción del estado de salud (igual o mejor, peor), diagnóstico de COVID-19 (no, sí), gravedad del diagnóstico de COVID-19 (leve, grave), satisfacción con el sistema sanitario público – “A nivel general, en su opinión, la sanidad pública en el municipio de Madrid funciona...” - (bien, regular o mal), enfermedad crónica (al menos una enfermedad crónica, ninguna).
- Psicosociales: sentimiento de soledad (solo/a, no solo/a), vivencia asociada a la soledad (indiferente o sin malestar, con malestar), autopercepción de la vida social (satisfecho/a, insatisfecho/a), perspectiva de futuro (optimista, no optimista), participación en actividades de voluntariado – “¿Participa de manera regular en las actividades de algún tipo de asociación voluntaria, como organizaciones políticas, religiosas, medioambientales, clubes deportivos, de cooperación, ONG, etc.?” - (sí, al menos en algunas ocasiones, nunca o casi nunca).

En tercer lugar, se procedió a realizar un análisis multivariante sobre el alto riesgo de fragilidad mediante regresión logística binaria. Para ello, se incluyeron como variables independientes todas aquellas que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$) en el análisis bivariante, a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo explicativo más simplificado e interpretable. Además, se añadieron otras variables sociodemográficas de especial interés y que no habían sido previamente incluidas en el análisis bivariante, debido a perderse información relevante con respecto a la fragilidad si se dicotomizaban: edad (65-74 años, 75-84 años, 85 años y más), grupo de distritos según su nivel de desarrollo (mayor desarrollo, desarrollo medio-alto, desarrollo medio-bajo, menor desarrollo), nivel de estudios (universitarios, secundarios, primarios o menos), y clase social ocupacional familiar (favorecida, media, desfavorecida).

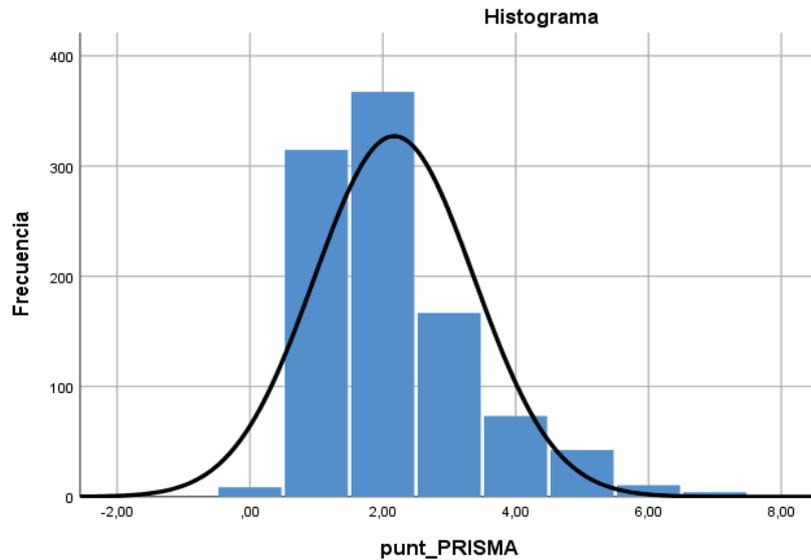
Se estableció como referencia la condición a priori más favorable para la ausencia o bajo riesgo de fragilidad. Los criterios para aceptar el modelo eran que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcanzase la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus fuera estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global de casos correctamente clasificados fuera superior al 50%. Con base a estos criterios y a la literatura previa consultada, se eliminaron o introdujeron distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta en este trabajo.

Todos los análisis se realizaron con el programa estadístico SPSS y se considera un intervalo de confianza del 95% (IC95%) para elevar los resultados a la población general, así como un p -valor $< 0,05$ como límite de la significación estadística.

Resultados

En la **gráfica 1** se presenta la distribución de las puntuaciones Likert obtenidas en el cuestionario PRISMA-7 con la muestra total de personas a las que se les aplicó ($N=987$), con la media y desviación típica ($\bar{x}=2,17$, $DT=1,20$).

Gráfica 1. Distribución de las puntuaciones (Likert) del PRISMA-7 en personas de 65 años y más

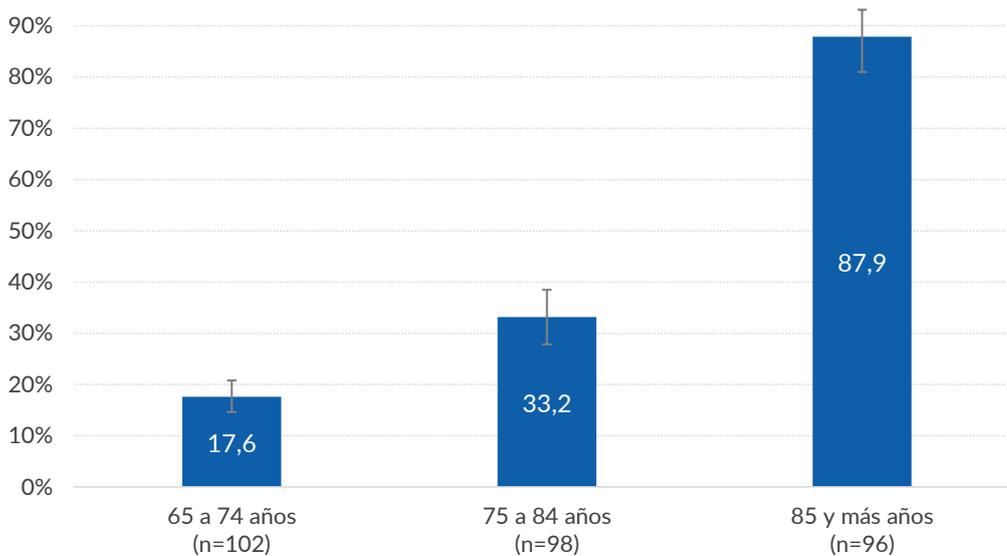


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El 30,0% de las personas [IC95%=27,2-32,9] presentaron puntuaciones en el PRISMA-7 de alto riesgo de fragilidad (3 o más puntos), frente al 70,0% con puntuaciones menores a 3, que indicaban un bajo riesgo o ausencia de fragilidad [IC95%=67,0-72,7].

Según el sexo, los hombres tenían en mayor proporción un alto riesgo de fragilidad (36,7%; [IC95%=32,1-41,6]) que las mujeres (25,7%; [IC95%=22,4-29,4]), siendo esta diferencia estadísticamente significativa. Cuando se analizó por edades, se observaba un claro patrón de aumento de la prevalencia de riesgo de fragilidad a medida que avanza la edad de las personas encuestadas, encontrándose diferencias significativas entre todos los grupos de edad (gráfica 2). Esto tiene sentido al ser el sexo y la edad dos factores determinantes que se incluyen en el PRISMA-7 (ser hombre y ser mayor de 85 años suponen 1 punto en la puntuación total, por cada uno de estos ítems).

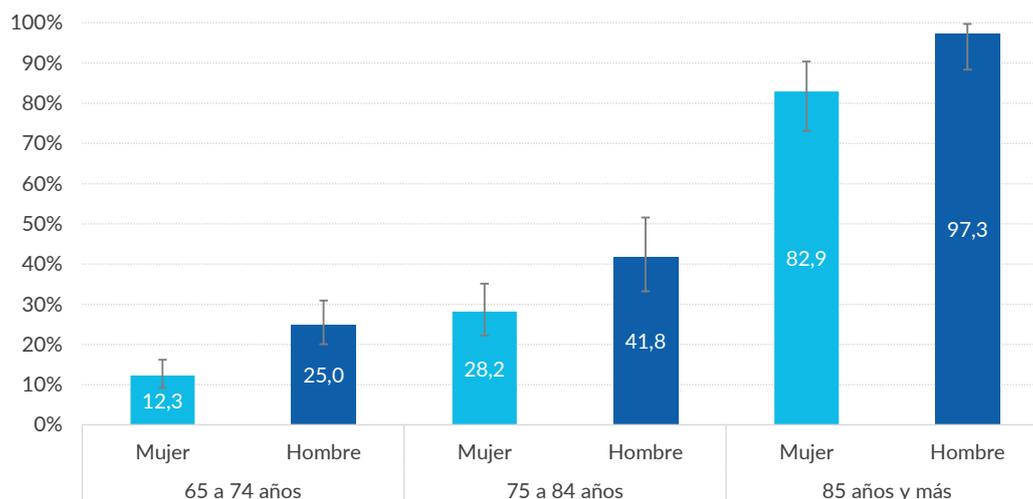
Gráfica 2. Prevalencia de alto riesgo de fragilidad e IC95% según grupo de edad, a partir de los 65 años



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cuando se cruzan las variables sexo y edad (**gráfica 3**), únicamente existieron diferencias significativas por sexo en el tramo de los 65 a 74 años, en el que las prevalencias de riesgo de fragilidad entre hombres y mujeres difieren de forma significativa (para hombres: 25,0%; [IC95%=20,1-30,9]; para mujeres: 12,3%; [IC95%=9,2-16,2]). Tanto en hombres como en mujeres, las diferencias entre todos los grupos de edad fueron estadísticamente significativas, siendo las personas con edad de 85 años y superior quienes presentaron mayor riesgo de fragilidad (para hombres: 97,3%; [IC95%=88,4-99,7]; para mujeres: 82,9%; [IC95%=73,1-90,4]).

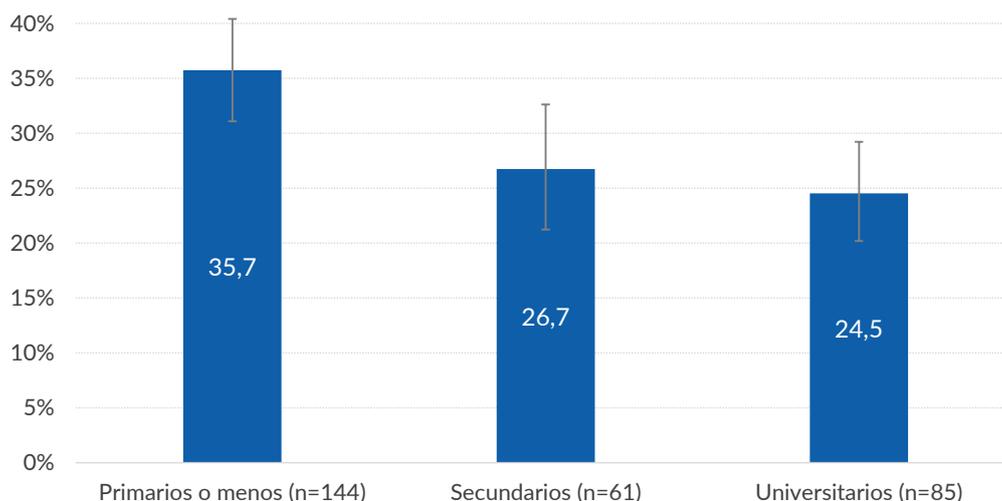
Gráfica 3. Prevalencia de alto riesgo de fragilidad e IC95% según grupo de edad y sexo, a partir de los 65 años



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Con respecto al nivel educativo, se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre las personas con estudios primarios o menos (35,7%; [IC95%=31,1-40,4]) y universitarios (24,5%; [IC95%=20,2-29,2]), siendo las primeras quienes alcanzaron la prevalencia más elevada de alto riesgo de fragilidad.

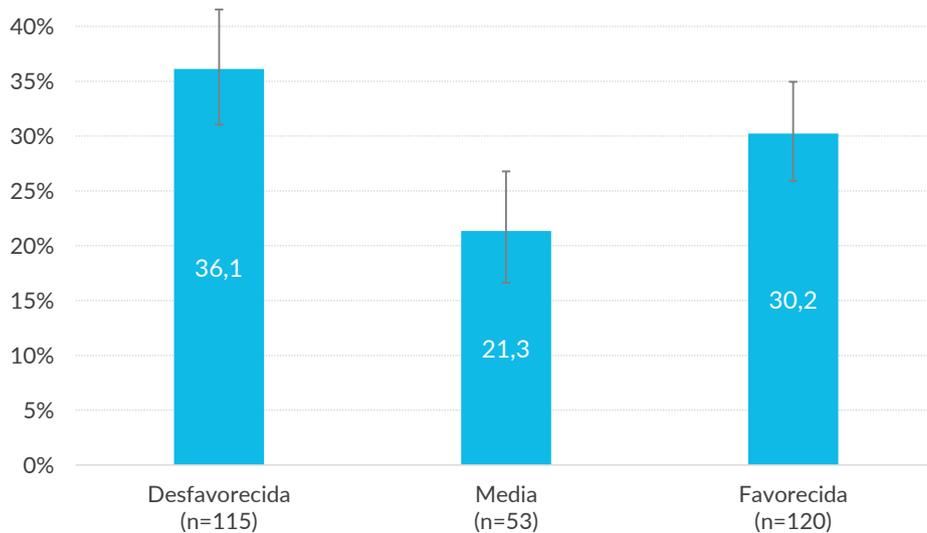
Gráfica 4. Prevalencia de alto riesgo de fragilidad e IC95% según nivel de estudios, a partir de los 65 años



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por clase social familiar, las personas que pertenecían a la clase desfavorecida fueron quienes presentaron una mayor prevalencia de riesgo de fragilidad, encontrándose diferencias significativas con la clase social media, pero no con la favorecida (**gráfica 5**). En cambio, según el nivel de desarrollo humano del distrito, no se observó una tendencia similar, no encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre ninguno de los cuatro grupos de distritos.

Gráfica 5. Prevalencia de alto riesgo de fragilidad e IC95% según clase social ocupacional familiar, a partir de los 65 años

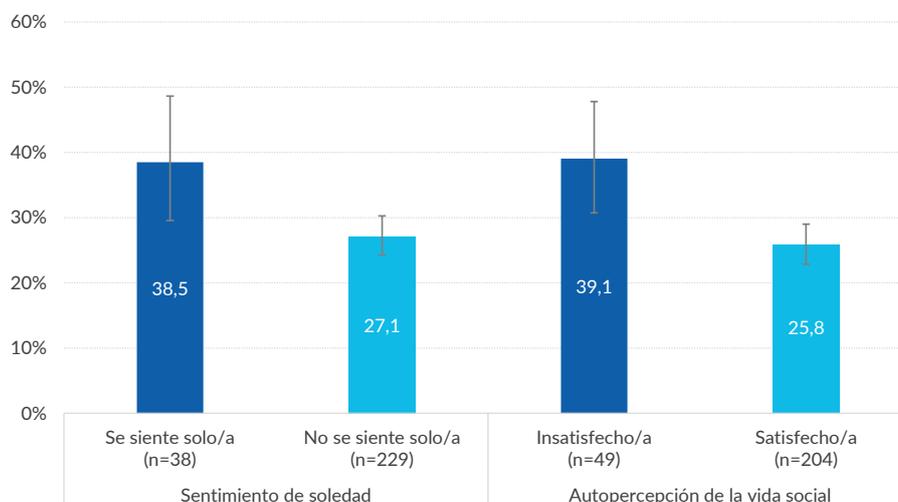


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cuando se analiza el alto riesgo de fragilidad según la situación de inmigración económica, las prevalencias tampoco difieren entre las personas inmigrantes económicas y aquellas que no lo eran.

Si se atiende al sentimiento de soledad y su vivencia de malestar asociada, se aprecia que quienes se sienten solos o solas y experimentan la soledad con malestar tenían prevalencias mayores de riesgo de fragilidad (para soledad: 38,5%; [IC95%=29,6-48,6]; para malestar: 39,0%; [IC95%=31,4-47,1]), frente a quienes no se sienten solos o solas (27,1%; [IC95%=24,3-30,3]) ni viven su soledad con malestar (27,9%; [IC95%=23,8-32,2]); sin embargo, esas diferencias no alcanzan la significación estadística. En cambio, sí se hallaron diferencias estadísticamente significativas en relación con la autopercepción de la vida social: el 39,1% de las personas que referían estar insatisfechas al respecto presentaban alto riesgo de fragilidad, frente al 25,8% de personas que notificaron insatisfacción con sus relaciones sociales. No obstante, como se muestra en la **gráfica 6**, se observan intervalos de confianza amplios, debido a que la muestra de personas que informan de las condiciones desfavorables (soledad, malestar e insatisfacción con su vida social) es mucho menor que la compuesta por las personas que manifiestan unas condiciones favorables, por lo que se deben tomar estos datos con la debida cautela.

Gráfica 6. Prevalencia de alto riesgo de fragilidad e IC95% según la frecuencia de sentimiento de soledad y la autopercepción de la vida social, a partir de los 65 años

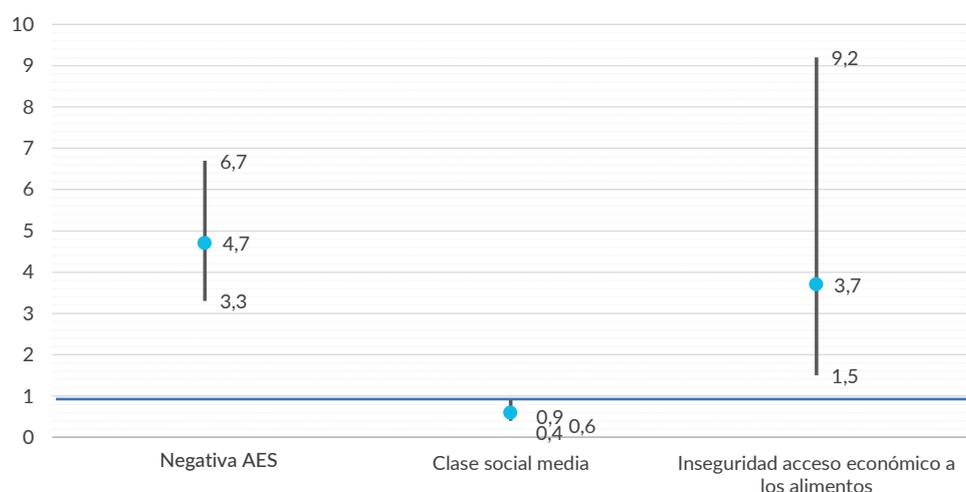


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 7** pueden observarse los resultados de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables de carácter sociodemográfico, psicosocial y de salud en relación con el alto riesgo de fragilidad. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,321, es decir, explica el 32% de la varianza del alto riesgo de fragilidad, y clasifica correctamente el 76,9% de los casos. Además, se controla el efecto de la edad, la cual se introdujo en el modelo como variable continua (OR=1,13; IC95%=1,10-1,16), pero no se presenta como resultado al tratarse de un criterio de fragilidad ya aplicado en la escala PRISMA-7.

El análisis indica que las condiciones que mejor explican el riesgo de presentar fragilidad en las personas de 65 o más años que viven en Madrid fueron: tener una mala percepción de la propia salud, que aumenta, al menos, 3,3 veces más el riesgo, seguida de la inseguridad en el acceso económico a alimentos. Por otra parte, pertenecer a la clase social ocupacional familiar media se demuestra como factor protector frente al alto riesgo de fragilidad (OR<1).

Gráfica 7. Modelo de regresión logística multivariante binaria para alto riesgo de fragilidad y variables de determinantes sociales y comorbilidad en personas de 65 y más años



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 859 casos. Variables especificadas: Autopercepción del estado de salud (referencia: Positiva AES); Clase social ocupacional familiar (referencia: Favorecida); Inseguridad de acceso económico a alimentos (referencia: Sin inseguridad). Resumen del modelo: R^2 de Nagelkerke=0,321. Pruebas omnibus: $\chi^2=218,87$; p-valor<0,000

Discusión

Hasta el momento, no existe un consenso en la literatura científica sobre la definición y la medición de la fragilidad³. Esta falta de homogeneidad sobre el concepto de fragilidad y la metodología para medirla puede contribuir a la amplia gama de prevalencias de fragilidad encontradas en la bibliografía y, por ende, puede dificultar la realización de comparaciones entre los resultados de distintos estudios poblacionales¹⁶. Por este motivo, supone un reto identificar y prevenir la fragilidad en la población envejecida de la ciudad de Madrid; y se recomienda interpretar los resultados del presente estudio con prudencia, teniendo en cuenta que la fragilidad se ha medido a través del cuestionario PRISMA-7, uno de los muchos utilizados en investigación.

La ESCM'21 se aproxima al análisis de la fragilidad en la población a partir de los 65 años, tratándose de una problemática novedosa en cuanto a su estudio en las encuestas de salud de Madrid¹⁰, puesto que las anteriores han tratado de explorar cuestiones que se relacionan más estrechamente con la dependencia y la discapacidad. Concretamente, la ESCM'17 utilizó el cuestionario Barber para detectar el riesgo de dependencia, mientras que la ESCM'13 y la ESCM'05 emplearon el Índice de Katz para valorar las actividades de la vida diaria. Algo similar ocurre con la Encuesta Nacional de Salud en España 2017¹⁴, ya que utiliza una batería de preguntas orientada a identificar las limitaciones físicas, sensoriales y cognitivas de la población, así como las dificultades para la realización de las actividades básicas e instrumentales de la vida diaria.

En la ciudad de Madrid, el 30,0% de la población de 65 años y más presenta puntuaciones de 3 o más en el cuestionario PRISMA-7, lo que indica la presencia de mayor riesgo de fragilidad, frente al 70,0% de personas con puntuaciones menores a 3.

La prevalencia de riesgo de fragilidad es mayor a medida que aumenta la edad de la población, siendo las personas de 85 años y más quienes, con clara diferencia, presentan una prevalencia más alta en nuestro trabajo. Podría pensarse que los datos se deben a la inclusión de la edad de 85 años y más como criterio que añade un punto a la puntuación total de fragilidad en el cuestionario PRISMA-7; no obstante, el análisis multivariante realizado especifica que, cada año que se avanza en edad, se incrementa al menos un 11% el riesgo de presentar una puntuación correspondiente a fragilidad. Este hallazgo sigue la misma línea que la mayoría de los estudios consultados, que apuntan a una fuerte asociación entre la fragilidad y el aumento de la edad^{6,16-18}, al entenderse el envejecimiento como un proceso progresivo caracterizado por una disminución o un deterioro del funcionamiento de los sistemas fisiológicos que regulan el organismo¹⁷ y, en consecuencia, se produce una reducción de la capacidad de reserva y una pérdida funcional inevitable¹⁹.

Además, según nuestra investigación, los hombres en general presentan prevalencias más altas de fragilidad con respecto a las mujeres, destacando esta brecha de manera significativa en el grupo de edad de los 65 a 74 años. Estos datos no están en consonancia con los encontrados en la literatura^{6,16-19}, que sitúan a las mujeres mayores como población de mayor riesgo de fragilidad frente a los hombres, si bien es cierto que la mayoría de estos resultados se basan en componentes físicos o biológicos de la fragilidad, sin tener en cuenta otros de carácter social y psicológico. De hecho, se atribuye esta mayor prevalencia en las mujeres a la superior pérdida de masa muscular en ellas durante el envejecimiento, unido a su mayor propensión a desarrollar osteoporosis -un factor de riesgo de la fragilidad-, y a ser más longevas⁶.

Los hallazgos del presente trabajo que se diferencian de los anteriores podrían deberse, entre otras razones, a la inclusión en el PRISMA-7 del sexo masculino como factor que, por sí mismo, añade un punto para la puntuación total de fragilidad, en contraste con otros instrumentos empleados en otras investigaciones, los cuales no incluyen la variable del sexo en la puntuación de fragilidad. Otra posible explicación se asienta en los diferentes roles de género tradicionales asignados mediante el proceso de socialización a lo largo de la vida: en los hombres predominan los roles centrados en la esfera pública y laboral, mientras que para las mujeres los roles están más enfocados a la esfera privada de los cuidados del hogar y la familia²⁰. A través de estos mandatos de género, es posible que en el tramo etario de los 65 a 74 años, en el que suele reducirse la actividad laboral y aumentar la actividad en el ámbito doméstico, las mujeres se perciban más independientes que los hombres en la realización de actividades básicas e instrumentales cotidianas, así como tengan mayor facilidad para establecer y mantener relaciones con familiares, amistades y otras personas, pues han podido aprender y desarrollar más este tipo de habilidades durante su ciclo vital, constituyendo un soporte ante la adversidad²¹; en cambio, se sugiere que los hombres pueden sentir más necesidad de ayuda en este tipo de tareas diarias, así como tener más dificulta-

des en la vinculación social. Según la guía para el uso de la escala PRISMA-7²², el estudio de validación de este instrumento encontró que ser hombre está fuertemente asociado con la discapacidad, debido, en parte, a que muchos hombres mayores son menos independientes en distintas actividades de la vida diaria. Según esa hipótesis, estas diferencias entre hombres y mujeres podrían disiparse según va incrementándose la edad y, como consecuencia, el riesgo de dependencia y problemas de salud es mayor con independencia del sexo.

Según el estatus socioeconómico, las personas mayores con estudios primarios o menos son las que obtuvieron mayores prevalencias en el riesgo de fragilidad, en comparación con aquellas con estudios superiores (universitarios). Otras investigaciones ya han demostrado que el nivel educativo básico resulta un factor muy relacionado con la fragilidad^{6,17,18,23-25}, sugiriendo que la comorbilidad puede estar mediando en dicha relación, en concreto, la presencia de deterioro cognitivo, la obesidad y el número de enfermedades crónicas²³; así como también el estilo de vida y la autopercepción del estado de salud¹⁸. Se ha propuesto como mecanismo subyacente a esta relación el papel de los recursos, conocimientos y comportamientos sobre la salud que la educación ofrece a lo largo de la vida, lo que puede afectar potencialmente a los problemas de salud que se desarrollan con el tiempo²⁴. No obstante, en el presente trabajo no se ha podido comprobar estadísticamente el efecto mediador de los hábitos de salud (consumo de alcohol, tabaco, ejercicio físico, etc.), debido a que eran variables incluidas en la segunda versión del cuestionario de la ESCM '21, por lo que no se pudieron cruzar ni ajustar.

Igualmente, la población mayor que pertenece a la clase social desfavorecida presentó prevalencias más elevadas de fragilidad, lo cual puede estar reflejando una asociación similar a la que se sugiere con respecto al nivel educativo, según algunos estudios previos^{17,18,24,25}. Sin embargo, no se diferencia de forma estadísticamente significativa con la clase social favorecida, como cabría esperar, sino con la clase media. De hecho, en este trabajo, formar parte de la clase social ocupacional familiar media se demostró como factor protector del riesgo de fragilidad a partir de los 65 años.

También se ha observado que las personas que refirieron sentirse más satisfechas con su vida social presentaron prevalencias más bajas de riesgo de fragilidad, en comparación con aquellas que se mostraron insatisfechas; en cambio, aunque se aprecia una prevalencia menor entre las personas que no se sienten solas, esta no llega a ser significativa. Estos resultados están, hasta cierto punto, en consonancia con otros estudios¹, según los cuales, formar parte de una familia con una red de apoyo restringido, sentirse solo/a y estar aislado/a socialmente se asociaba a un mayor riesgo de fragilidad, mientras que participar en actividades sociales (como visitar a familia y amistades, hablar con vecinos y vecinas o hacer alguna actividad de ocio) se vinculó con una menor probabilidad de presentar fragilidad. Sin duda se requiere una investigación en mayor profundidad para explorar esta relación.

La condición que mejor explica el alto riesgo de fragilidad en las personas mayores de la ciudad de Madrid es tener una mala percepción de la propia salud. Estos datos son consistentes con otros estudios^{6,26}, que evidencian una asociación entre la presencia de fragilidad y una peor autopercepción del estado de salud, aunque en esta última ha sido estudiada, en la mayoría de los casos, como variable dependiente de la fragilidad. Al ser el nuestro un estudio transversal, no se puede concluir si una mala percepción de la propia salud predice la fragilidad o si un estado de fragilidad predice una peor autopercepción de la salud; aunque es posible que la relación sea bidireccional y se retroalimenten mutuamente, dando lugar a un mayor riesgo de presentar problemas de salud.

La segunda condición que explica de forma significativa y con mayor peso el alto riesgo de fragilidad en la población estudiada es tener dificultades o inseguridad en el acceso económico a los alimentos. Este hallazgo es novedoso, ya que la investigación clásica sobre fragilidad relacionada con los determinantes sociales ha centrado la atención, sobre todo, en cuatro indicadores de estatus socioeconómico: el nivel educativo y de ingresos, la clase social ocupacional y la riqueza²⁵, siendo muy escaso el estudio sobre la inseguridad alimentaria. Con base en una revisión sobre vulnerabilidad nutricional²⁷, una de las hipótesis que se plantea consiste en que estar en situación de inseguridad para el acceso a alimentos puede repercutir en una peor salud física y mental, al no disponer, por un lado, de recursos económicos o de otro tipo para realizar una alimentación saludable, influyendo en las reservas biológicas y fisiológicas del organismo y, por otro lado, ante el estrés y la preocupación mantenidos que pueden suponer las dificultades para acceder a alimentos, dando lugar a una mayor vulnerabilidad para quien padece este tipo de situaciones.

Por último, en nuestra investigación no se ha hallado una relación directa entre la fragilidad y haber tenido COVID-19 con sintomatología grave (hospitalización o ingreso en la UCI) cuando se controla el efecto del resto de variables. A pesar de que los datos no contribuyen a confirmar la incipiente evidencia de esta relación encontrada en otros estudios^{7,8}, resulta interesante poderlo estudiar en futuras líneas de investigación con mayores tamaños muestrales.

A partir de los resultados, se puede afirmar la naturaleza multidimensional de la fragilidad de las personas de 65 o más años, residentes en la ciudad de Madrid. Por tanto, es importante atender a los factores de salud, sociales y estructurales que se relacionan más estrechamente con la fragilidad, haciendo énfasis en las actuaciones comunitarias y multicomponentes.

Conclusiones

- En la ciudad de Madrid un importante porcentaje de personas a partir de los 65 años presentan riesgo de fragilidad (30,0%) [IC95%=27,2-32,9].
- El incremento progresivo de la edad es un factor de riesgo para presentar fragilidad entre las personas a partir de los 65 años, siendo aquellas con 85 o más años un grupo de especial riesgo, pues el 87,9% de ellas son consideradas frágiles.
- Los hombres muestran una mayor prevalencia de riesgo de fragilidad que las mujeres. Esta diferencia es notablemente significativa para las personas de 65 a 74 años, estrechándose la brecha según aumenta la edad de la población.
- Las personas con estudios primarios o menos, así como aquellas que pertenecen a la clase social desfavorecida, son las que presentan mayores prevalencias de riesgo de fragilidad.
- Las personas mayores que muestran insatisfacción con su vida social también alcanzan prevalencias más altas de fragilidad, frente a quienes están satisfechas; sin embargo, no existen diferencias estadísticamente significativas entre las prevalencias de quienes se sienten solos o solas con frecuencia y quienes no tienen ese sentimiento de soledad.
- Las condiciones que mejor explican un alto riesgo de fragilidad son tener una mala autopercepción del estado de salud y manifestar dificultades o inseguridad en el acceso económico a los alimentos. Por contra, pertenecer a la clase social media se muestra como un factor protector frente a la fragilidad en las personas de 65 o más años.

Referencias bibliográficas

1. Bessa B, Ribeiro O, Coelho T. Assessing the social dimension of frailty in old age: A systematic review. *Arch Gerontol Geriatr.* 2018;78:101-13.
2. Freer K, Wallington SL. Social frailty: the importance of social and environmental factors in predicting frailty in older adults. *Br J Community Nurs.* 2019;24(10):486-92.
3. Pialoux T, Goyard J, Lesourd B. Screening tools for frailty in primary health care: a systematic review. *Geriatr Gerontol Int.* 2012;12(2):189-97.
4. Acosta-Benito MÁ, Martín-Lesende I. Fragilidad en atención primaria: diagnóstico y manejo multidisciplinar. *Aten Primaria.* 2022;54(9):102395.
5. Morley JE, Vellas B, van-Kan GA, Anker SD, Bauer JM, Bernabei R, et al. Frailty consensus: a call to action. *J Am Med Dir Assoc.* 2013;14(6):392-7.
6. de-Carvalho-Mello A, Engstrom EM, Alves LC. Health-related and socio-demographic factors associated with frailty in the elderly: a systematic literature review. *Cad Saude Publica.* 2014;30:1143-68.

7. Grupo de Trabajo de Prevención de la Fragilidad y Caídas de la Estrategia de Promoción de la Salud y Prevención en el Sistema Nacional de Salud. Recomendaciones para abordaje de la fragilidad en situación de crisis sanitaria generada por la COVID-19 [Internet]. 2021 [cited 2023 Apr 24]. Available from: https://www.sanidad.gob.es/bibliotecaPub/repositorio/libros/29068_recomendaciones_abordaje_fragilidad_en_situacion_crisis_sanitaria_COVID-19.pdf
8. Maltese G, Corsonello A, Di-Rosa M, Soraci L, Vitale C, Corica F, et al. Frailty and COVID-19: a systematic scoping review. *J Clin Med*. 2020;9(7):2106.
9. Maseda A, de-Labra C, Lorenzo-López L, Cibeira N, Regueiro-Folgueira L, Millán-Calenti JC. Calidad de vida y aspectos sociales como determinantes de fragilidad. *Rev Esp Geriatr Gerontol*. 2018;53(Suplemento 1):46–9.
10. Madrid Salud. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 [Internet]. 2017. Available from: <https://datos.madrid.es/portal/site/egob/menuitem.c05c1f754a33a9f9be4b2e4b284f1a5a0/?vgnextoid=77e-22cbf3ee07510VgnVCM1000001d4a900aRCRD&vgnnextchannel=374512b9ace9f310VgnVCM-100000171f5a0aRCRD&vgnnextfmt=default>
11. Raïche M, Hébert R, Dubois MF. PRISMA-7: a case-finding tool to identify older adults with moderate to severe disabilities. *Arch Gerontol Geriatr*. 2008;47(1):9–18.
12. Hoogendijk EO, van-der-Horst HE, Deeg DJH, Frijters DHM, Prins BAH, Jansen APD, et al. The identification of frail older adults in primary care: comparing the accuracy of five simple instruments. *Age Ageing*. 2013;42(2):262–5.
13. Sutorius FL, Hoogendijk EO, Prins BAH, van-Hout HPJ. Comparison of 10 single and stepped methods to identify frail older persons in primary care: diagnostic and prognostic accuracy. *BMC Fam Pract*. 2016;17:1–12.
14. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Nacional de Salud en España 2017 [Internet]. [cited 2022 Jul 29]. Available from: <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuesta2017.htm>
15. Börsch-Supan A, Brandt M, Hunkler C, Kneip T, Korbmayer J, Malter F, et al. Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *Int. J. Epidemiol*. 2013;42:992–1001.
16. Collard RM, Boter H, Schoevers RA, Oude-Voshaar RC. Prevalence of frailty in community-dwelling older persons: a systematic review. *J Am Geriatr Soc*. 2012;60(8):1487–92.
17. Espinoza SE, Fried LP. Risk factors for frailty in the older adult. *Clin Geriatr*. 2007;15(6):37.
18. Jauregui JR, Rubin RK. Fragilidad en el adulto mayor. *Rev. Hosp. Ital. B. Aires*. 2012;32(3):110–5.
19. He B, Ma Y, Wang C, Jiang M, Geng C, Chang X, et al. Prevalence and risk factors for frailty among community-dwelling older people in China: a systematic review and meta-analysis. *J Nutr Health Aging*. 2019;23:442–50.
20. Pérez-de-Guzmán-Puya MV, Rodríguez-Díez JL Roles de género en personas mayores en el ámbito familiar: Un estudio longitudinal 2013-2018. *iQual. Revista de género e igualdad*. 2020;(3):62–79.
21. Toro MR. Estudio etnográfico sobre el envejecer de las mujeres mayores desde una perspectiva de género y de curso vital. *Prisma Social: revista de investigación social*. 2018;(21):75–107.
22. Centre d'expertise en santé de Sherbrooke (CESS) Sherbrooke Health Expertise Center, Myriam Jbabdi DBMR. User guide for the PRISMA⁷ questionnaire to identify older adults with significant disabilities. INTERNATIONAL version (English). Québec, Canadá; 2021.
23. Hoogendijk EO, van-Hout HPJ, Heymans MW, van-der-Horst HE, Frijters DHM, van-Groenou MIB, et al. Explaining the association between educational level and frailty in older adults: results from a 13-year longitudinal study in the Netherlands. *Ann Epidemiol*. 2014;24(7):538–44.

24. Stolz E, Mayerl H, Waxenegger A, Rásky É, Freidl W. Impact of socioeconomic position on frailty trajectories in 10 European countries: evidence from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (2004–2013). *J Epidemiol Community Health*. 2017;71(1):73–80.
25. Wang J, Hulme C. Frailty and socioeconomic status: a systematic review. *J Public Health Res*. 2021;10(3):jphr-2021.
26. Fernández I, Sentandreu-Mañó T, Tomas JM. Impacto del estatus de fragilidad sobre la salud y calidad de vida en personas mayores españolas. *Aten Primaria*. 2020;52(10):731–7.
27. Starr KNP, McDonald SR, Bales CW. Nutritional vulnerability in older adults: a continuum of concerns. *Curr Nutr Rep*. 2015;4:176–84.

3.4.4 ALTERACIÓN DEL ESTADO PONDERAL

Introducción

La OMS define el sobrepeso y la obesidad como una acumulación anormal o excesiva de grasa que puede ser perjudicial para la salud¹ y caracteriza la obesidad como una enfermedad crónica compleja que en la mayoría de los casos es multifactorial debida a entornos obesogénicos, factores psicosociales y variantes genéticas y en la que en determinados casos se pueden identificar factores etiológicos principales únicos (medicamentos, enfermedades, inmovilización, procedimientos iatrogénicos, enfermedad monogénica/síndrome genético)². El índice de masa corporal (IMC) es la medida comúnmente utilizada en adultos para evaluar el estado ponderal, si bien presenta ciertas limitaciones³.

Ambos trastornos, inicialmente propios de países con ingresos altos, han tenido un rápido incremento en los de ingresos medios y bajos, muchos de los cuales se enfrentan a la *doble carga de la malnutrición*⁴ o coexistencia de la desnutrición con el sobrepeso, la obesidad y las enfermedades no transmisibles relacionadas con la alimentación. Una visión más amplia define la situación mundial como *sindemia global* o coexistencia de las pandemias de obesidad, desnutrición y cambio climático⁵. Globalmente, entre 1975 y 2016 la obesidad casi se triplicó. Al final del periodo, el 39% de las personas de 18 o más años tenía sobrepeso y alrededor del 13% obesidad¹. En la Región Europea de la OMS, la obesidad afectaba al 23% de la población adulta (24% de las mujeres y 22% de los hombres) y si a ello se le unía el sobrepeso, la prevalencia aumentaba hasta un 59%, suponiendo la cuarta causa de mortalidad⁶. Las estimaciones para 2030 en los países de ingresos altos⁷ cifran la prevalencia de obesidad en hombres en el 37% y 34% en mujeres⁸.

El incremento del sobrepeso y la obesidad mundial se relaciona con dos aspectos: los cambios en los hábitos alimentarios (aumento de la ingesta de alimentos hipercalóricos) y la disminución de la actividad física por formas de trabajo y de ocio más sedentarias, nuevos modos de transporte e incremento de la urbanización¹. Estos cambios se asocian a un desarrollo carente de políticas reguladoras del mercado y de la publicidad de alimentos y bebidas no saludables (ultraprocesados, bebidas azucaradas), y a un entorno construido, principalmente en las ciudades, falta de espacios verdes y de recreo y en el que prima la movilidad motorizada⁹.

El término *entorno obesogénico*¹⁰ define a estos entornos modernos que impulsan la pandemia de obesidad. La perspectiva obesogénica analiza el impacto sobre la alimentación y la actividad física de los entornos socioculturales, físicos, económicos, políticos, y actualmente también los entornos alimentarios digitales en su vertiente poco saludable⁶. Este enfoque ha supuesto un cambio que aparta los comportamientos individuales del centro de la diana de la investigación y la política.

La pandemia de COVID-19 ha tenido efectos negativos sobre la seguridad alimentaria, la nutrición y los sistemas alimentarios¹¹⁻¹³, en nuestro país se cifra en un 50% el incremento de las solicitudes a los bancos de alimentos. Las medidas tomadas (limitación de la movilidad, distanciamiento y aislamiento social o aprendizaje y trabajo en remoto) también han influido sobre los comportamientos relacionados con el peso corporal (actividad física, patrones alimentarios, sueño) con efectos generales de incremento de peso¹⁴⁻¹⁸.

En el desarrollo de la obesidad a lo largo de la vida se combinan los efectos de dos situaciones: la exposición a la situación nutricional y el peso corporal de ambos progenitores antes de la concepción y a los maternos durante la gestación (mecanismos epigenéticos), además de una dieta no saludable y la inactividad física como consecuencia de la exposición a factores ambientales obesogénicos⁶. Por otra parte, la obesidad que se inicia en la niñez con frecuencia persiste durante la adolescencia y la vida adulta¹⁹, lo que hace necesarias estrategias específicas para cada fase del curso de la vida y políticas generales que aborden los determinantes ambientales y comerciales²⁰.

El sobrepeso y la obesidad son factores de riesgo de diversas enfermedades cardiovasculares, respiratorias, gastrointestinales, osteoartritis, accidente cerebrovascular, diabetes, determinados tipos de cáncer^{21,22} y padecer formas graves de COVID-19^{23,24}, entre otras, a las que se añaden las consecuencias de estos trastornos en la salud mental y el estigma de padecerlos^{25,26}. La investigación de los mecanismos por los que personas obesas desarrollan patologías descritas facilitará identificar dianas específicas para su prevención^{27,28}.

En España, las tendencias del sobrepeso y la obesidad de los últimos 25 años han sido ascendentes, tal y como ha ocurrido en nuestro entorno. En 2020, el 53,6% de la población de 18 y más años vivía con sobrepeso u obesidad. El primero afectaba al 37,6% de la población (44,9% de los hombres y 30,6% de las mujeres). La prevalencia de obesidad fue del 16,0%, también mayor en hombres: 16,5% vs. 15,5% en mujeres, situación contraria a la descrita en la Región Europea de la OMS, donde la mayor prevalencia se daba en mujeres²⁹.

El objetivo de este estudio fue conocer la situación de la población mayor de edad de la ciudad de Madrid respecto al exceso de peso (sobrepeso y obesidad), sus prevalencias y distribución en el municipio, así como las características demográficas y socioeconómicas que se relacionan y explican dichos trastornos, además de comparar dicha situación con la observada en otros entornos y valorar su evolución en la ciudad.

Método

Fuente de datos e instrumentos

Los datos se extrajeron de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), en concreto de la fracción de muestra con 18 o más años (N=8.472).

El IMC se calculó a partir del peso y la talla declarados por la persona entrevistada según la fórmula: $IMC = \text{peso (kg)} / \text{talla (m}^2\text{)}$. Se consideraron las siguientes categorías:

- Peso insuficiente o bajo peso (IMC < 18,5).
- Normopeso (IMC entre 18,5 y 24,9).
- Sobrepeso (IMC entre 25 y 29,9).
- Obesidad (IMC \geq 30).

Análisis de datos

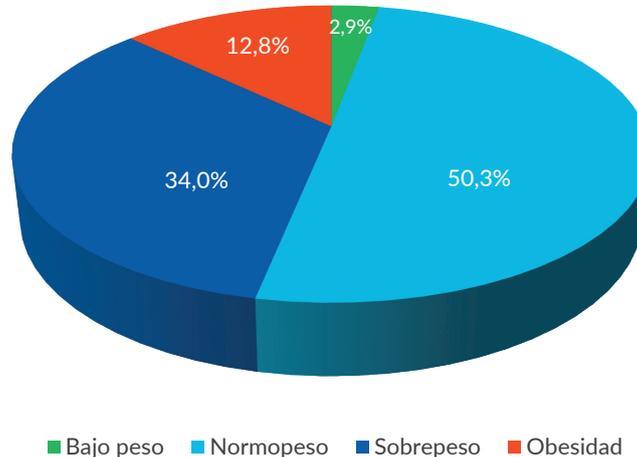
El análisis de datos se efectuó mediante el programa estadístico SPSS, con la muestra ponderada. En primer lugar se realizó un análisis descriptivo para conocer la prevalencia del exceso de peso (sobrepeso + obesidad) en la ciudad de Madrid según diversas variables socioeconómicas y demográficas básicas (sexo, edad, nivel de estudios, clase social familiar, distrito de residencia y estatus migratorio), realizando el cálculo de los correspondientes IC95% para poder elevar los datos a la población general y reflejar la posible significación estadística de las diferencias entre prevalencias. De esta misma forma también se analizaron, de manera separada, las variables dependientes sobrepeso y obesidad, así como someramente el bajo peso (por sexo, edad, nivel de estudios, clase social familiar y grupo de distritos de residencia según su nivel de desarrollo humano).

Posteriormente se hicieron análisis multivariantes para determinar aquellos factores que explicaban mejor el riesgo de tener exceso de peso, así como sobrepeso y obesidad de forma independiente (OR ajustadas con sus respectivos IC95%), descartando así la interacción que pudieran tener el resto de los factores que estén mediando en esta influencia.

Resultados

El 46,8% [IC95%=45,7-47,9] de las personas de 18 o más años encuestadas tenían exceso de peso (sobrepeso +obesidad) (**gráfica 1**).

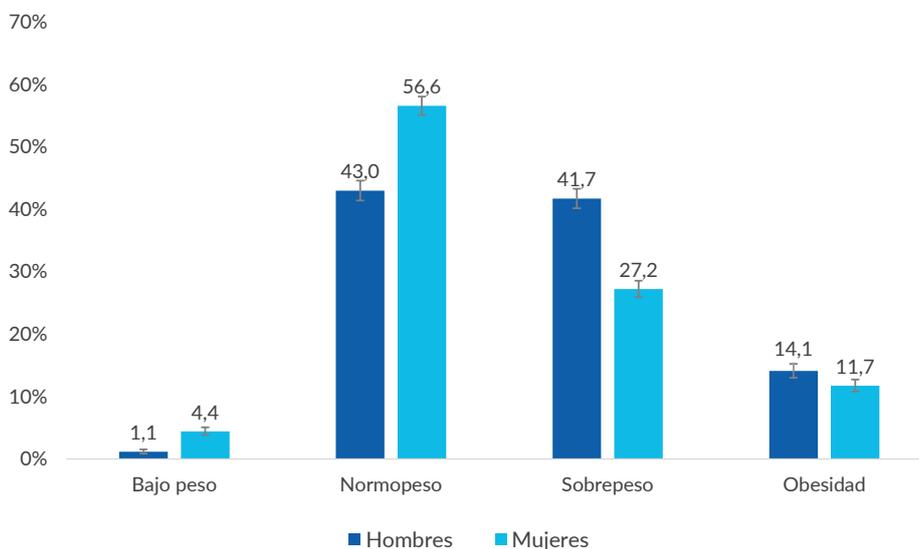
Gráfica 1. Distribución de frecuencias de tipos ponderales según el IMC (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El exceso de peso fue más prevalente en los hombres: lo presentaron el 55,9% [IC95%=54,2-57,4] de los encuestados frente al 39,0% [IC95%=37,5-40,4] de las mujeres (**gráfica 2**). Hubo diferencias estadísticamente significativas entre sexos en todas las categorías del IMC, siendo mayores las prevalencias de bajo peso y normopeso en las mujeres.

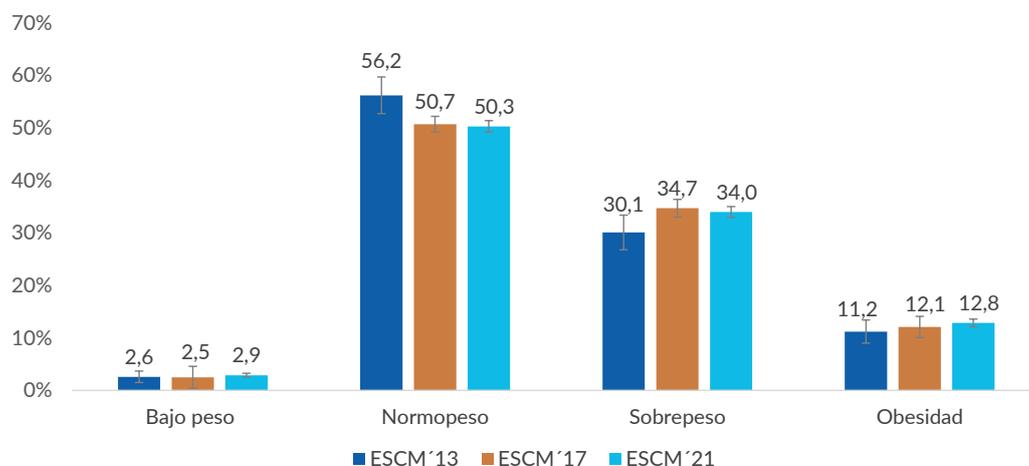
Gráfica 2. Prevalencias de las categorías del IMC según sexo (e IC95%). (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A continuación, se puede observar el histórico de las prevalencias de las categorías del IMC en las tres últimas encuestas de salud madrileñas (2013, 2017 y 2021) (**gráfica 3**).

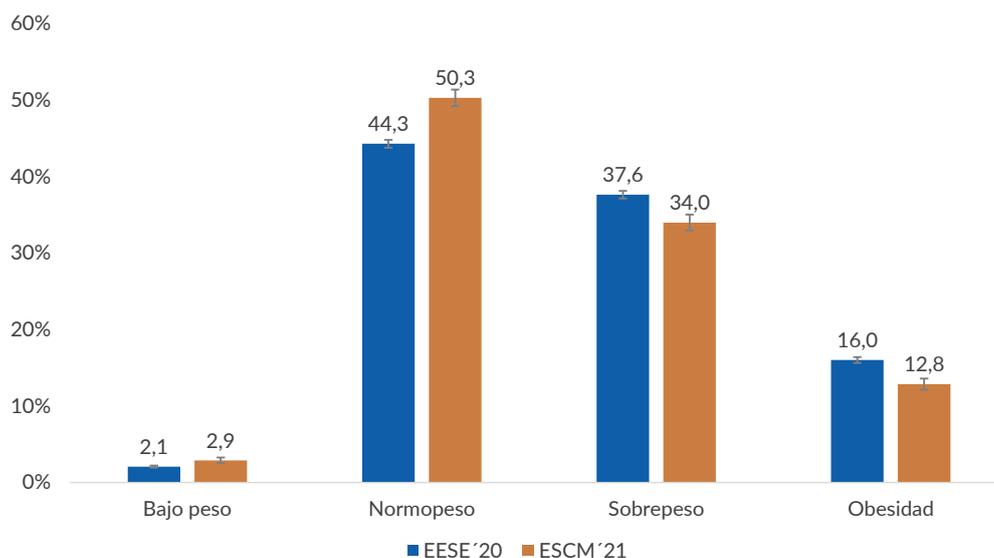
Gráfica 3. Prevalencias de categorías del IMC (con IC95%). Evolución según ESCM 2013, 2017 y 2021



Fuente: Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid 2013, 2017 y 2021

La comparación de los datos obtenidos en la ESCM'21 con los de la Encuesta Europea de Salud en España (ESEE'20) se puede observar en la **gráfica 4**.

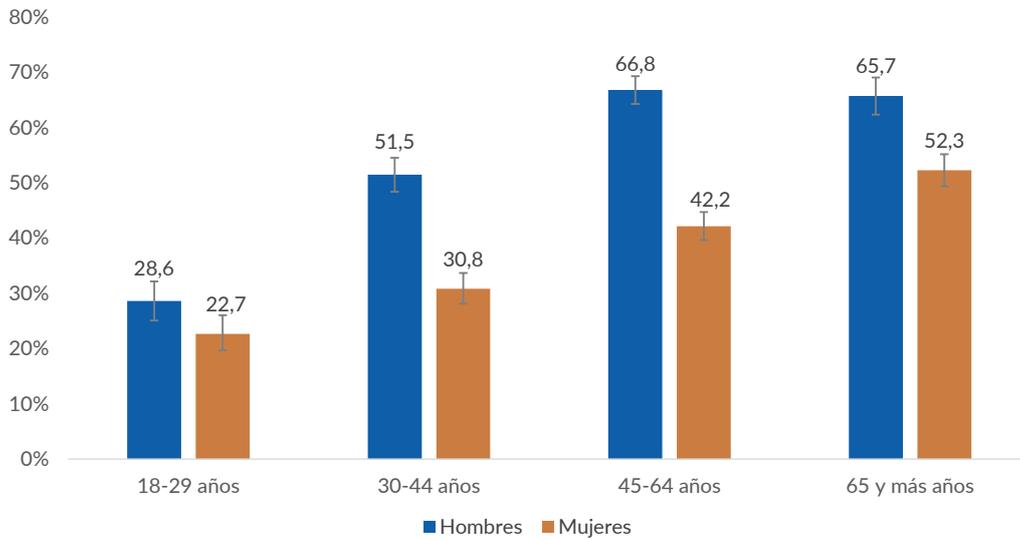
Gráfica 4. Distribución de categorías ponderales del IMC (con IC95%) en España (2020) y ciudad de Madrid (2021)



Fuente: Encuesta Europea de Salud en España 2020 y Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la ESCM'21 existe un gradiente directo entre el aumento de edad y el exceso de peso. La prevalencia de exceso de peso en el grupo más joven (15-29 años) fue del 25,6% [IC95%=23,3-28,0]; 41,0% en el de 30 a 44 años [IC95%=38,9-43,1]; 53,8% en el de 45 a 64 años [IC95%=52,0-55,7], y 57,7% en el de 65 y más años [IC95%=55,5-59,9]. Las diferencias entre cada grupo etario son estadísticamente significativas según sus IC95% entre los tres primeros grupos (18 a 64 años), no así entre los dos últimos (45-64 años vs. 65 o más años). Por sexo, el exceso de peso fue más prevalente en hombres, con diferencias significativas respecto a las mujeres a partir de los 30 años (**gráfica 5**).

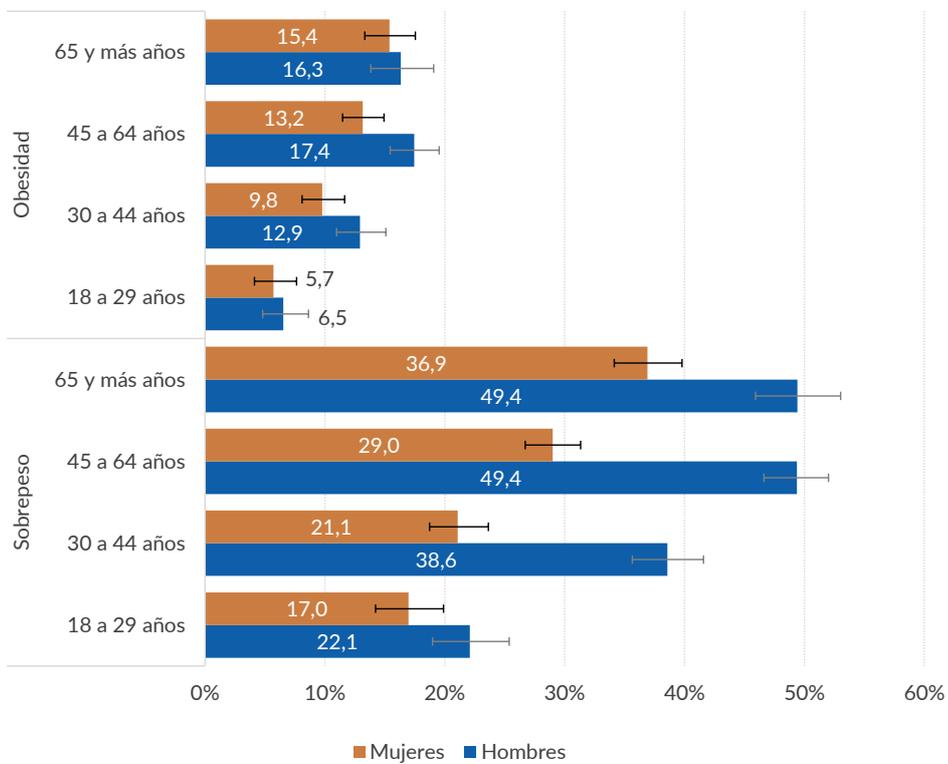
Gráfica 5. Prevalencia del exceso de peso (sobrepeso + obesidad) según grupos de edad y sexo (con IC95%). (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

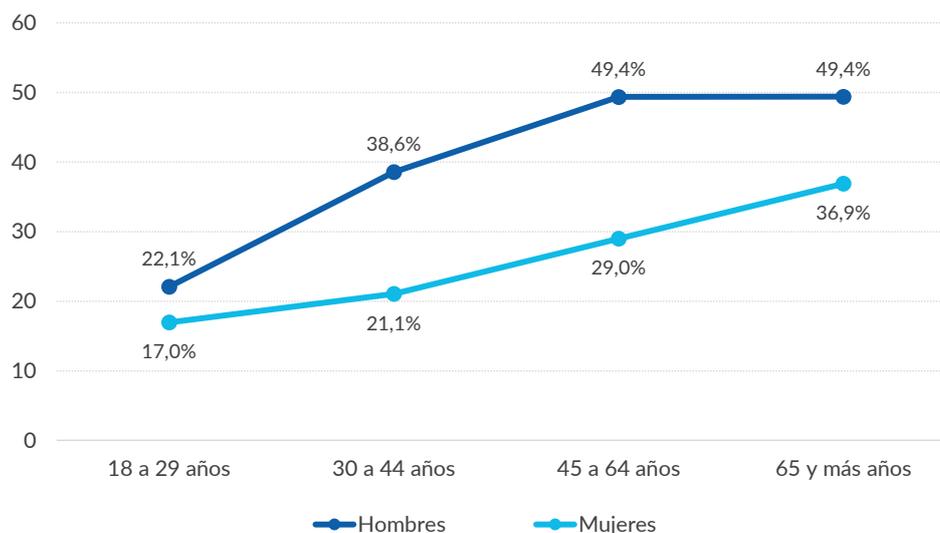
Desagregados los datos de sobrepeso y obesidad, el primero es significativamente más prevalente en hombres desde los 30 años en adelante. Respecto a la obesidad, solamente es significativa la mayor prevalencia en hombres respecto a las mujeres entre los 45 y 64 años (gráficas 6, 7 y 8).

Gráfica 6. Prevalencias de sobrepeso y obesidad según grupos de edad y sexo (con IC95%). (N=8.084)



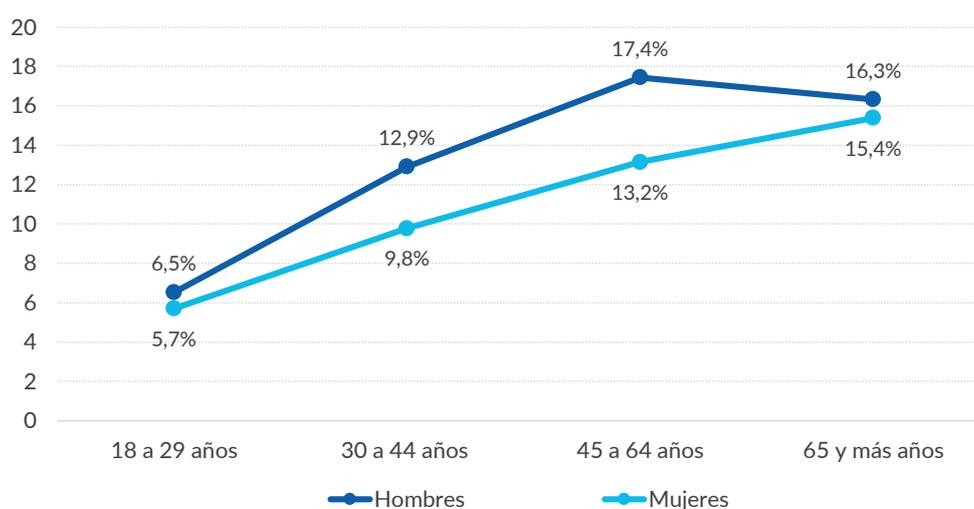
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 7. Prevalencias de sobrepeso según grupos de edad y sexo (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

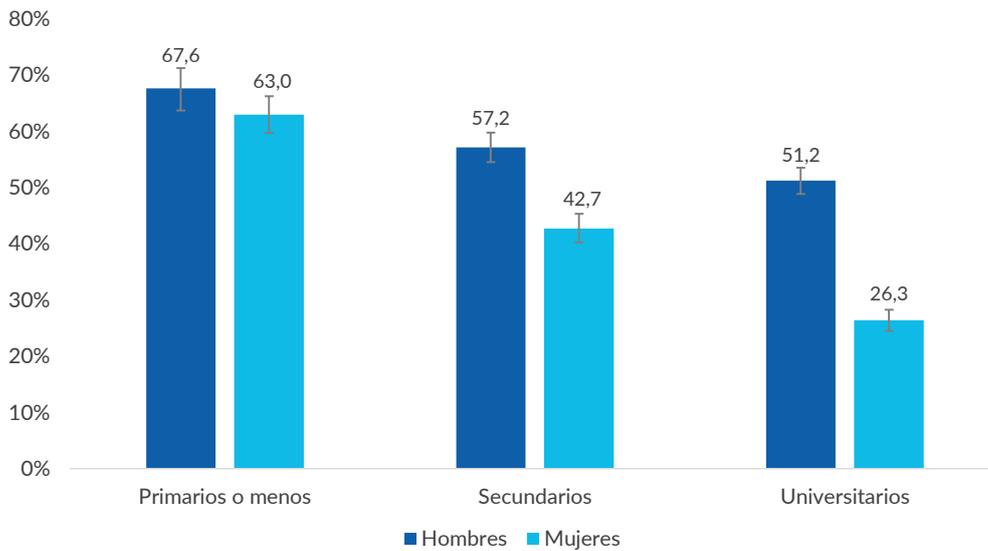
Gráfica 8. Prevalencias de obesidad según grupos de edad y sexo (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto al nivel educativo (NE), se comprueba que este se relaciona de manera inversa respecto al exceso de peso. A menor nivel de estudios alcanzado por los/as encuestados/as, mayor prevalencia de exceso de peso. La prevalencia más alta correspondió al NE primarios o menos: 64,9% [IC95%=62,3-67,3], descendiendo hasta el 49,7% en secundarios [IC95%=47,9-51,5] y al 38,1% en universitarios [IC95%=36,6-39,6]. Las diferencias entre los tres niveles fueron estadísticamente significativas según sus IC95%. En los niveles secundario y universitario, los hombres mostraban prevalencias significativamente más altas de exceso de peso frente a las mujeres con mismo nivel educativo (gráfica 9).

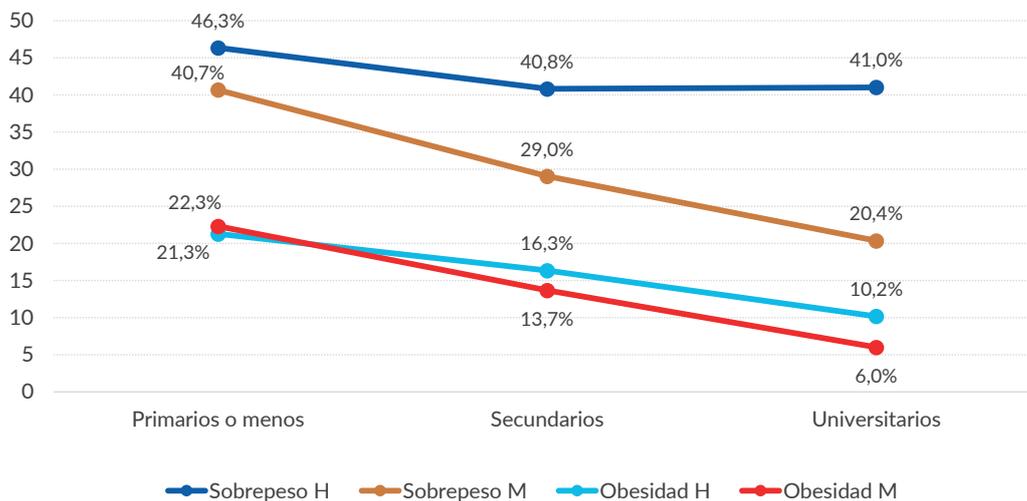
Gráfica 9. Prevalencia del exceso de peso (sobrepeso + obesidad) según nivel educativo y sexo (con IC95%). (N=8.069)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En personas con estudios primarios o menos, no hubo diferencias significativas por sexo en sus prevalencias de sobrepeso y obesidad. La única prevalencia mayor en mujeres respecto a los hombres fue en la de obesidad para NE primarios o menos: 22,2% [IC95%=19,6-25,2] en mujeres vs. 21,3% [IC95%=18,1-24,7] en hombres, no alcanzando significación estadística la citada diferencia. Sí fueron estadísticamente significativas las mayores prevalencias de sobrepeso en hombres en los niveles secundario y universitario vs. mujeres, y también en este último NE respecto a la obesidad en ellas (gráfica 10).

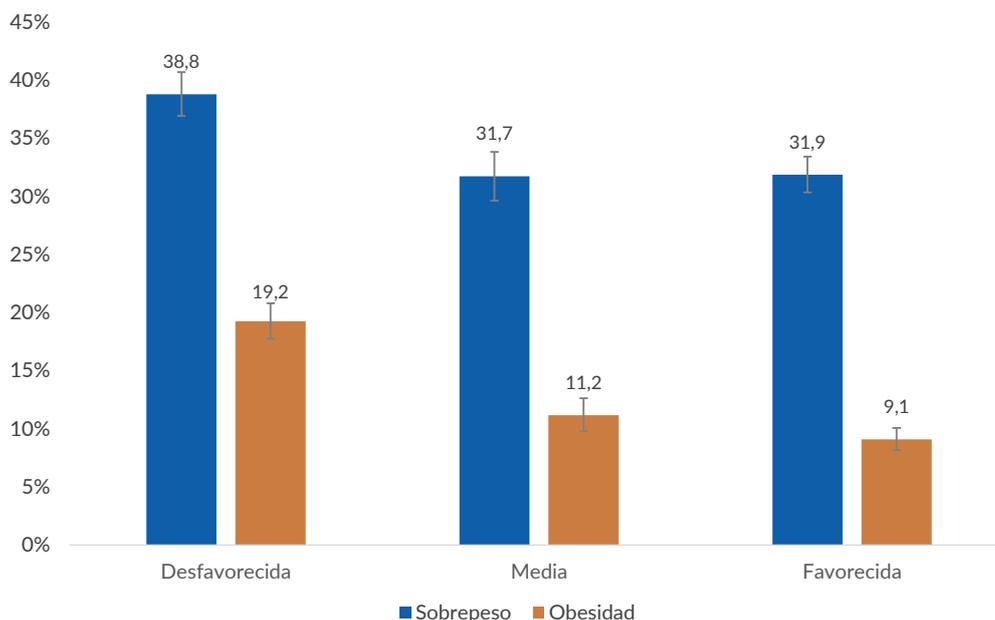
Gráfica 10. Prevalencias de sobrepeso y obesidad según nivel educativo y sexo (%). (N=8.069)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto a la clase social familiar (CSF), el exceso de peso fue más prevalente en la CSF desfavorecida: 58,0% [IC95%=56,1-59,9], con diferencias estadísticamente significativas respecto a la media [42,9% (IC95%=40,7-45,1)] y a la favorecida [40,9% (IC95%=39,3-42,6)]. En la gráfica 11 se muestran las prevalencias desagregadas por sobrepeso y obesidad.

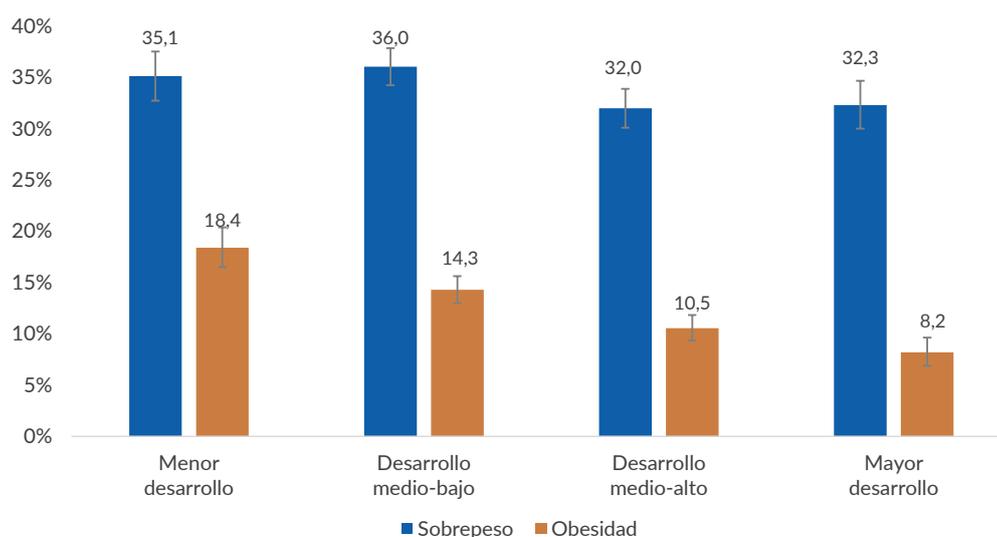
Gráfica 11. Prevalencias de sobrepeso y obesidad según la Clase Social Familiar (CSF) (con IC95%). (N=7.968)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El exceso de peso fue significativamente más prevalente en los distritos de desarrollo menor y medio-bajo: 53,6% [IC95%=51,1-56,1] y 50,3 [IC95%=48,4-52,2] respectivamente, frente a los de desarrollo medio-alto y alto: 42,5% [IC95%=40,6-44,6] y 40,5% [IC95%=38,1-42,9]. En el análisis del sobrepeso (**gráfica 12**), solamente se encontraron diferencias con significación estadística entre los dos grupos de distrito de desarrollo medio (medio-bajo vs. medio-alto). En cuanto a la obesidad, son significativas las diferencias entre los distritos de menor desarrollo y el resto de los clústeres de distritos.

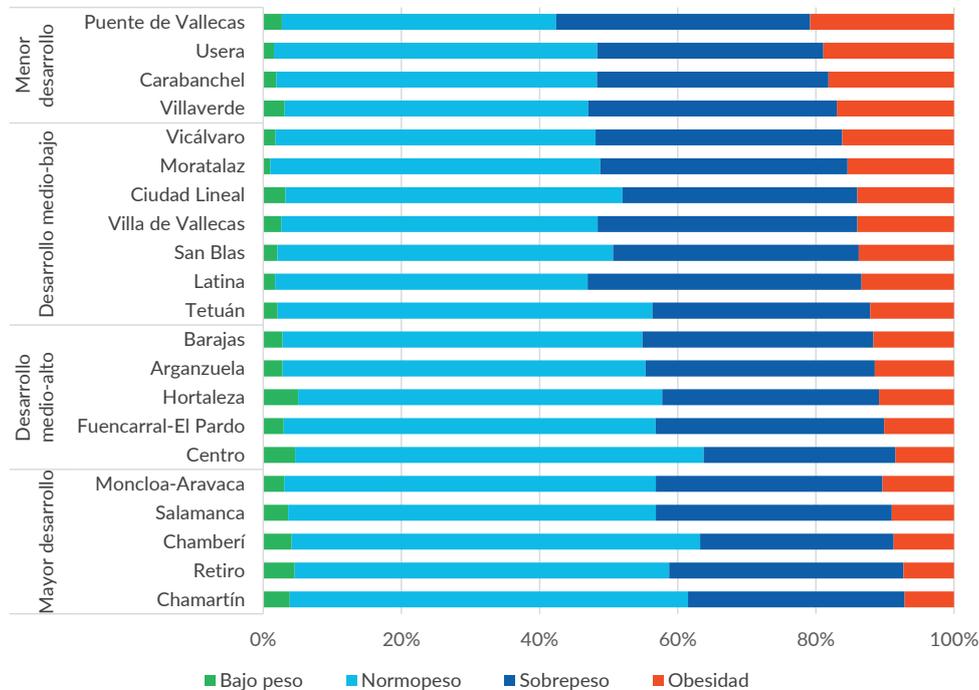
Gráfica 12. Prevalencias de sobrepeso y obesidad según el nivel de desarrollo humano del grupo de distritos (con IC95%). (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 13** se puede observar la distribución de los tipos ponderales según el IMC en cada uno de los distritos madrileños, agrupados por nivel de desarrollo.

Gráfica 13. Distribución de frecuencias de tipos ponderales (IMC) en los distritos de la ciudad de Madrid, ordenados según su indicador de desarrollo humano* (N=8.084)

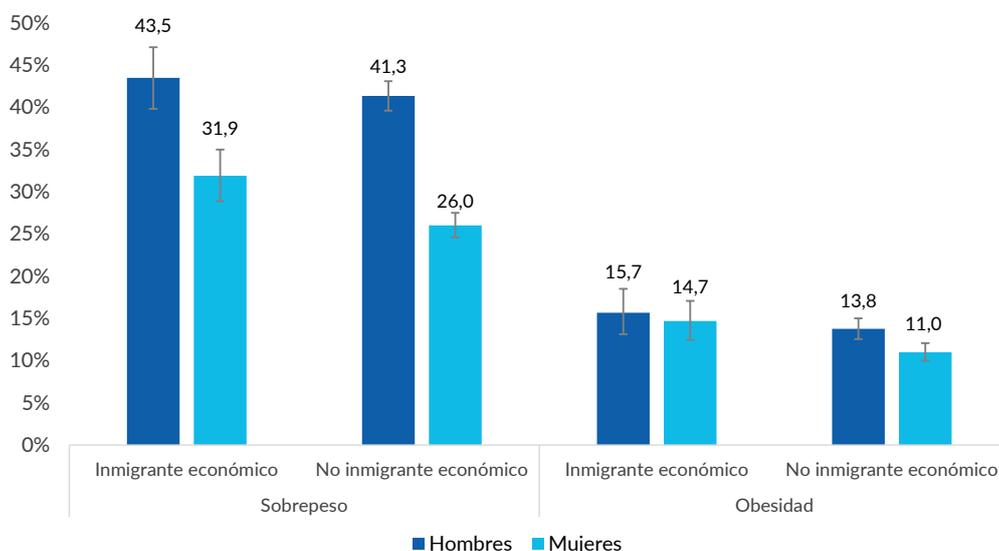


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

(*) Nota. Ver "Agrupación de distritos según desarrollo humano" en el capítulo de Análisis Socioeconómicos

La prevalencia del exceso de peso en personas migrantes por motivos económicos resultó significativamente más alta que en no migrantes: 52,1% [IC95%=49,7-54,6] vs. 45,5% [IC95%=44,3-46,7]. En ambos grupos, la proporción de hombres con exceso de peso fue significativamente mayor que la de mujeres. En población migrante la prevalencia en hombres se situó en el 59,2% [IC95%=55,4-62,7] vs. 46,6% [IC95%=43,4-49,9] de las mujeres y en población no migrante por motivos económicos 55,1% [IC95%=53,3-56,8] en hombres vs. 37,0% [IC95%=35,4-38,6] en mujeres. Las prevalencias significativamente más altas en población migrante y en hombres respecto a mujeres, también se observan en el sobrepeso. En la obesidad, las diferencias significativas por sexo se limitan a la población no migrante por motivos económicos (**gráfica 14**).

Gráfica 14. Prevalencias de sobrepeso y obesidad según estatus migratorio y sexo (con IC95%). (N=8.084)

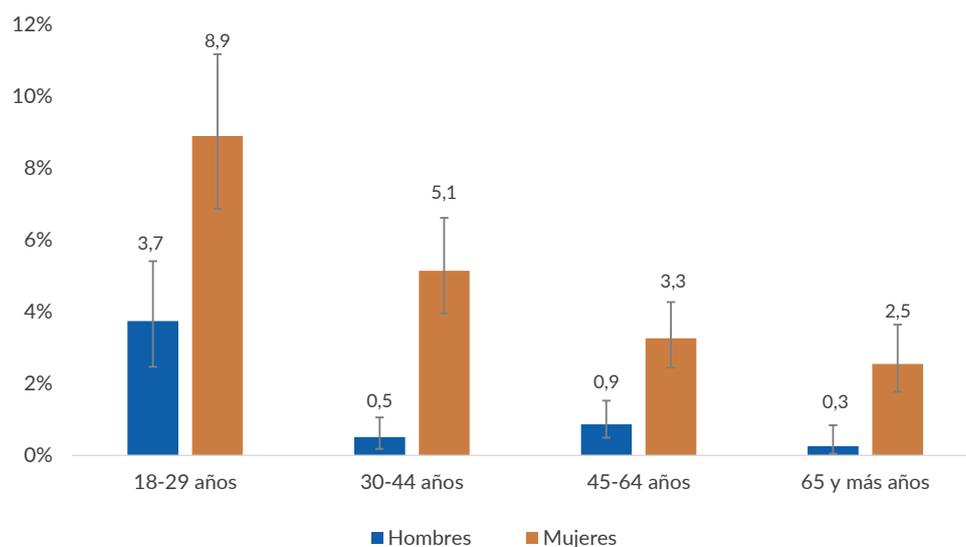


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A diferencia del sobrepeso y la obesidad, el bajo peso, por su magnitud, no es un problema de salud pública en España ni en el entorno europeo y, si bien su análisis no es el objetivo principal de este informe, conocer la situación actual en nuestra ciudad no carece de interés, además de poder servir como punto de partida y referencia para estudios posteriores, puesto que es la primera vez en las cuatro ediciones del Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid, que se analiza esta variable ponderal.

El bajo peso afectó al 2,9% [IC95%=2,5-3,3] de las personas de 18 y más años encuestadas (n=233). La prevalencia en mujeres resultó significativamente más alta que en los hombres: 4,4% [IC95%=3,8-5,1] vs. 1,1% [IC95%=0,8-1,5] en todos los grupos etarios (gráfica 15). En ambos sexos las mayores prevalencias se hallaron en el grupo de 18 a 29 años, con diferencias significativas respecto a las del resto de grupos de edad.

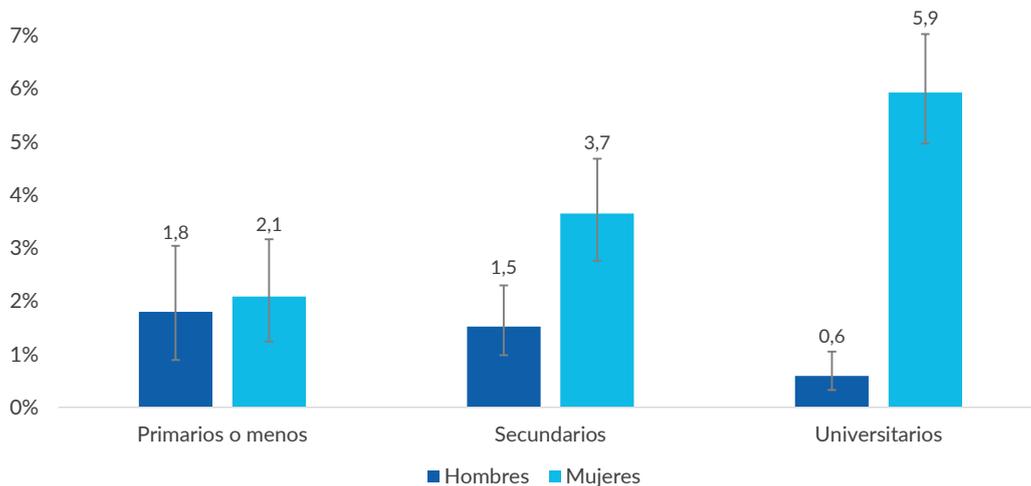
Gráfica 15. Prevalencia de bajo peso según grupos de edad y sexo (con IC95%). (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto al NE, las prevalencias de bajo peso en mujeres eran significativamente más altas en los niveles secundario y universitario (**gráfica 16**) con respecto a los hombres. Dentro del grupo de las mujeres, la prevalencia significativamente más alta se observó en el nivel universitario, con respecto a los otros dos niveles educativos (estudios primarios o menos y secundarios). El bajo peso en hombres no reflejó diferencias significativas por NE.

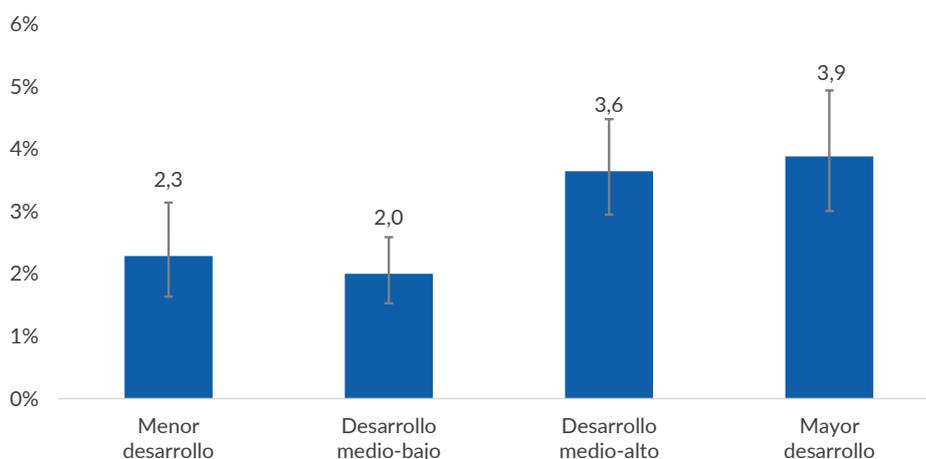
Gráfica 16. Prevalencia de bajo peso según nivel educativo y sexo (con IC95%). (N=8.069)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El bajo peso fue más prevalente en la CSF favorecida, alcanzando significación estadística esta diferencia respecto a la CSF desfavorecida. En concreto las prevalencias (con sus respectivos IC95%), fueron las siguientes: clase favorecida 3,9% [IC95%=3,3-4,6]; clase media 2,8% [IC95%=2,1-3,6] y clase desfavorecida 1,5% [IC95%=1,1-2,1]. En cuanto a los grupos de distrito según nivel de desarrollo humano, solamente hubo diferencias significativas entre las prevalencias de bajo peso del grupo de desarrollo medio-bajo con los grupos de distritos medio-alto y mayor desarrollo (**gráfica 17**).

Gráfica 17. Prevalencia de bajo peso según el nivel de desarrollo del grupo de distritos (con IC95%). (N=8.084)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A continuación, se analiza el exceso de peso mediante regresión logística multivariante binaria (RLM) ajustada por variables demográficas y socioeconómicas (**tabla 1**).

Tabla 1. Distribución de frecuencias de exceso de peso, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

Variables		Exceso de peso (sobrepeso + obesidad)					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		8.084	3.785	46,8			
Sexo	Hombre	3.759	2.099	55,9	2,3*	2,1	2,5
	Mujer	4.325	1.686	39,0	1		
Grupo de edad	18 a 29 años	1.311	335	25,6	1		
	30 a 44 años	2.095	859	41,0	2,2*	1,9	2,6
	45 a 64 años	2.794	1.504	53,8	3,9*	3,4	4,6
	65 y más años	1.884	1.086	57,6	4,3*	3,7	5,1
Nivel educativo	Primarios o menos	1.414	917	64,9	2,2*	1,8	2,5
	Secundarios	2.827	1.405	49,7	1,5*	1,3	1,7
	Universitarios	3.829	1.458	38,1	1		
Clase social familiar	Favorecida	3.522	1.442	40,9	1		
	Media	1.893	812	42,9	0,9	0,8	1,1
	Desfavorecida	2.553	1.481	58,0	1,2*	1,1	1,4
Grupo de distrito	Menor desarrollo	1.524	817	53,6	1,2*	1,1	1,5
	Desarrollo medio-bajo	2.692	1.355	50,3	1,2*	1,1	1,4
	Desarrollo medio-alto	2.324	989	42,6	1,0	0,9	1,1
	Mayor desarrollo	1.544	625	40,5	1		
Inmigrante económico	Sí	1.596	832	52,1	1,6*	1,4	1,8
	No	6.488	2.954	45,5	1		

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A tenor de los resultados obtenidos se constata que incrementa el riesgo de tener exceso de peso ser hombre (2,3 veces más vs. ser mujer); el aumento de edad (4,3 veces más el grupo etario de 65 y más años frente al de 18-29 años); tener un NE primarios o menos respecto al nivel educativo universitario (2,2 veces); pertenecer a la CSF desfavorecida respecto a la favorecida (1,2 veces más riesgo); residir en un distrito perteneciente al grupo de desarrollo menor o medio-bajo respecto al grupo de mayor desarrollo (1,2 veces), y ser inmigrante económico vs. no serlo (1,6 veces más).

También se analizan de manera independiente las variables sobrepeso y obesidad (**tablas 2 y 3**) mediante RLM ajustando por variables demográficas y socioeconómicas.

Tabla 2. Distribución de frecuencias de sobrepeso, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

Variables		Sobrepeso					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		8.084	2.747	34,0			
Sexo	Hombre	3.759	1.569	41,7	2,1*	1,9	2,3
	Mujer	4.325	1.178	27,2	1		
Grupo de edad	18 a 29 años	1.311	256	19,5	1		
	30 a 44 años	2.095	621	29,6	1,8*	1,5	2,1
	45 a 64 años	2.794	1.081	38,7	2,8*	2,4	3,3
	65 y más años	1.884	789	41,9	3,3*	2,8	3,9
Nivel educativo	Primarios o menos	1.414	608	43,0	1,4*	1,2	1,7
	Secundarios	2.827	982	34,7	1,2*	1,1	1,4
	Universitarios	3.829	1.153	30,1	1		
Clase social familia	Favorecida	3.522	1.122	31,9	1		
	Media	1.893	600	31,7	1,0	0,8	1,1
	Desfavorecida	2.553	990	38,8	1,0	0,9	1,2
Grupo de distrito	Menor desarrollo	1.524	535	35,1	1,0	0,8	1,1
	Desarrollo medio-bajo	2.692	970	36,0	1,1	0,9	1,2
	Desarrollo medio-alto	2.324	743	32,0	0,9	0,8	1,1
	Mayor desarrollo	1.544	498	32,3	1		
Inmigrante económico	Sí	1.596	590	37,0	1,5*	1,3	1,7
	No	6.488	2.157	33,2	1		

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tabla 3. Distribución de frecuencias de obesidad, prevalencias y OR ajustadas mediante RLM según variables de estudio

Variables		Obesidad					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
		8.084	1.038	12,8			
Sexo	Hombre	3.759	530	14,1	1,3*	1,1	1,5
	Mujer	4.325	508	11,7	1		
Grupo de edad	18 a 29 años	1.311	80	6,1	1		
	30 a 44 años	2.095	237	11,3	2,0*	1,6	2,7
	45 a 64 años	2.794	425	15,2	2,8*	2,2	3,7
	65 y más años	1.884	297	15,8	2,7*	2,0	3,5
Nivel educativo	Primarios o menos	1.414	309	21,9	2,2*	1,8	2,8
	Secundarios	2.827	423	15,0	1,7*	1,4	2,0
	Universitarios	3.829	305	8,0	1		
Clase social familiar	Favorecida	3.522	320	9,1	1		
	Media	1.893	211	11,1	1,0	0,8	1,2
	Desfavorecida	2.553	491	19,2	1,3*	1,1	1,6
Grupo de distrito	Menor desarrollo	1.524	281	18,4	1,7*	1,4	2,2
	Desarrollo medio-bajo	2.692	384	14,3	1,4*	1,1	1,8
	Desarrollo medio-alto	2.324	245	10,5	1,2	0,9	1,5
	Mayor desarrollo	1.544	127	8,2	1		
Inmigrante económico	Sí	1.596	241	15,1	1,2	1,0	1,4
	No	6.488	797	12,3	1		

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

A la vista de ambos análisis ser hombre vs. ser mujer incrementa 2,1 veces el riesgo de padecer sobrepeso y 1,3 veces el de obesidad; tener 65 o más años aumenta 3,3 veces el riesgo de sobrepeso y 2,7 el de obesidad; tener un nivel de estudios primarios o menos supone 1,4 veces más riesgo de sobrepeso y 2,2 de obesidad respecto a poseer estudios universitarios; formar parte de la CSF desfavorecida incrementa 1,3 veces el riesgo de obesidad frente a la favorecida; residir en un distrito de desarrollo menor o medio-bajo aumenta 1,7 y 1,4 veces el riesgo de obesidad respectivamente vs. residir en uno de desarrollo alto, y ser inmigrante económico frente a no serlo aumenta 1,5 veces el riesgo de sobrepeso.



Discusión

El 46,8% de la población madrileña presentó exceso de peso. Desagregando las categorías ponderales según el IMC, el 12,8% de las personas encuestadas en la ESCM´21 tenían obesidad; 34,0% sobrepeso; 50,3% normopeso y 2,9% bajo peso, según los datos que notificaron de peso y talla.

Para contextualizar los resultados de la ESCM´21, se comparan estos con datos anteriores de la ciudad y con otros de la Comunidad de Madrid y estatales del año 2020. En todas las encuestas utilizadas, el IMC se calculó a partir del peso y la talla autorreferidos por la persona entrevistada.

En el contraste de los resultados de la ESCM´21 con los de las encuestas de salud madrileñas de 2013 y 2017, las diferencias entre las prevalencias de bajo peso, sobrepeso y obesidad no alcanzan significación estadística según sus IC95% aunque su tendencia sea, de modo paulatino, al incremento en cada edición; pero sí es significativa la menor prevalencia de normopeso en la encuesta de 2021 respecto a la de 2013, bajando del 56,2% al 50,3%, pudiendo concluir la existencia de un cierto “transvase” de prevalencias de peso normal a exceso de peso.

Comparando las OR de las variables independientes que alcanzaron dentro del modelo de RLM significación estadística en la ESCM´17, respecto a la actual ESCM´21, en cuanto al exceso de peso, podemos apreciar que no ha variado significativamente la magnitud del riesgo asociado a ser hombre: 2,2 [IC95%=2,0-2,4] en aquella vs. 2,1 [IC95%=1,9-2,3] en esta. Por grupos de edad tampoco existen diferencias estadísticamente significativas, aunque en el grupo de 65 o más años, se roza la misma, con un decremento respecto a hace cuatro años: 4,6 [IC95%=3,9-5,5] vs. 3,3 [IC95%=2,8-3,9] en la ESCM´21, en comparación al grupo etario de 15-29 años. Según el NE destaca el riesgo de tener estudios primarios (o menos) y secundarios para presentar exceso de peso, pero sin diferencias significativas, en ese sentido, entre ambas encuestas. Si nos fijamos ahora en la CSF, en la ESCM´17 fueron la desfavorecida y en segundo lugar la media, las que actuaron como factor de riesgo de tener exceso de peso. Cuatro años después, la CSF media pierde su significación estadística, al contener el IC95% de la OR la unidad [0,9; IC95%=0,8-1,1]. Por grupos de distritos según su desarrollo humano, siguen siendo los distritos de menor desarrollo y desarrollo medio-bajo, los factores de riesgo del exceso de peso en sendas encuestas de salud (OR: 1,4 y 1,2 en la de 2017 vs. 1,2 y 1,2 en 2021) respectivamente, si bien y fijándonos en los IC95% de sus respectivas OR, estos se superponen, lo que nos indica que la leve diferencia en las cifras de OR no logra ser significativa. Por último, hay que recordar que es el primer año donde se realiza una estratificación de la muestra por estatus migratorio, con lo cual no se puede efectuar -en esta variable- la comparativa de las OR obtenidas actualmente, frente al anterior Estudio de Salud 2018 madrileño.

Considerando todas las circunstancias y limitaciones que rodean una comparación como esta, es de destacar la similitud entre el perfil actual y el anterior de los modelos multivariantes obtenidos en cuanto a las variables predictivas de este importante problema de salud, incluso, y hasta donde resulta razonable, el peso o capacidad explicativa de cada una de ellas en el modelo final.

Podemos también cotejar los datos obtenidos en esta encuesta (ESCM´21) con los obtenidos por el Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo asociados a Enfermedades No Transmisibles en población adulta (SIVFRENT-A 2020)³⁴ de la Comunidad de Madrid, teniendo en cuenta que este último solo analiza población de 18 a 64 años, a diferencia del rango de 18 y más años utilizado en nuestro estudio. Con esta limitación, la única diferencia significativa entre ambos trabajos se observa en el bajo peso, menos prevalente en el municipio que en la comunidad autónoma: 2,9% [IC95%=2,5-3,3] vs. 4,2% [IC95%=3,4-5,2] respectivamente.

La comparación de la ESCM´21 con los datos estatales (ESEE´20)³¹ muestra diferencias en las cuatro categorías ponderales analizadas, todas estadísticamente significativas según sus IC95%. Son favorables para la ciudad la mayor prevalencia de normopeso y las menores de sobrepeso y obesidad, ambas situaciones ya observadas en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014³², y solamente la segunda, en el de 2018³³. La desfavorable es la mayor presencia de bajo peso: 2,1% [IC95%=1,9-2,2] a nivel estatal frente al 2,9% [IC95%=2,5-3,3] en la ciudad, siendo más prevalente en las mujeres en ambos ámbitos.

Confrontando los resultados de la ESCM´21 con la fracción de la ESEE´20 correspondiente a la Comunidad de Madrid³⁴ (en ambos casos, población de 18 y más años), únicamente tiene significación estadística la mayor prevalencia de bajo peso en las mujeres de la ciudad: 4,4% [IC95%=3,8-5,1] vs. 2,7% [IC95%=2,1-3,3].

Las estimaciones estandarizadas por edad para 2016 en la Región Europea de la OMS cifraban el exceso de peso en el 59% de la población adulta (63% hombres y 54% mujeres), cifras superiores a las obtenidas en la ESCM'21 (46,8% de exceso de peso; 55,9% en hombres y 39,0% en mujeres). Respecto a la obesidad, frente a las estimaciones europeas de un 24% de mujeres afectadas y un 22% de hombres, en la ciudad de Madrid (ESCM'21) son notablemente menores y, al contrario que las anteriores, con mayor prevalencia en hombres (14,1%) que en mujeres (11,7%). Sin duda son datos positivos para la ciudad, sobre todo teniendo en cuenta el decalaje de cinco años de los datos municipales respecto a las previsiones europeas.

Un punto de interés de este estudio es conocer si existen diferencias en la evolución de los datos ponderales de la ciudad respecto a los ámbitos autonómico y estatal. Con este objetivo, se comparan los resultados estatales del intervalo 2017-2020 y los municipales 2017-2021, no existiendo variaciones significativas en la ciudad durante ese cuatrienio. En los datos estatales y la fracción de la Comunidad de Madrid en población de 18 y más años (EESE'20), las diferencias significativas se dieron en cuanto al descenso de las prevalencias de obesidad en 2020 respecto a las de 2017: población española 17,4% [IC95%=17,0-17,8] en 2017 vs. 16,0% [IC95%=15,6-16,4] en 2020; población de la Comunidad de Madrid: 15,9% [IC95%=14,9-16,9] en 2017 vs. 13,4% [IC95%=12,5-14,3] en 2020.

Cabe reseñar que las metodologías en la recogida de información de las encuestas ESCM'21 y EESE'20 fueron distintas. En la primera se realizó entrevista telefónica asistida por ordenador (CATI) entre el 7 de octubre y el 14 de diciembre de 2021. La metodología de la EESE'20³⁵ se inició con entrevista personal asistida por ordenador (CAPI) complementada excepcionalmente mediante entrevista telefónica. Debido a la pandemia COVID-19, a partir del 17 marzo de 2020 las entrevistas personales se sustituyeron por entrevistas telefónicas asistidas por ordenador (CATI). El trabajo de campo se realizó del 15 de julio de 2019 al 24 de julio de 2020. Las posibles diferencias en los datos debidas a los distintos periodos de recogida de información y, como consecuencia, la medida en que dichos datos reflejen los efectos de la COVID-19, se podrá analizar con las próximas encuestas de ambas series.

En la primera parte de este documento se hizo referencia a la necesidad de estrategias específicas para cada fase del curso de la vida y de políticas generales que aborden los determinantes ambientales y comerciales de la obesidad. En ese sentido, algunas de las medidas estatales implementadas han sido las siguientes:

- Estrategia para la Nutrición, Actividad Física y Prevención de la Obesidad (Estrategia NAOS), lanzada en 2005 y consolidada e impulsada por la Ley 17/2011, de 5 de julio, de Seguridad alimentaria y nutrición.
- Plan estratégico nacional para la reducción de la obesidad infantil 2022-2030.
- Aumento del tipo impositivo aplicable a las bebidas que contienen edulcorantes añadidos: Ley 11/2020 de 30 de diciembre de Presupuestos Generales del Estado 2021.

En el entorno municipal, el Ayuntamiento de Madrid, a través del Organismo Autónomo Madrid Salud y dentro de la estrategia "Madrid, una Ciudad Saludable 2020-2023"³⁶, actúa contra el sobrepeso y la obesidad en la ciudad a través de programas que abordan sus determinantes, como por ejemplo el Programa de Desigualdades Sociales en Salud o el Programa de Alimentación, Actividad física y Salud (ALAS), puesto en marcha en 2011. En edades más precoces y dirigido a la prevención de la obesidad en población escolar, impulsa la progresiva implantación del Programa coles con ALAS, o por ejemplo también se promueve la actividad física generando un entorno adecuado y sencillo para caminar por la ciudad mediante las 22 rutas WAP señalizadas (Proyecto Europeo *Walking People* "Gente que Camina").

Conclusiones

- El 46,8% de la muestra de residentes madrileños/as de 18 o más años presentaba exceso de peso (34,0% sobrepeso y 12,8% obesidad). Ambos trastornos afectan en mayor medida a los hombres que a las mujeres, siendo ellas quienes tienen mayores prevalencias de normopeso y de bajo peso.
- La prevalencia del exceso de peso aumenta a medida que se incrementa la edad: 25,6%, en el grupo de 18-29 años; 41,0% (30-44 años); 53,8% (45-64 años) y 57,6% en el de 65 o más años.

- En el periodo 2017-2021, las prevalencias de bajo peso, sobrepeso y obesidad no variaron significativamente en la ciudad.
- En 2021 la población madrileña tuvo prevalencias de sobrepeso y obesidad inferiores a las del conjunto de España.
- Tener 45 o más años, ser hombre, con estudios primarios o menos, inmigrante económico, de clase social familiar desfavorecida y residente en un distrito de menor desarrollo (o medio-bajo) predice, por este orden y de forma eficaz, el riesgo de padecer exceso de peso en la población madrileña.

Referencias bibliográficas

1. Organización Mundial de la Salud. Notas descriptivas. Obesidad y sobrepeso [Internet]. 2021 [consultado 15 de febrero de 2023]. Disponible en: (who.int).
2. Organización Mundial de la Salud. CIE-11. Obesidad. Código 5B81. Disponible en: <https://icd.who.int/browse11/l-m/es#/http://id.who.int/icd/entity/149403041>.
3. Suárez-Carmona W, Sanchez-Oliver A. Índice de masa corporal: ventajas y desventajas de su uso en la obesidad. Relación con la fuerza y la actividad física. Nutr Clin Med [Internet]. 2018 [consultado 10 enero de 2023];12(3): 128-39. DOI:10.7400/NCM.2018.12.3.5067.
4. Organización Mundial de la Salud. Notas descriptivas. Malnutrición [Internet]. 2021 [consultado 11 de enero de 2023]. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/malnutrition>.
5. The Lancet Commission. The Global Syndemic of Obesity, Undernutrition, and Climate Change: The Lancet Commission report. The Lancet [Internet]. 2019 [consultado 19 abril 2023];393(10173). Disponible en: The Global Syndemic of Obesity, Undernutrition, and Climate Change: The Lancet Commission report.
6. World Health Organization. European Regional Obesity Report 2022 [Internet]. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2022 [consultado 15 de febrero de 2023]; p. 5. Disponible en: <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/353747/9789289057738-eng.pdf>.
7. Banco Mundial. Clasificación de países según ingresos. España. España | Data (bancomundial.org).
8. World Obesity Atlas 2023. P. 26. https://s3-eu-west-1.amazonaws.com/wof-files/World_Obesity_Atlas_2023_Report.pdf.
9. Malo-Serrano M, Castillo N, Pajita D. La obesidad en el mundo [Internet]. An Fac Med. 2017 [consultado 20 de enero de 2023];782. DOI:<https://doi.org/10.15381/anales.v78i2.13213>.
10. Egger G, Swinburn B. An “ecological” approach to the obesity pandemic. BMJ [Internet]. 1997 [consultado 20 de enero de 2023];315(7106):477-80. DOI: 10.1136/bmj.315.7106.477.
11. Comité de Seguridad Alimentaria Mundial. Los efectos de la COVID-19 en la seguridad alimentaria y la nutrición: elaboración de respuestas eficaces en materia de políticas para abordar la pandemia del hambre y la malnutrición. Documento Temático (2020): p. 3-11. <https://www.fao.org/3/ng808es/ng808es.pdf>.
12. Headey D, Heidkamp R, Osendarp S, Ruel M, Scott N, Negro R, et al. Impactos de COVID-19 en la desnutrición infantil y la mortalidad relacionada con la nutrición. The Lancet. [Internet]. 2020 [consultado 20 de noviembre de 2022]. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)31647-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)31647-0).
13. Rodríguez-Ramírez S, Gaona-Pineda EB, Martínez-Tapia B, Romero-Martínez M, Mundo-Rosas V, Sham-Levy T. Inseguridad alimentaria y percepción de cambios en la alimentación en hogares mexicanos durante el confinamiento por la pandemia de Covid-19. Salud Pública Méx. [Internet]. 2021 [consultado 20 de abril de 2023];63(6):763-72. Disponible en: <https://doi.org/10.21149/12790>.



14. Bakaloudi DR, Barazzoni R, Bischoff S, Breda J, Wickramasinghe K, Chourdakis M. Impacto del primer bloqueo de COVID-19 en el peso corporal: una revisión sistemática combinada y un metanálisis. *Clin Nutr* [Internet]. 2022 [consultado 20 de abril de 2023];41(12): 3046-54. Disponible en: DOI 10.1016/j.clnu.2021.04.015
15. Ammar A, Brach M, Trabelsi K, Chtourou H, Boukhris O, Masmoudi L, et al. Efectos del confinamiento domiciliario por COVID-19 en el comportamiento alimentario y la actividad física: resultados de la encuesta internacional en línea ECLB-COVID19. *Nutrientes*. 2020 [consultado 18 de abril de 2023];2(6):1583; <https://doi.org/10.3390/nu12061583>.
16. González-Monroy C, Gómez-Gómez I, Olarte-Sánchez CM. Cambios en el comportamiento alimentario durante la pandemia de COVID-19: una revisión sistemática de estudios longitudinales. *Int J Environ Res Salud Pública*. 2021 [consultado 19 de abril de 2023];18(21):11130. Disponible en: <https://doi.org/10.3390/ijerph182111130>.
17. Muñoz L, Briones M, Pérez Y. Cambios en el comportamiento alimentario de personas adultas con elevado nivel académico durante las diferentes etapas del confinamiento domiciliario por COVID-19 en Iberoamérica. *Nut. Hosp*. 2022; 39(5):1068-1075. <http://dx.doi.org/10.20960/nh.04018>.
18. Sudriá ME, Andreatta MM, Defagó MD. Los efectos de la cuarentena por coronavirus (COVID-19) en los hábitos alimentarios en Argentina. *Diaeta* [Internet]. 2020; 38(171):10-19. Disponible en: http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1852-73372020000200010&lng=es.
19. Ward ZJ, Long MW, Resch SC, Giles CM, Cradock AL, Gortmaker SL. Simulación de las trayectorias de crecimiento de la obesidad infantil hasta la edad adulta. *N Engl J Med* [Internet]. 2017 [consultado 20 de febrero de 2023];377:2145-53. Disponible en: DOI: 10.1056/NEJMoa1703860.
20. Organización Mundial de la Salud. Informe de la Comisión para acabar con la obesidad infantil. Ginebra 2016 [Internet]. Disponible en: https://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/WHA69/A69_8-sp.pdf.
21. Malnick SD, Knobler H. The medical complications of obesity. *QJM* [Internet]. 2006 [consultado 20 de abril de 2023]; 99(9):565-79. <https://doi.org/10.1093/qjmed/hcl085>.
22. GBD 2015 Obesity Collaborators. Health Effects of Overweight and Obesity in 195 Countries over 25 Years. *N Engl J Med* [Internet]. 2017 [consultado 11 de enero de 2023];377:13-27. DOI: 10.1056/NEJMoa1614362.
23. Dietz W, Santos-Burgoa C. Obesity and its Implications for COVID-19 Mortality. *Obesity* [Internet]. 2020 [consultado 15 de abril de 2023]. Disponible en: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/oby.22818>.
24. Fernández-Crespo S, Pérez-Matute P, Íñiguez M, Fernández-Villa T, Domínguez-Garrido E, Oteo JA, et al. Gravedad de COVID-19 atribuible a obesidad según IMC y CUN-BAE. *Semergen* [Internet]. 2022 [consultado 15 de abril de 2023]; 48(8):101840. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.semerg.2022.101840>.
25. Sánchez-Carracedo D. El estigma de la obesidad y su impacto en la salud: Una revisión narrativa. *EDN* [Internet]. 2022 [consultado 20 abril 2023];69(10):868-77. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.en-dien.2021.12.007>.
26. Bastias-González F, Jorquera C, Matamala C, Aguirre P, Escandón-Nagel N, Marileo L. El estigma ponderal de los estudiantes de nutrición y dietética hacia las personas con obesidad. *Rev. Chil. Nutrición* [Internet]. 2022 [consultado 11 de abril de 2023];49(3). Disponible en: <http://dx.doi.org/10.4067/s0717-75182022000300378>.
27. Caballero B. Humanos contra la obesidad: ¿Quién ganará? [Internet]. 2019 [consultado 12 de abril de 2023];S4-S9. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/advances/nmy055>.
28. Wahl S, Drong A, Lehne B, Loh M, Scott WR, Kunze S, et al. Estudio de asociación de todo el epigenoma



- del índice de masa corporal y los resultados adversos de la adiposidad. Nature [Internet]. 2017 [consultado 23 de abril de 2023]; 541:81-86. Disponible en: <https://doi.org/10.1038/nature20784>.
29. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Europea de Salud de España 2020. https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/Enc_Eur_Salud_en_Esp_2020.htm.
 30. Comunidad de Madrid. Consejería de Sanidad. Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo Asociados a Enfermedades No Transmisibles en población adulta (SIVFRENT-A) 2020.
 31. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Europea de Salud de España 2020. https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/Enc_Eur_Salud_en_Esp_2020.htm.
 32. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo T. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid [Internet]. 2015 [consultado 20 de enero de 2023]; p. 169. Disponible en: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Salud/Publicaciones%20Propias%20Madrid%20salud/Ficheros/EstudioSaludCiudadMadrid2014.pdf>.
 33. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid [Internet]. 2020 [consultado 20 de enero de 2023]; p. 304. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
 34. Ministerio de Sanidad. Porcentaje de personas con obesidad, por sexo y comunidad autónoma, 2020. Disponible en: <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/sanidadDatos/tablas/tabla10.htm>
 35. Ministerio de Sanidad e Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Europea de Salud de España 2020. Metodología. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/EncuestaEuropea2020/Metodologia_EESE_2020.pdf.
 36. Ayuntamiento de Madrid. Madrid Salud. Estrategia Madrid, una Ciudad Saludable. Disponible en: https://transparencia.madrid.es/FWProjects/transparencia/PlanesYMemorias/Planes/MadridSalud/Ficheros/ESTRATEGIA_Madrid_una_ciudad_saludable.pdf.

3.4.5 SALUD MENTAL

Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), la salud mental es “un estado de bienestar mental que permite a las personas hacer frente a los momentos de estrés de la vida, desarrollar todas sus habilidades, poder aprender y trabajar adecuadamente y contribuir a la mejora de su comunidad”¹. Además, no se define como la mera ausencia de trastornos mentales, sino que se da en un proceso complejo y continuo que cada persona vive de manera distinta, abarcando diversas manifestaciones sociales y clínicas, así como experiencias que van desde un óptimo bienestar hasta estados limitantes con un elevado nivel de sufrimiento y angustia^{1,2}.

Existen numerosos factores que, a lo largo de la vida, pueden proteger o poner en riesgo la salud mental. Estos determinantes pueden ser de carácter individual, como, por ejemplo, las habilidades emocionales o el consumo de sustancias; y de naturaleza social y estructural, es decir, las características socioculturales, geopolíticas y económicas del entorno donde se vive. Así, las personas que están expuestas a circunstancias sociales desfavorables, como la pobreza, la violencia y la desigualdad, tienen una mayor vulnerabilidad a desarrollar problemas de salud mental, mientras que en aquellas que viven en barrios seguros y con una comunidad cohesionada, es más probable que su salud mental se vea menos perjudicada, aunque esto no es necesariamente así². En línea con lo anterior, en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018, los factores de riesgo encontrados para desarrollar problemas de salud mental mostraron una distribución que pone en evidencia una profunda desigualdad social. Así, ser joven entre 15 y 29 años, mujer, tener estudios primarios o menos y formar parte de una familia de clase social desfavorecida eran condiciones que incrementaban el riesgo de tener mala salud mental³.

La crisis social y sanitaria derivada de la pandemia de COVID-19 ha tenido importantes repercusiones en la salud mental de la población general, aunque no han sido iguales para todos los grupos de población^{4,6}. Los niveles de ansiedad y depresión en la mayoría de los países de la OCDE durante los meses de marzo y abril de 2020 fueron más altos que los años previos, siendo las personas desempleadas o con dificultades económicas y las personas jóvenes, dos grupos cuya salud mental se ha visto más afectada por la pandemia de COVID-19. Entre la juventud, las prevalencias de ansiedad y depresión se incrementaron notablemente, sobre todo, a finales del año 2020⁴.

Un estudio longitudinal, que se llevó a cabo entre marzo de 2020 y marzo de 2021, acerca del impacto psicológico de las restricciones por la pandemia de COVID-19 en la población adulta española⁶ reveló que un 40% de las personas encuestadas refirieron haber tenido algún problema de salud mental desde el inicio del confinamiento, de las cuales el 23,4% indicó haber recibido algún tipo de tratamiento. Asimismo, se observó un aumento significativo desde el comienzo de la pandemia de la sintomatología depresiva, de ansiedad, de estrés postraumático y de síntomas somáticos, incrementándose considerablemente un año después (marzo de 2021), posiblemente debido a la situación de desgaste e indefensión de las personas prolongada en el tiempo. Además, las mujeres y, especialmente, la población joven de 18 a 30 años fueron las que mayores prevalencias de síntomas de ansiedad y depresión mostraron.

En una meta-revisión sistemática acerca de los efectos sobre la salud mental de la pandemia y las medidas de aislamiento social impuestas en la población global⁵ se evidenció la existencia de diversos factores de riesgo que se relacionan con mayores prevalencias de peor salud mental, en especial, de sintomatología de ansiedad, depresión, problemas de sueño e, incluso, de estrés postraumático. Entre los factores de riesgo, destacan el ser mujer, ser niño/a o adolescente, tener una baja salud autopercibida, recibir estigma por motivo de identidad como miembro de una comunidad étnica o sexual, tener inseguridad económica, estar en desempleo y no contar con apoyo en el trabajo, así como presentar problemas de salud física o psicológica preexistentes a la pandemia.

El Informe *Headway 2023–Mental Health Index*⁷ estima, a partir de datos de diversas fuentes oficiales, que en el año 2020 en España existía en torno a 25 profesionales por cada 100.000 habitantes en el área de la salud mental, alcanzando una de las ratios más bajas (solamente por delante de Bulgaria) en comparación con otros

países de Europa. Por ejemplo, entre las ratios de profesionales más altas se encuentran Suecia, que la triplica (150) y Finlandia, cuatro veces superior (200). Este índice incluye a psiquiatras y a profesionales de la psicología y la enfermería psiquiátrica que trabajan en el sector público y privado, si bien en Italia y España únicamente abarca la sanidad pública.

Debido a que, como señala la OMS, “la salud mental es una parte integrante de nuestra salud y bienestar generales y un derecho fundamental humano”, así como al incremento observado de los problemas de salud mental que ha supuesto la crisis sanitaria y social de la COVID-19, se contempla la necesidad urgente de mejorar y reforzar las acciones orientadas a prevenir los trastornos mentales y a promover una buena salud mental en las comunidades².

Por lo anteriormente expuesto, se considera fundamental ampliar y continuar el análisis de la salud mental en la ciudad de Madrid. El presente estudio tuvo dos objetivos; el primero consistía en explorar la prevalencia de riesgo de mala salud mental de la población desde los 15 años que reside en Madrid e identificar aquellos grupos de personas con mayor vulnerabilidad para presentar problemas de salud mental. Con estos datos, se pretende analizar su evolución en los últimos años respecto a los Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid anteriores⁸⁻¹⁰ y realizar una comparativa con otras encuestas nacionales y europeas de interés.

El segundo objetivo trataba de estudiar los determinantes demográficos, socioeconómicos y psicosociales que mayor peso tuvieran en la explicación del riesgo de presentar mala salud mental en la población madrileña.

Método

Fuentes de datos

Los resultados obtenidos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid de 2021 (ESCM'21) se compararon con los datos de otras encuestas nacionales e internacionales que utilizan los mismos instrumentos: el GHQ-12 para medir el riesgo de mala salud mental o el WHO-5 para evaluar el bienestar subjetivo.

En relación con el riesgo de presentar problemas de salud mental, se comparó con los Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid previos⁸⁻¹⁰, con la Encuesta Nacional de Salud 2017 (ENSE'17)¹¹ y con datos provisionales de la Encuesta de Salud de Barcelona 2021¹². Cuando se analizó el bienestar subjetivo de las personas mayores de Madrid, se comparó con la Encuesta Europea sobre Vida, Trabajo y COVID-19 (en inglés, *E-survey Living, Working and COVID-19*)¹³, que persigue el objetivo de estudiar el impacto de la pandemia de COVID-19 sobre el bienestar, la salud y el trabajo en la población de la Unión Europea.

Instrumentos

Para conseguir los objetivos del estudio, en la ESCM'21 se utilizaron dos cuestionarios dirigidos a evaluar el riesgo de mala salud mental y el índice de bienestar, así como dos preguntas sobre el diagnóstico de depresión o ansiedad.

Por un lado, el *General Health Questionnaire* (GHQ-12), que se preguntó a las personas encuestadas menores de 65 años. Este es un instrumento de cribado de fácil comprensión, orientado a detectar el riesgo de mala salud mental relacionado con problemas emocionales no psicóticos (sobre todo, síntomas de ansiedad y depresión) en población general o en contextos como la atención primaria¹⁴. El GHQ-12 ha sido traducido a más de 11 idiomas y es uno de los instrumentos de cribado validados más utilizados en el ámbito de la salud en todo el mundo¹⁵. Está compuesto por 12 ítems, estando 6 de ellos formulados en positivo y los otros 6 en negativo, que en el presente estudio se analizan a través de dos modalidades de puntuación: a) Una escala tipo Likert de cuatro puntos (0-1-2-3), para estimar el grado de malestar psicológico general; y b) Puntuación GHQ, que consiste en una puntuación dicotómica (0-0-1-1), para valorar el riesgo de problemas de salud mental. Puntuaciones más elevadas indican mayor riesgo de mala salud mental, estableciéndose un punto de corte de 3 o más preguntas positivas en la puntuación Likert, por lo que tres o más respuestas afirmativas corresponden a riesgo de mala salud mental.

Por otro lado, el Índice de Bienestar de la Organización Mundial de la Salud (WHO-5), que en la ESCM'21 se aplicó a las personas de 65 o más años. Este es un aspecto novedoso con respecto a las encuestas precedentes

de Madrid Salud, que empleaban únicamente el GHQ-12 para valorar la salud mental de toda la ciudadanía madrileña, con independencia de la edad. El cuestionario WHO-5 es un instrumento de cribado que ha demostrado tener una validez adecuada y ser un indicador sensible de problemas de salud mental (más específicamente, de depresión); habiéndose traducido a más de 30 idiomas¹⁶. Su fin es medir el bienestar psicológico subjetivo, por lo que adopta una perspectiva teórica que apoya una definición positiva de la salud¹⁶. Consta de 5 ítems que preguntan acerca del ánimo positivo, la vitalidad y el interés general que se ha sentido en las dos últimas semanas, y que se responden en una escala tipo Likert con opciones de respuesta que varían desde “Todo el tiempo” (5 puntos) hasta “Nunca” (0 puntos). La puntuación total oscila entre 0 (ausencia de bienestar) y 25 (máximo bienestar), donde a mayor puntuación mayor nivel de bienestar subjetivo¹⁶. Se considera “bajo bienestar” presentar menos de 10 puntos.

Por último, con el objetivo de evaluar la depresión y la ansiedad crónica, se realizó la siguiente pregunta en el bloque de enfermedades crónicas de la ESCM'21: “*A continuación le voy a leer una lista de enfermedades o problemas de salud. Para cada una de ellas, dígame si su médico le ha dicho que la padece o la ha padecido en los últimos doce meses o no. 10: Depresión; 11: Ansiedad crónica.*”

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los datos con los casos ponderados, tanto para el riesgo de mala salud mental (medido por el GHQ-12) en menores de 65 años, como para el bienestar medido por el WHO-5 en personas de 65 o más años, y en las personas diagnosticadas de depresión o ansiedad crónica. Se empleó la herramienta “tablas personalizadas” de SPSS, con el objetivo de calcular las prevalencias según distintas variables sociodemográficas (sexo, edad, sexo y edad, clase social) y poder compararlas a través de los intervalos de confianza (IC95%).

Posteriormente, se procedió a efectuar un análisis bivariante del riesgo de mala salud mental y del bajo bienestar, con las siguientes variables sociodemográficas: sexo, grupo de edad, nivel de estudios, clase social ocupacional familiar; grupo de distritos de residencia por nivel de desarrollo humano, inmigración económica, situación laboral, probabilidad de tener que abandonar la vivienda por impago y dificultad para llegar a fin de mes. Así como para las siguientes variables psicosociales y de salud: apoyo social en caso de necesidad, satisfacción con las relaciones sociales, perspectiva de futuro, sentimiento de soledad, malestar asociado al sentimiento de soledad, autopercepción del estado de salud, limitación crónica de la actividad (LCA), diagnóstico de COVID-19 y gravedad, COVID persistente, haber sufrido algún tipo de violencia en el último año, consumo de fármacos (antidepresivos y ansiolíticos), actividad física en el tiempo libre, riesgo de adicción a las apuestas deportivas y pasar más tiempo en redes sociales, mensajería instantánea, internet o llamadas del que cree que debiera.

Tras el análisis bivariante con el riesgo de mala salud mental y el bienestar, se somete a un análisis multivariante a todas aquellas variables que mostraron una relación estadísticamente significativa ($p < 0,05$), a fin de descartar las variables confusoras y ofrecer un modelo más simplificado e interpretable. Se estableció como referencia para cada variable aquella condición a priori más favorable. Los criterios para aceptar el modelo fueron que la prueba de bondad de ajuste de Hosmer y Lemeshow no alcanzase la significación estadística ($p > 0,05$), que la prueba ómnibus fuera estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global de casos correctamente clasificados fuese superior al 50%. En base a estos criterios y a la literatura previa, se van eliminando o introduciendo distintas variables hasta obtener el modelo final que se presenta. El sexo y la edad permanecen en el modelo final de regresión logística, independientemente de su significación estadística, con el fin de controlar su efecto sobre el resto de las variables incluidas.

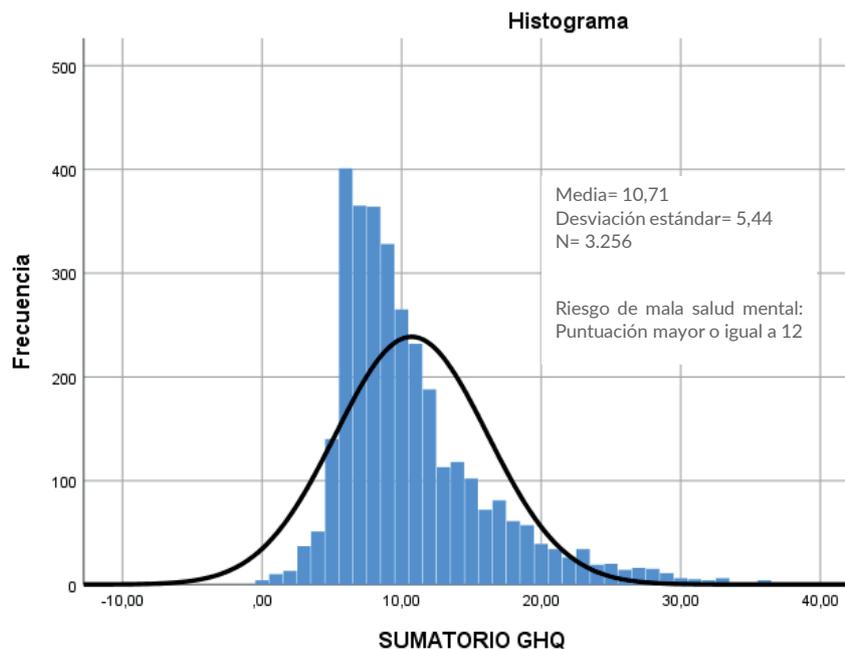
Todos los análisis utilizan un p -valor $< 0,05$ para alcanzar la significación estadística y se realizaron con el programa SPSS.

Resultados

Resultados del riesgo de mala salud mental en personas menores de 65 años (GHQ-12)

En la **gráfica 1** se muestra la distribución de las puntuaciones Likert obtenidas en la escala GHQ-12, junto con la media y la desviación típica encontradas ($\bar{X}=10,71$; $DT=5,44$).

Gráfica 1. Distribución de las puntuaciones (Likert) del GHQ-12 en personas menores de 65 años

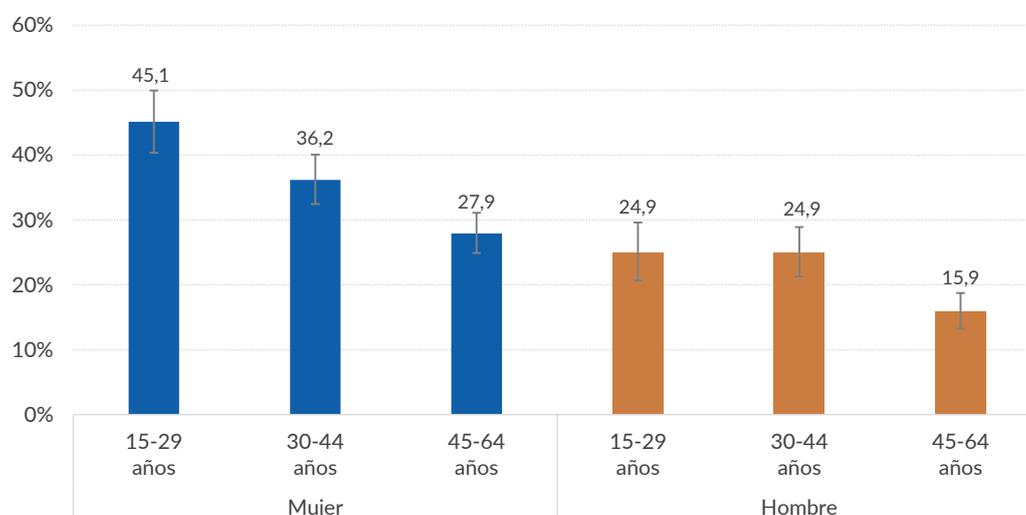


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Cuando se aplicó la puntuación del GHQ-12, el 28,3% [IC95%=26,8-29,9] de la muestra tuvo puntuaciones de riesgo de mala salud mental (3 o más puntos).

Las diferencias por sexo fueron estadísticamente significativas, las mujeres presentaron mayor prevalencia de riesgo de mala salud mental (34,6%) [IC95%=32,4-36,8] que los hombres (20,9%; [IC95%=18,9-23,0]). En otras palabras, una de cada tres mujeres tuvo puntuaciones de riesgo de mala salud mental, frente a uno de cada cinco hombres. En la **gráfica 2** se muestran las prevalencias por tramos de edad y sexo. Las diferencias entre mujeres y hombres fueron estadísticamente significativas para todos los grupos de edad; asimismo, las diferencias entre los grupos de edad en cada sexo también lo fueron (excepto entre el grupo de hombres de 15-29 años y el de 30-44 años).

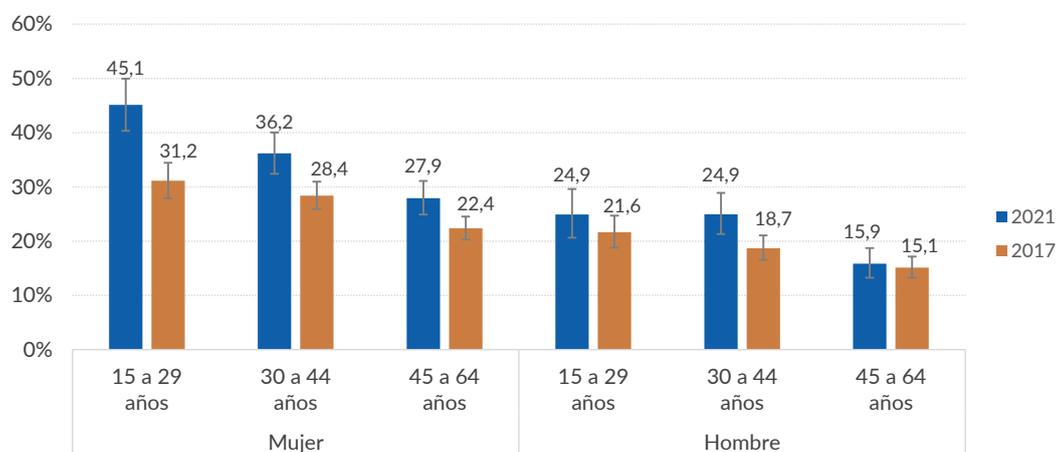
Gráfica 2. Prevalencia de riesgo de mala salud mental e IC95% según sexo y grupo de edad en personas entre 15 y 64 años



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 3** se puede apreciar la comparativa de prevalencias del riesgo de mala salud mental en las dos últimas ESCM realizadas hasta la fecha, por sexo y grupos de edad.

Gráfica 3. Prevalencia de riesgo de mala salud mental e IC95% en personas entre 15 y 64 años por sexo y edad en 2017 y 2021



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017 y 2021

En la ESCM'21 las diferencias por clase social ocupacional familiar, en cuanto al riesgo de mala salud mental, no fueron estadísticamente significativas, aunque parece existir una tendencia hacia presentar mayor prevalencia de riesgo de mala salud mental en las personas que pertenecen a la clase desfavorecida (31,0%; [IC95%=28,2-33,8]) frente a las personas de clase media (27,1%; [IC95%=24,1-30,3]) o las de clase favorecida (27,1%; [IC95%=24,9-29,4]). Esta tendencia se apoya en las prevalencias por grupos de distritos: aquellas personas que viven en distritos con menor nivel de desarrollo mostraron mayor prevalencia de riesgo de mala salud mental (33,6%; [IC95%=30,1-37,3]) que las que viven en distritos de nivel de desarrollo medio-bajo (27,8%; [IC95%=25,3-30,5]), medio-alto (27,0%; [IC95%=24,2-29,9]) o alto (25,5%; [IC95%=22,1-29,1]).

Al comparar las prevalencias según la situación laboral en la que se encuentra el/la entrevistado/a destaca que las personas que trabajan de manera remunerada presentaban menor riesgo de mala salud mental (26,6%; [IC95%=24,9-28,3]), que aquellas que se encuentran en situación de desempleo habiendo trabajado con anterioridad, de las cuales cuatro de cada diez tenían riesgo de mala salud mental (42,6%; [IC95%=37,5-47,9]). También llaman la atención las prevalencias de riesgo de mala salud mental entre estudiantes, donde uno de cada tres presentaba ese riesgo (33,6%; [IC95%=28,0-39,5]). Destaca, especialmente, dicha prevalencia en las mujeres estudiantes, alcanzando un 48,9%; [IC95%=40,4-57,4], frente al 18,0% de los hombres estudiantes [IC95%=12,1-25,3], diferencias con significación estadística.

En la **tabla 1** y en la **gráfica 4** se muestra el resultado de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables sociodemográficas y psicosociales en relación con el riesgo de mala salud mental en personas menores de 65 años. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,48, es decir, explica el 48% de la varianza del riesgo de mala salud mental, y clasifica correctamente el 82,5% de los casos. Se incluyó en el modelo el sexo, pese a la falta de significación estadística para controlar su efecto sobre el resto de las variables. Como se observa en el análisis, en la ciudad de Madrid las condiciones que mejor explican el riesgo de mala salud mental son: el grupo de edad, el sentimiento de soledad y la satisfacción con la vida social. Las categorías más desfavorables para el análisis de cada una de estas condiciones aumentan el riesgo de mala salud mental aproximadamente al doble, cuando se controla el efecto del resto de variables.

También cabe destacar el papel de las redes sociales en el modelo, por lo novedoso de la inclusión de esta variable en la ESCM'21: considerar que se dedica más tiempo del que se debiera a las redes sociales aumenta un 80% el riesgo de mala salud mental cuando se controla el efecto de las demás variables.

Por último, como se observa en el análisis multivariante, entre las variables que mejor explican la salud mental, también estaría la calidad de vida en relación con la salud. Esta ha sido introducida como una variable continua a partir de la puntuación de la escala COOP-WONCA, en la que se considera que cuanto mayor es la puntuación, existe una peor calidad de vida relacionada con la salud. Los resultados muestran que en la medida en que aumenta la puntuación del test COOP-WONCA se incrementa el riesgo de mala salud mental: como puede verse en la **tabla 1**, por cada punto más se incrementa un 27% el riesgo de mala salud mental.

Tabla 1. Distribución del riesgo de mala salud mental (GHQ-12), prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio en personas entre 15 y 64 años

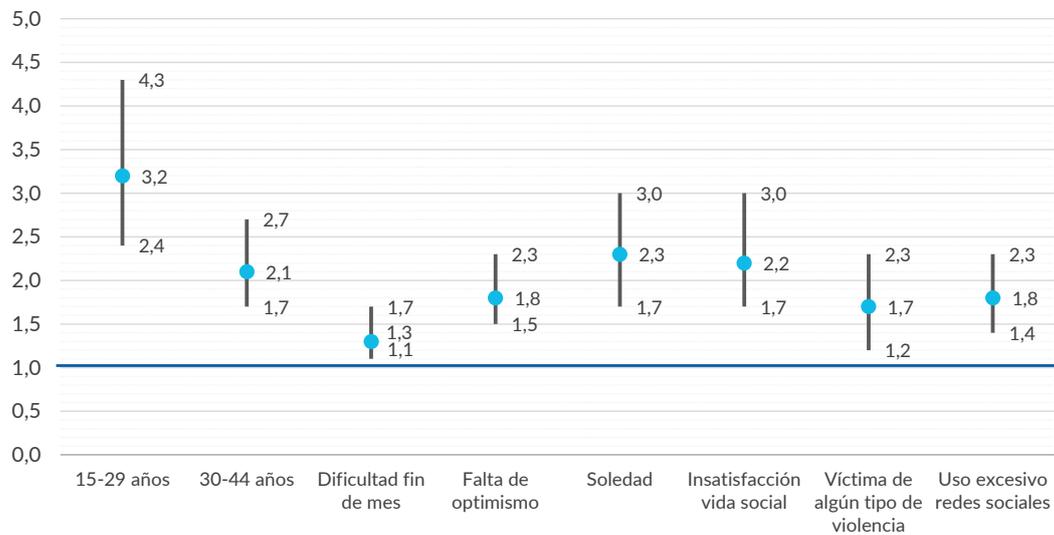
Variables		Riesgo de mala salud mental (GHQ-12)					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Sexo	Hombre	1.820	629	34,6	1,0	0,8	1,3
	Mujer	1.529	320	20,9	1		
Grupo de edad	18 a 29 años	767	274	35,7	3,3*	2,4	4,3
	30 a 44 años	1.105	344	31,1	2,1*	1,7	2,7
	45 a 64 años	1.477	331	22,4	1		
	65 y más años	1.909	1.063	55,7	2,7*	2,0	3,5
Dificultad para llegar a fin de mes	Con dificultad	1.053	460	43,7	1,3*	1,1	1,7
	Sin dificultad	2.234	470	21,0	1		
Perspectiva de futuro	Pesimista	1.499	626	41,8	1,8*	1,5	2,3
	Optimista	1.836	319	17,4	1		
Sentimiento de soledad	Frecuente	459	314	68,4	2,3*	1,7	3,0
	Poco frecuente	2.875	631	21,9	1		
Satisfacción con la vida social	Insatisfecho/a	447	283	63,3	2,2*	1,7	3,0
	Satisfecho/a	2.902	666	22,9	1		
Haber sufrido algún tipo de violencia	Sí, al menos un tipo	1.432	555	38,8	1,7*	1,2	2,3
	No, ninguna	1.765	341	19,3	1		
Tiempo dedicado a las redes sociales	Más del que debiera	911	351	38,5	1,8*	1,4	2,3
	No más del que debiera	2.412	593	24,6	1		
Peor calidad de vida en relación con la salud (escala COOP-WONCA)		3.349	949	39,5	1,3*	1,2	1,3

(*) OR con significación estadística

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 3.238 casos. La escala COOP-WONCA se introdujo como variable no categórica (continua)

Gráfica 4. Modelo de regresión logística multivariante para el riesgo de mala salud mental (GHQ-12) en personas entre 15 y 64 años. Variables independientes: determinantes sociales

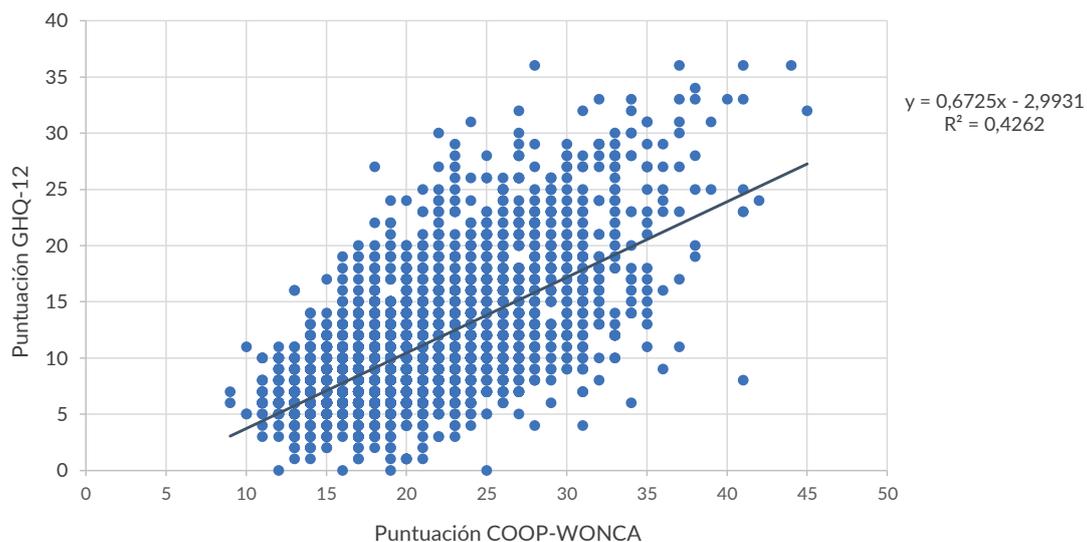


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 3.238 casos. Variables especificadas: edad en intervalos (referencia: 45-64 años), dificultad para llegar a fin de mes (referencia: sin dificultad), perspectiva de futuro (referencia: optimismo), sentimiento de soledad (referencia: poco frecuente), satisfacción con la vida social (referencia: satisfecho/a), haber sufrido algún tipo de violencia laboral, pública, internet, educativa, familiar o de género (referencia: no haber sufrido ningún tipo de violencia), tiempo dedicado a las redes sociales (referencia: no más del que creo que debiera), calidad de vida en relación con la salud (puntuación directa de la Escala COOP-WONCA como variable continua: OR= 1,3 (1,2-1,3): a mayor puntuación peor calidad de vida relacionada con la salud). En el gráfico sólo se representan las categorías de riesgo de las variables independientes, salvo el sexo, que se introdujo en el modelo para controlar el efecto de este sobre el resto. (Referencia: hombre) (mujer: OR=1,00, [IC95% = 0,77-1,28])

Dada su relevancia demostrada en el modelo de regresión logística binaria, se decide realizar una regresión lineal entre la puntuación del test COOP-WONCA (calidad de vida en relación con la salud) y del GHQ-12 (riesgo de mala salud mental). La puntuación en calidad de vida relacionada con la salud explica el 42,6% de la varianza de la puntuación en salud mental (R^2 de Nagelkerke=0,426) y la clara relación lineal entre ambas puede apreciarse en la **gráfica 5**.

Gráfica 5. Diagrama de dispersión entre la puntuación en salud mental (GHQ-12) y la puntuación en calidad de vida en relación con la salud (COOP-WONCA)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por último, en la **tabla 2** se puede ver una comparativa entre las diversas prevalencias obtenidas en las cuatro ESCM y la ENSE´17.

Tabla 2. Prevalencia de riesgo de mala salud mental en población entre 15 y 64 años según las Encuestas de Salud de la Ciudad de Madrid y la Encuesta Nacional de Salud en España 2017

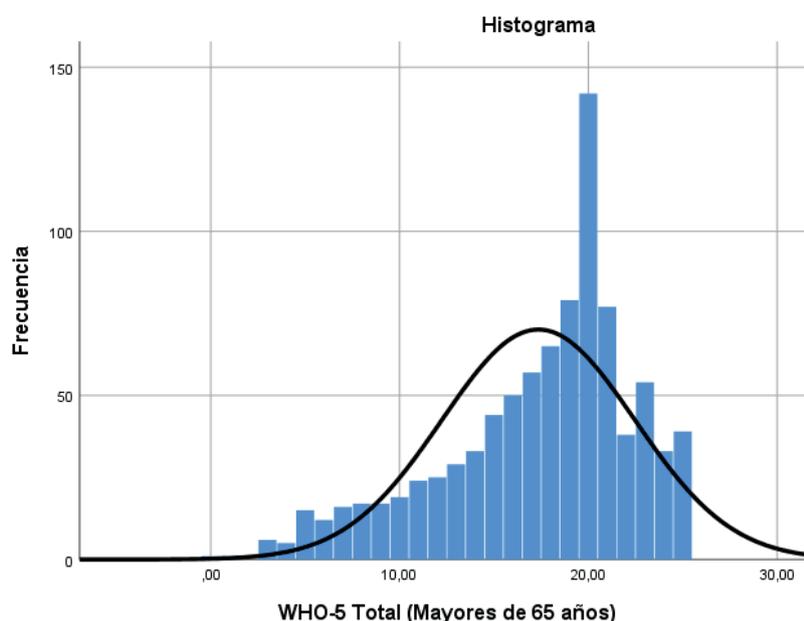
Sexo	ESCM´05		ESCM´13		ENSE´17		ESCM´17		ESCM´21	
	%	IC95%								
Mujeres	20,7	19,2-22,2	23,6	19,6-27,6	22,5	21,7-23,3	24,6	23,4-25,8	34,6	32,4-36,8
Hombres	11,2	10,0-12,4	14,9	11,3-18,5	14,4	13,7-15,1	16,7	15,5-17,9	20,9	18,9-23,0
Total	16,2	15,3-17,3	19,5	16,7-22,3	18,8	18,3-19,3	21,0	20,1-21,9	28,3	26,8-29,9

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2005, 2013, 2017 y 2021 y Encuesta Nacional de Salud en España 2017

Resultados WHO-5 (personas de 65 años o más)

En la **gráfica 6** se muestra la distribución de las puntuaciones Likert obtenidas en la escala WHO-5, junto con la media y la desviación típica halladas ($\bar{X}=17,35$; $DT=5,11$). El 12,1% [IC95%=10,1-14,4] de las personas de 65 o más años tuvieron puntuaciones que indican un bajo bienestar.

Gráfica 6. Distribución de las puntuaciones (Likert) de la escala WHO-5 en personas de 65 o más años (N=898)

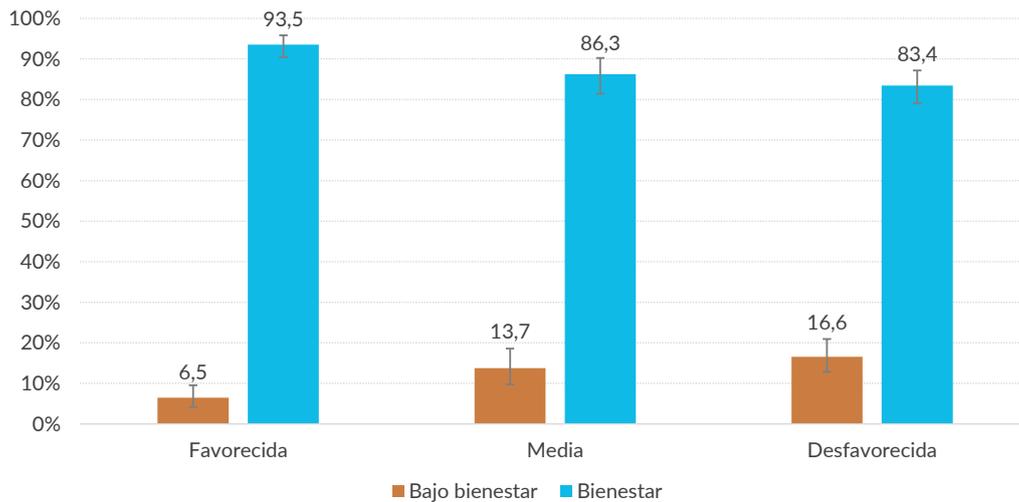


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Las diferencias en las prevalencias por sexo fueron estadísticamente significativas. Mientras que las mujeres de 65 o más años presentaban una prevalencia de bajo bienestar del 15,9% [IC95%=12,9-19,2], la prevalencia en hombres era de 7,1% [IC95%=4,8-10,0].

Igualmente, existen diferencias estadísticamente significativas por clase social (**gráfica 7**). La prevalencia de bajo bienestar en la clase favorecida fue del 6,5% [IC95%=4,2-9,5], frente a la prevalencia en la clase media del 13,7% [IC95%=9,8-18,6] y en la clase desfavorecida del 16,6% [IC95%=12,8-20,9]. Estos resultados van en línea con los hallados por grupos de distritos, siendo el grupo de distrito con menor nivel de desarrollo el que tuvo una mayor prevalencia de bajo bienestar (17,2%; [IC95%=11,9-23,7]), en comparación con los distritos de desarrollo medio-bajo (13,1%; [IC95%=9,6-17,4]), medio-alto (11,5%; [IC95%=8,0-15,8]) y alto (7,8%; [IC95%=4,7-12,0]).

Gráfica 7. Índice de Bienestar (WHO-5), prevalencia de sus categorías por clase social ocupacional familiar en personas de 65 o más años



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por nivel de estudios también se encuentran diferencias estadísticamente significativas, siendo las personas con estudios universitarios las que presentaban una menor prevalencia de bajo bienestar con un 6,1% [IC95%=3,8-9,2], respecto a las personas con estudios secundarios (13,8%; [IC95%=10,1-18,4]) y primarios o menos (16,1%; [IC95%=12,5-20,3]).

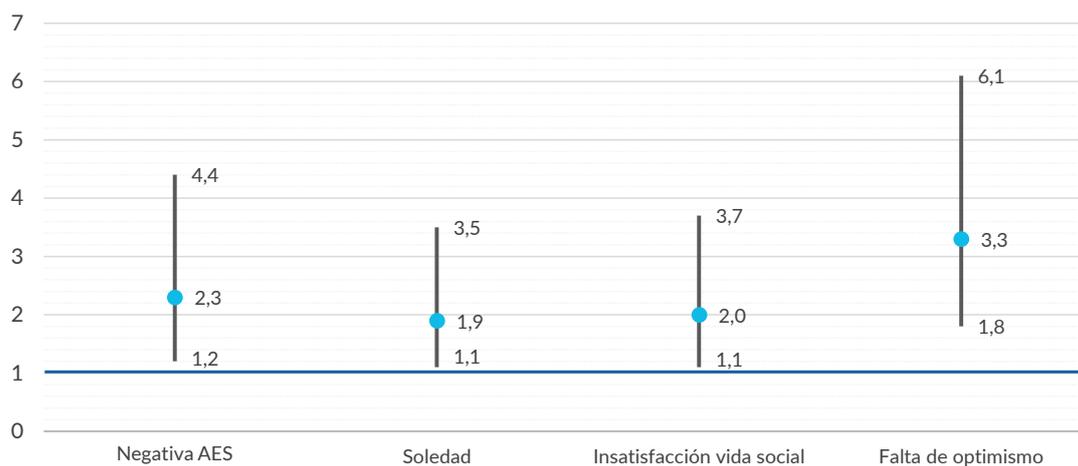
En la **tabla 3** y en la **gráfica 8** se observa el resultado de aplicar un análisis multivariante de regresión logística binaria con variables sociodemográficas y psicosociales en relación con el bienestar en personas de 65 o más años. Este modelo presenta una R^2 de Nagelkerke de 0,457, es decir, explica el 45,7% de la varianza del bienestar, y clasifica correctamente el 90,6% de los casos. Como se aprecia en el análisis, en la ciudad de Madrid las condiciones con mayor peso para presentar riesgo de bajo bienestar en personas desde los 65 años fueron: perspectiva de futuro con falta de optimismo, mala autopercepción del estado de salud, e insatisfacción con la vida social.

Tabla 3. Distribución del bajo bienestar (WHO-5), prevalencias y OR ajustadas mediante regresión logística multivariante según variables de estudio, en personas de 65 o más años

Variables		Bajo bienestar (WHO-5)					
		N	n	%	OR	IC95% inf.	IC95% sup.
Sexo	Mujer	516	82	15,9	1,1	0,6	2,1
	Hombre	382	27	7,1	1		
Edad					1,0	0,9	1,0
Autopercepción del estado de salud	Negativa	376	90	23,9	2,3*	1,2	4,4
	Positiva	520	19	3,7	1		
Sentimiento de soledad	Frecuente	126	40	31,7	1,9*	1,0	3,5
	Poco frecuente	766	69	9,0	1		
Satisfacción con la vida social	Insatisfecho/a	122	48	39,3	2,0*	1,1	3,7
	Satisfecho/a	776	61	7,9	1		
Perspectiva de futuro	No optimista	437	85	19,5	3,3*	1,8	6,1
	Optimista	430	16	3,7	1		
Peor calidad de vida en relación con la salud (COOP-WONCA)		898	109	12,1	1,3*	1,2	1,3

(*) OR con significación estadística. Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. Nota. El análisis incluyó 859 casos. La edad se introdujo como variable continua (no categórica)

Gráfica 8. Modelo de regresión logística multivariante binaria para el bajo bienestar (WHO-5) en personas de 65 o más años

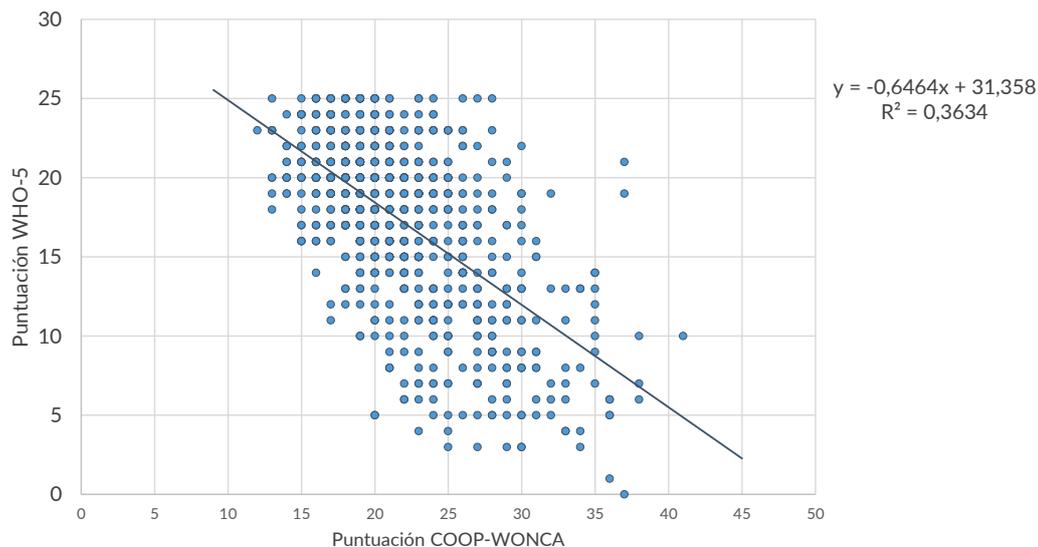


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis incluyó 859 casos. Variables especificadas: autopercepción del estado de salud (referencia: positiva AES), sentimiento de soledad (referencia: poco frecuente), satisfacción con la vida social (referencia: satisfecho/a), perspectiva de futuro (referencia: optimismo). El modelo está también ajustado por sexo y, como variables continuas, por la edad y la puntuación a la escala COOP-WONCA (inversa, a más puntuación peor CVRS): edad OR=1 (ns) y COOP-WONCA OR=1,3 (1,2-1,3)

Además, la mala calidad de vida en relación con la salud aumenta también el riesgo de bajo bienestar. Para explorar la relación entre ambas variables, se realizó una regresión lineal entre las puntuaciones de las escalas WHO-5 y COOP-WONCA. La calidad de vida en relación con la salud se introdujo como una variable continua, a mayor puntuación en COOP-WONCA, peor calidad de vida en relación con la salud. Tras el análisis, la puntuación en calidad de vida relacionada con la salud explicó el 36,3% (R^2 de Nagelkerke=0,366) de la varianza en la puntuación en bienestar, en sentido inverso. La relación lineal entre ambas puede apreciarse en la **gráfica 9**.

Gráfica 9. Diagrama de dispersión entre la puntuación de la escala de bienestar (WHO-5) y la puntuación de la escala de calidad de vida en relación con la salud (COOP-WONCA), en personas de 65 o más años



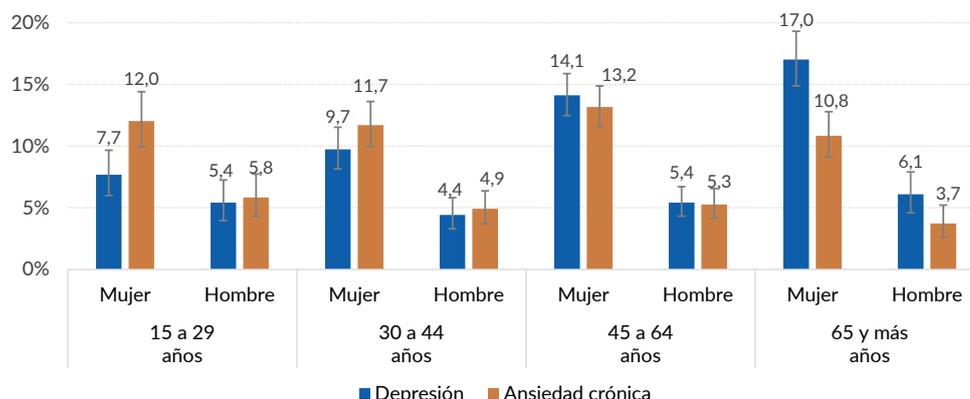
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Resultados de depresión y ansiedad crónica diagnosticadas

Un 9,3% [IC95%=8,7-9,9] de la muestra refería padecer o haber padecido depresión en el último año y un 8,8% [IC95%=8,2-9,4] ansiedad crónica. Estas prevalencias son mayores (diferencias estadísticamente significativas) en mujeres que en hombres, tanto para la depresión (mujeres: 12,6% [IC95%=11,7-13,6]; hombres: 5,3% [IC95%=4,6-6,0]), como para la ansiedad crónica (mujeres: 12,1% [IC95%=11,1-13,0]; hombres: 5,0% [IC95%=4,3-5,7]).

En la **gráfica 10** se presentan las prevalencias de depresión y ansiedad crónica según sexo y edad. Las mujeres tuvieron mayor prevalencia de depresión diagnosticada que los hombres para todos los grupos de edad, excepto en el grupo de 15-29 años, en el cual las diferencias por sexo no fueron estadísticamente significativas. En las mujeres, había una mayor prevalencia de depresión conforme aumentaba el grupo de edad, mientras que en los hombres no existían estas diferencias significativas por edad. En el caso de la ansiedad crónica, la prevalencia era mayor en las mujeres que en los hombres para todos los grupos de edad; no obstante, no se apreciaron diferencias estadísticamente significativas entre grupos de edad, ni para las mujeres, ni para los hombres.

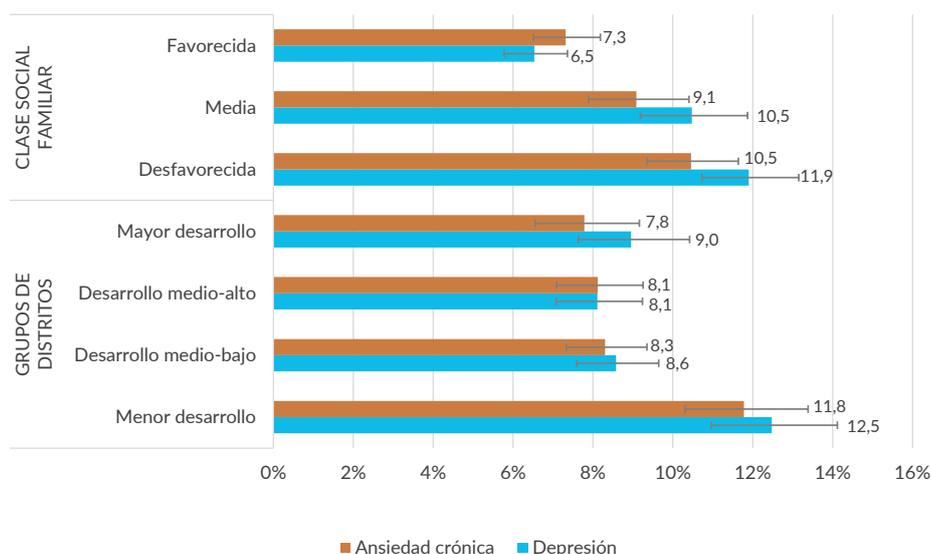
Gráfica 10. Prevalencias de depresión y ansiedad crónica en el último año por sexo y edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Las prevalencias de depresión y ansiedad crónica fueron más altas en las clases sociales desfavorecidas y en los distritos con menor desarrollo, en comparación con aquellas personas que se encontraban en situaciones más favorables (gráfica 11).

Gráfica 11. Prevalencias de depresión y ansiedad crónica en el último año por clase social ocupacional familiar y grupos de distritos según su desarrollo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En cuanto al consumo de medicamentos entre personas diagnosticadas de depresión y ansiedad crónica, el 64,3% [IC95%=59,4-68,9] de las personas con depresión en el último año consumió antidepresivos en ese periodo, de las cuales el 98,8% [IC95%=96,8-99,7] lo hizo con receta médica. Entre las personas que padecieron ansiedad crónica, el 67,9% [IC95%=63,1-72,4] consumió tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir, el 93,9% de ellas [IC95%=90,5-96,3] prescritos con receta médica.

Discusión

Cuando se comparan los resultados de la ESCM'21 con los de ediciones precedentes, se observa un aumento estadísticamente significativo del riesgo de mala salud mental en la población que reside en Madrid, de al menos seis puntos porcentuales en comparación con la ESCM'17. Sin embargo, estos datos han de interpretarse con

la debida cautela, debido a que en las encuestas previas toda la muestra de participantes se sometía a la escala GHQ-12, mientras que en la actual sólo se preguntó al grupo etario de 15 a 64 años. Además, también se destaca un incremento significativo del riesgo de presentar problemas de salud mental en hombres y, especialmente, en mujeres, estas últimas en todos los rangos de edad. Cabe destacar que el grupo de mujeres de 15 a 29 años presenta en 2021 una prevalencia de riesgo de mala salud mental superior en casi catorce puntos porcentuales a la prevalencia hallada en ese mismo grupo en 2017.

Al comparar con la ENSE'17¹⁰, se aprecian diferencias estadísticamente significativas en las prevalencias de riesgo de mala salud mental, siendo más altas las de nuestro trabajo, tanto para toda la población como según el sexo. En los últimos años parece existir una tendencia creciente en las prevalencias de riesgo de mala salud mental en la población residente en el municipio de Madrid, que se ha agudizado en el año 2021, probablemente debido a las repercusiones de la pasada pandemia de COVID-19.

Los datos provisionales de la Encuesta de Salud de Barcelona del año 2021¹¹ indican prevalencias similares a las encontradas en la ESCM'21: mientras que el 23,3% de los hombres tienen riesgo de mala salud mental, en las mujeres, este riesgo es mucho más prevalente (35,8%).

Con respecto a las personas de 65 o más años que viven en Madrid, el 12,1% presentaban un bajo bienestar psicológico. A pesar de no poder compararse con datos de encuestas previas madrileñas, se puede observar que en el año 2021 la media de la puntuación de bienestar subjetivo de este grupo de población ($\bar{X}=69,1$; $DT=20,54$) fue mayor que la media en la población de la Unión Europea con más de 50 años ($\bar{X}=47,4$)¹³. Por tanto, parece que las personas mayores madrileñas manifiestan un mayor bienestar que la media europea, si bien se requiere interpretar esto con cautela, puesto que las edades que abarcan ambos grupos etarios son diferentes y por tanto no exactamente comparables.

Al igual que en otros estudios³⁻⁵, las prevalencias de mala salud mental o bajo bienestar son mayores en las mujeres, en las personas jóvenes y en las que tienen un menor nivel económico o que viven en barrios de menor desarrollo.

Además, de manera similar a lo hallado en otros trabajos⁴, la prevalencia de una peor salud mental entre personas que se encuentran en paro es más elevada que en aquellas personas que tienen un empleo remunerado. No obstante, cabe destacar la situación de los/as estudiantes, especialmente de las mujeres, pues casi la mitad de ellas presentaron puntuaciones de riesgo de mala salud mental.

Sentirse solo/a con frecuencia es el segundo factor de riesgo, por detrás de la edad, que más peso tiene sobre la salud mental, aunque en este tipo de estudios transversales queda siempre la duda de qué ocurrió antes, si la soledad o la mala salud mental. Estos hallazgos coinciden con gran parte de la investigación previa, que encuentra una fuerte correlación entre la soledad no deseada y los problemas de salud mental^{16,17}.

Otro resultado destacable en nuestro trabajo y que llama la atención, en parte, por no haber sido estudiado con anterioridad en las ESCM previas, es que considerar que se dedica más tiempo del que se debiera a las redes sociales constituye un factor de riesgo relevante para presentar un aumento del riesgo de mala salud mental. Este hallazgo ha sido apoyado por otros estudios: por ejemplo, Gui y Büchi (2019)¹⁸ demuestran que percibir un uso digital excesivo en el día a día, así como sentir presión por responder y participar en internet y las redes sociales, afecta al bienestar subjetivo de las personas. También el conocido por sus siglas en inglés *FOMO* (*Fear of Missing Out*), que se refiere al miedo a estar perdiéndose experiencias gratificantes que otras personas están teniendo y que publican a través de sus redes sociales, se ha relacionado con un mayor riesgo de depresión y otros problemas emocionales, especialmente entre los/as adolescentes y jóvenes¹⁹. Relacionado con el tema, en el anterior Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 se encontró que tanto un uso problemático del móvil por exceso como una utilización escasa del mismo incrementaban el riesgo de mala salud mental³. Es posible que la influencia de estos factores de riesgo esté relacionada con las restricciones sociales de la pandemia de COVID-19, pues las personas se han visto más limitadas en su vida social y sus actividades diarias, debilitándose sus relaciones sociales e incrementándose el sentimiento de soledad, la precariedad laboral y económica han aumentado, especialmente entre la juventud²⁰, y el uso de redes sociales también ha crecido notablemente a partir del año 2020²¹.

Cuando se trata de personas de 65 o más años, las condiciones que más aumentan la probabilidad de presentar un bajo bienestar subjetivo se asocian con variables de salud y de tipo psicosocial. Entre estas, destacan tener una perspectiva pesimista con respecto al futuro, una autopercepción de mala salud, una baja satisfacción con

la propia vida social, sentimiento de soledad y una mala calidad de vida en relación con la salud. Como indican algunos estudios, el confinamiento y las restricciones de la pandemia han dificultado las interacciones con otras personas (familiares, amistades...), así como también han podido condicionar la calidad de vida en relación con la salud y la salud de la población mayor, por lo que es posible que estas limitaciones hayan intensificado el sentimiento de soledad y, por ende, hayan repercutido en la salud mental de esas personas²¹.

En cuanto a la calidad de vida en relación con la salud, resulta ser un indicador de salud que predice de manera significativa la salud mental y el bienestar de la población general que reside en Madrid. Los hallazgos de este estudio respaldan que cuanto mejor es la percepción de la calidad de vida en relación con la salud, existe, por una parte, un menor riesgo de presentar problemas de salud mental y, por otra, un mayor bienestar.

Por último, la prevalencia de depresión y ansiedad crónica diagnosticadas por un/a médico/a y padecidas en el momento de la entrevista o en el año previo en la ciudad de Madrid superan las obtenidas a partir de la Encuesta Europea de Salud en España 2020 (EESE '20)²². La prevalencia de depresión diagnosticada en la ciudad de Madrid fue del 9,3% según los datos de la ESCM '21, mientras que la reflejada en la EESE '20 era del 5,3%. Al igual ocurre con la ansiedad crónica diagnosticada, mientras que en Madrid este trastorno alcanza una prevalencia del 8,8% a partir de los datos obtenidos en nuestra investigación, según la EESE '20 la prevalencia fue menor, en concreto del 5,8%.

Conclusiones

- El riesgo de mala salud mental ha aumentado en la población entre 15 y 64 años residente en la ciudad de Madrid. En 2021 se registró la mayor prevalencia (28,3%), con diferencias estadísticamente significativas respecto a años anteriores.
- Las prevalencias más altas para el riesgo de mala salud mental y el bajo bienestar se han hallado en las mujeres, las personas jóvenes y los grupos con menor nivel socioeconómico (clase social desfavorecida, distritos con menor nivel de desarrollo, estudios primarios o menos y situación de desempleo).
- Los factores que mejor predicen el riesgo de mala salud mental en personas menores de 65 años serían ser joven, sentirse solo/a y mostrarse insatisfecho/a con la propia vida social.
- En las personas de 65 o más años, los factores que mejor predicen el bajo bienestar psicológico serían tener una perspectiva pesimista con respecto al futuro, una autopercepción de mala salud y una baja satisfacción con la vida social.
- El riesgo de mala salud mental se relaciona con dedicar más tiempo del que la persona cree que debiera a las redes sociales. Profundizar sobre ello, especialmente en la juventud, podría ser de utilidad para el diseño de nuevas estrategias de prevención y promoción de la salud mental.

Referencias bibliográficas

1. Organización Mundial de la Salud (OMS). Salud mental: fortalecer nuestra respuesta. 2022.
2. Organización Mundial de la Salud (OMS). Informe mundial sobre salud mental. Transformar la salud mental para todos. Panorama general. Ginebra; 2022.
3. Díaz-Olalla JM (Dirección Técnica), Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid [Internet]. Available from: <https://madridsalud.es/wp-content/uploads/2021/01/Estudio-de-Salud-de-la-Ciudad-de-Madrid-2018.pdf>
4. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD). Health at a Glance 2021: OECD Indicators. Paris; 2021.
5. García-Arroyo J. Salud mental y Covid-19: una meta-revisión de investigaciones y evidencias. *Investigatio*. 2022;(17):4–18.

6. Ausín B, González-Sanguino C, Castellanos MA, Saiz J, López-Gómez A, Ugidos C. Estudio longitudinal del impacto psicológico de la Covid-19 en la población española (Psi-Covid-19) [Internet]. Madrid; 2021 [cited 2022 Jul 12]. Available from: <https://www.contraelestigma.com/resource/conviviendo-con-covid-19-longitudinal/>
7. Bianco D, Milani E, Gianotto I, Morelli C. Headway 2023 – Mental Health Index Report. Bruselas; 2021.
8. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018 [Internet]. Madrid; 2018 Feb [cited 2022 Jun 6]. Available from: http://madridsalud.es/area_profesional/
9. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014 [Internet]. Madrid; 2015 [cited 2022 Oct 19]. Available from: <https://www.madrid.es/UnidadesDescentralizadas/Salud/Publicaciones%20Propias%20Madrid%20salud/Ficheros/EstudioSaludCiudadMadrid2014.pdf>
10. Díaz-Olalla JM, Esteban-Peña M. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid [Internet]. Madrid; 2008 [cited 2022 Oct 19]. Available from: <http://madridsalud.es>
11. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Nacional de Salud en España 2017 [Internet]. [cited 2022 Jul 29]. Available from: <https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuesta2017.htm>
12. Agència de Salut Pública de Barcelona. La Salut a Barcelona 2020 [Internet]. Barcelona; 2021 [cited 2022 Jul 30]. Available from: https://www.aspb.cat/wp-content/uploads/2021/11/salutbarcelona2019_211118.pdf
13. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (Eurofound). Living, working and COVID-19 dataset. Data: Quality of life during COVID-19. Round 3: March 2021 [Internet]. 2020 [cited 2022 Jun 20]. Available from: <https://www.eurofound.europa.eu/data/covid-19/quality-of-life>
14. Goldberg DP. User's guide to the General Health Questionnaire. Windsor. 1988.
15. Hewitt CE, Perry AE, Adams B, Gilbody SM. Screening and case finding for depression in offender populations: A systematic review of diagnostic properties. *J Affect Disord.* 2011;128(1-2):72-82.
16. Topp CW, Østergaard SD, Søndergaard S, Bech P. The WHO-5 Well-Being Index: a systematic review of the literature. *Psychother Psychosom.* 2015;84(3):167-76.
17. Leigh-Hunt N, Bagguley D, Bash K, Turner V, Turnbull S, Valtorta N, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health.* 2017;152:157-71.
18. Richard A, Rohrmann S, Vandeleur CL, Schmid M, Barth J, Eichholzer M. Loneliness is adversely associated with physical and mental health and lifestyle factors: Results from a Swiss national survey. *PLoS One.* 2017;12(7):e0181442.
19. Gui M, Büchi M. From use to overuse: Digital inequality in the age of communication abundance. *Soc Sci Comput Rev.* 2021;39(1):3-19.
20. Przybylski AK, Murayama K, DeHaan CR, Gladwell V. Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out. *Comput Human Behav.* 2013;29(4):1841-8.
21. Fundación FOESSA, Ayala-Cañón L, Laparra-Navarro M, Rodríguez-Cabrero G (coords.). Evolución de la cohesión social y consecuencias de la Covid-19 en España [Internet]. Madrid; 2022 [cited 2022 Aug 2]. Available from: <https://www.caritas.es/main-files/uploads/sites/31/2022/01/Informe-FOESSA-2022.pdf>
22. IAB Spain. Estudio Anual de Redes Sociales 2021 [Internet]. Madrid; 2021 [cited 2022 Aug 2]. Available from: <https://iabspain.es/estudio/estudio-de-redes-sociales-2021/>
23. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Encuesta Europea de Salud en España 2020 [Internet]. [cited 2023 Jul 18]. Available from: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/Enc_Eur_Salud_en_Esp_2020.htm

3.4.6 ENFERMEDADES TRANSMISIBLES

Introducción

El Sistema de Enfermedades de Declaración Obligatoria (EDO) constituye uno de los sistemas esenciales de la Red de Vigilancia Epidemiológica de la Comunidad de Madrid y se basa en la detección precoz de problemas de salud de la población madrileña, contribuyendo a la prevención y control de las enfermedades incluidas en la lista de declaración obligatoria.

El sistema de vigilancia se fundamenta en el trabajo realizado por los/as profesionales de la salud, acompañado de la búsqueda activa en algunas enfermedades. La declaración obligatoria se refiere a los casos nuevos (en base a la definición de caso) detectados durante la semana epidemiológica en curso, que desde el año 2013 se inicia a las 0 horas del lunes y finaliza a las 24 horas del domingo. De su oportuna notificación va a depender una adecuada adopción de medidas de control.

El Manual de notificación del sistema de enfermedades de declaración obligatoria de la red de vigilancia epidemiológica de la Comunidad de Madrid recoge las definiciones de caso y los formularios de notificación vigentes hasta la modificación de la Orden 445/2015 del Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. A su vez, desde 2009, se cuenta con captación automática de los casos EDO desde la historia clínica de atención primaria. Estos casos captados automáticamente son revisados por los/as epidemiólogos/as, que validan su incorporación al sistema si cumplen los criterios de definición de caso de la red de vigilancia.

Existe un formulario específico para cada enfermedad, excepto en aquellas que actualmente no son de notificación individualizada, además son de declaración urgente los brotes de cualquier etiología. Los datos recogidos en los formularios de notificación están protegidos en función de lo establecido por la normativa específica de protección de datos. Asimismo, en los últimos años se ha reforzado la integración de las diferentes aplicaciones informáticas, lo que ha permitido conseguir una información de mayor calidad, especialmente en las variables relacionadas con los datos básicos de la persona y con la vacunación.

El objetivo de este informe fue conocer las tasas de incidencia y su evolución en la ciudad de Madrid de las siguientes enfermedades transmisibles y de declaración obligatoria: hepatitis A, gripe, tuberculosis, tosferina, varicela, así como diversas infecciones de transmisión sexual (ITS).

Método

En el caso de la hepatitis A, gripe, tuberculosis, tosferina y varicela se han revisado los informes de morbilidad por enfermedades de declaración obligatoria de la Comunidad de Madrid¹. Además, para la gripe también se consultó el Boletín epidemiológico del Centro Nacional de Epidemiología² y en el caso de la tuberculosis, el Registro regional de casos de tuberculosis de la Comunidad de Madrid³.

La información epidemiológica sobre las ITS en España proviene de la Red nacional de vigilancia epidemiológica (RENAVE). Desde 1995 se incluían como EDO la sífilis, sífilis congénita e infección gonocócica. Tras las modificaciones de la notificación, registros y protocolos en 2013 y la ampliación en 2015 del listado de enfermedades a vigilar por la Orden SSI/445/2015, desde 2016 las ITS recogidas en dicha información incluyen, además, la infección por *Chlamydia trachomatis* (serovares D-K) y el linfogranuloma venéreo (infección producida por *Chlamydia trachomatis*, serovares L1, L2 y L3). Asimismo, desde dicho año 2016, todas las ITS han pasado a ser de declaración individualizada.

Resultados

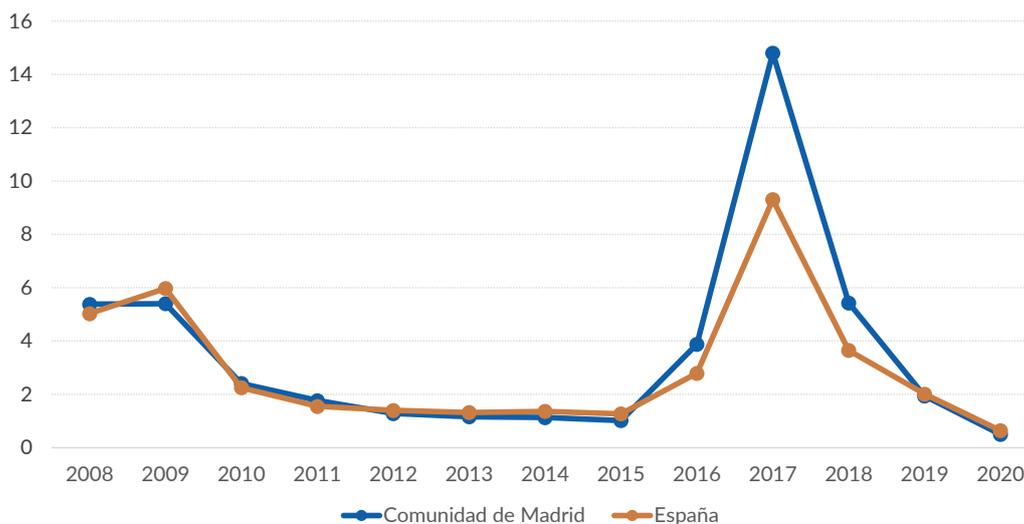
Hepatitis A

España es un país de baja endemicidad de hepatitis A (entre los años 2012 y 2015 la tasa de incidencia anual fue inferior a 1,5 casos notificados por cada 100.000 habitantes). Entre 2016 y 2017 se produjo un aumento de casos que afectó fundamentalmente a hombres que tienen sexo con hombres (HSH) entre 18 y 64 años⁴.

En la **gráfica 1** puede verse que, después del repunte acaecido en el año 2017 de hepatitis A tanto en España como, sobre todo, en la Comunidad de Madrid, las cifras volvieron a establecerse en 2020 en una tasa de incidencia menor de 1,5 casos por cada 100.000 habitantes, más concretamente 0,6 casos por cada 100.000 habitantes en el conjunto del territorio español y 0,5 para la Comunidad de Madrid, siendo estos datos los menores encontrados desde 2008 (en total, 34 casos). Cabe mencionar que las diferencias entre España y la comunidad autónoma fueron casi imperceptibles, excepto en el período 2016-2018.

Los distritos sanitarios del municipio en los que se notificó una mayor incidencia de hepatitis A durante el año 2020 fueron Carabanchel (1,92 por cada 100.000 habitantes), Tetuán (1,86 por cada 100.000) y Vallecas (1,41 por cada 100.000). En San Blas, Retiro, Moratalaz, Moncloa, Latina, Ciudad Lineal, Chamartín y Arganzuela no se declaró ningún caso ese año¹.

Gráfica 1. Tasas de incidencia de hepatitis A por 100.000 habitantes. Comunidad de Madrid y España (2008-2020)



Fuente: Informe de Morbilidad por Enfermedades de Declaración Obligatoria de la Comunidad de Madrid, 2020

Gripe

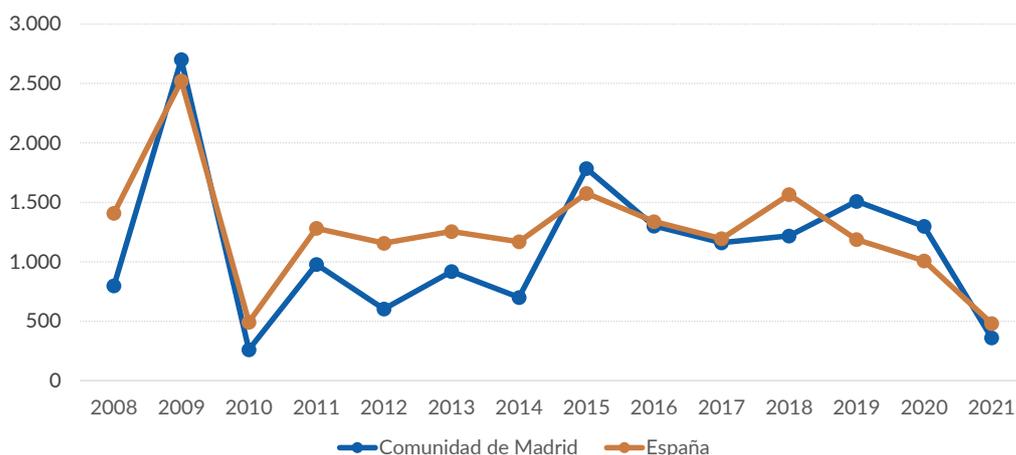
La gripe estacional se presenta en forma de epidemias anuales de diversa intensidad. Las tasas de ataque clínico pueden oscilar entre el 5%-20% en la comunidad e incluso más del 50% en grupos de población cerrados (residencias, centros escolares, etc.). Habitualmente la mayor incidencia se observa en edades escolares y el mayor riesgo de complicaciones se da en menores de 2 años, mayores de 64 y personas con comorbilidad y antecedentes médicos de riesgo. La medida de control sanitario más eficaz frente a la gripe es la inmunización anual⁴.

En lo relativo a la evolución de la incidencia anual de la gripe en los últimos años, se observa en la **gráfica 2** que tanto en España desde el año 2018 como en la Comunidad de Madrid desde 2019 se experimenta un descenso de las tasas de incidencia anual, pasando en la comunidad autónoma de 1.508,4 a 1.298,2 por cada 100.000 habitantes (siendo algo mayores que en el conjunto de España)¹, descendiendo hasta los 360,7 casos por cada 100.000 en 2021 (año para el que todavía no se han reportado registros para el conjunto del Estado)².

[Volver al Índice](#) 

El número total de casos en la Comunidad de Madrid en 2021 fue de 24.350, lo que se traduce en 63.666 casos menos que en el año 2020. Este descenso abrupto en el año 2021 puede estar relacionado con la concurrencia de la pandemia provocada por la COVID-19 y sus medidas de prevención (mascarillas obligatorias, distanciamiento social...), así como con las dificultades experimentadas en el registro de vigilancia epidemiológica que en esos momentos se encontraba saturado y dedicado casi exclusivamente al reporte de casos de infección por el virus SARS-CoV-2.

Gráfica 2. Tasas de incidencia de gripe por 100.000 habitantes. Comunidad de Madrid y España (2008-2021)



Fuente: Informe de Morbilidad por Enfermedades de Declaración Obligatoria de la Comunidad de Madrid del año 2020 e Informe Semanal de Vigilancia Epidemiológica en España n°4, 2023

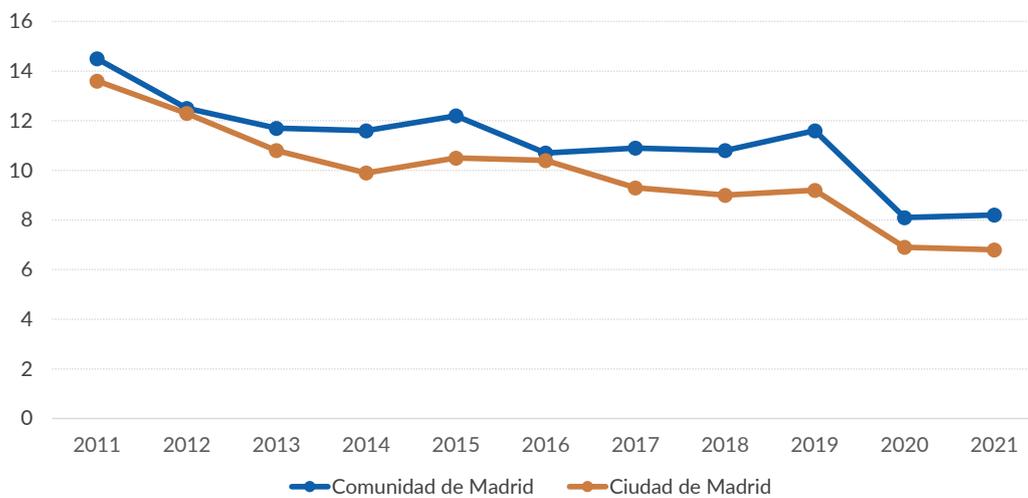
Tuberculosis

La tuberculosis es una enfermedad producida por la infección del ser humano por el bacilo de Koch (*Mycobacterium tuberculosis*). Cada año se producen en el mundo 8 millones de nuevos casos y mueren anualmente por esta infección casi 3 millones de pacientes⁵.

La mayoría de los casos se dan en países en vías de desarrollo, aunque, con la epidemia de SIDA, la incidencia de la tuberculosis ha aumentado de forma apreciable en todo el mundo. España es uno de los países occidentales con mayor incidencia de tuberculosis, por lo que se trata de una enfermedad de declaración obligatoria de gran relevancia en salud pública, de la que se realiza un registro específico.

Los últimos datos disponibles corresponden al informe del año 2021 del Registro Regional de Casos de Tuberculosis en la Comunidad de Madrid³, donde se aprecia que, en general, las tasas de incidencia de la comunidad autónoma son más altas que para la ciudad de Madrid en los últimos 10 años, y que los datos en ambos ámbitos territoriales para 2020 y 2021 son los menores reportados en este período temporal. El número de casos totales de tuberculosis notificados por la Comunidad de Madrid en el año 2020 fueron 471, lo que supuso 147 casos menos que en 2019¹, siendo muy similares a las cifras de 2021 (461 casos en total)³ (gráfica 3).

Gráfica 3. Tasas de incidencia de tuberculosis por 100.000 habitantes. Ciudad de Madrid y Comunidad de Madrid (2011-2021)



Fuente: Informe del Registro Regional de Casos de Tuberculosis de la Comunidad de Madrid del año 2021 e Informe de Morbilidad por Enfermedades de Declaración Obligatoria de la Comunidad de Madrid, 2020

Dentro del municipio de Madrid (**tabla 1**) las cifras más elevadas registradas durante 2021 se situaron en aquellos distritos sanitarios con un menor nivel de desarrollo, estando Tetuán a la cabeza (13,8 casos por cada 100.000 habitantes), seguido de Vallecas (13,6) y Usera (13,3).

Por su parte, aquellos con una menor incidencia de tuberculosis fueron Fuencarral y Chamartín (ambos con 2,8 casos por 100.000) y Chamberí (4,3 por cada 100.000), que se corresponden a su vez con aquellos distritos más favorecidos. En todos los distritos se experimentó un descenso de las tasas de incidencia en 2020 respecto al año previo, con la excepción de Ciudad Lineal, Hortaleza-Barajas y Tetuán³.

Tabla 1. Tuberculosis. Tasas de incidencia anual por 100.000 habitantes. Distritos sanitarios de Madrid (2012-2021)

Distrito	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Arganzuela	13,0	9,8	7,3	15,3	11,2	7,2	7,8	7,8	7,1	4,5
Carabanchel	12,8	13,4	13,6	16,6	15,7	17,6	16,9	17,8	8,8	8,1
Centro	24,7	12,6	14,4	18,6	17,7	20,8	20,0	21,2	10,9	8,7
Chamartín	4,8	2,8	4,2	1,4	2,8	4,9	2,8	5,5	1,4	2,8
Chamberí	12,5	12,6	7,1	15,0	8,6	7,2	7,8	9,2	5,6	4,3
Ciudad Lineal	12,6	7,3	6,5	6,6	10,4	8,5	7,0	6,0	6,4	6,0
Fuencarral	6,9	5,6	9,9	8,2	4,2	5,9	6,2	7,3	4,0	2,8
Hortaleza-Barajas	7,3	7,7	6,0	4,5	5,4	5,3	6,0	5,9	7,0	5,8
Latina	15,0	15,6	16,0	14,5	13,2	12,8	9,3	11,3	8,7	10,4
Moncloa	7,7	12,0	7,8	9,5	3,4	3,4	4,2	10,9	4,9	5,8
Moratalaz-Vicálvaro	12,9	14,9	13,9	22,5	7,9	7,9	9,7	10,8	5,9	8,3
Retiro	4,1	5,0	8,4	7,6	5,9	6,7	10,1	4,2	3,3	7,6
Salamanca	7,5	9,0	12,6	7,0	5,6	6,3	8,9	11,0	4,7	5,5

[Volver al Índice](#) 

San Blas	12,8	14,8	7,8	8,5	11,1	9,7	5,1	9,5	4,3	10,0
Tetuán	18,6	12,9	13,1	9,3	8,5	7,8	13,4	8,2	13,6	13,8
Usera	13,1	21,4	21,7	18,8	23,1	20,7	23,3	21,5	15,4	13,3
Vallecas	17,8	14,5	18,3	14,7	11,2	16,0	19,2	18,5	12,9	13,6
Villaverde	15,1	18,5	13,4	18,5	24,7	22,4	11,0	17,5	15,6	11,0

Fuente: Informe del Registro Nacional de Casos de Tuberculosis de la Comunidad de Madrid, 2021

Tosferina y varicela

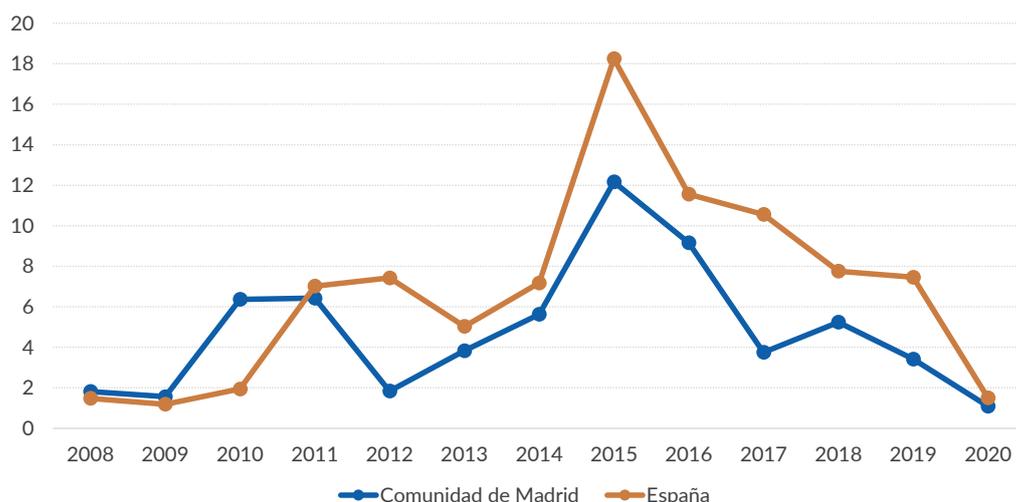
Tanto la tosferina como la varicela son enfermedades que se pueden prevenir mediante vacunación.

La tosferina es una enfermedad infecciosa altamente transmisible causada por la bacteria *Bordetella pertussis*, con picos epidémicos cada 3-4 años y patrón estacional. La población menor de 6 meses es la más vulnerable, con altas tasas de complicaciones y de mortalidad. Una de las estrategias utilizadas es la vacunación de las embarazadas, con la que se pretende evitar que la madre se infecte y la transmita al bebé neonato, y además, producir una transferencia pasiva de anticuerpos al lactante que puedan protegerle hasta completar la primovacunación⁴.

El pico epidémico más elevado de tosferina ocurrió en 2015, con un importante descenso en los años posteriores. Sobre la incidencia de tosferina en la Comunidad de Madrid, se observa en la **gráfica 4** un ligero aumento del año 2017 a 2018, para volver a descender a partir de ese último, encontrándose en 2020 la menor tasa de incidencia de las registradas desde el año 2008 (1 por cada 100.000 habitantes). También cabe destacar que desde 2010 las cifras de la comunidad autónoma madrileña son menores que las notificadas para el conjunto del país.

Ya centrados en Madrid capital, los distritos sanitarios que informaron de tasas más elevadas en el año 2020 fueron, por orden descendente: Vallecas (3,10 casos por cada 100.000 habitantes), Usera (3,01) y Hortaleza (2,06). Por otro lado, en distritos como Fuencarral y Chamberí, la tasa de casos notificados por cada 100.000 habitantes fue menor a 1 (0,40 y 0,70 respectivamente) mientras que en Carabanchel, Villaverde, Latina, Centro y Moncloa no se registró caso alguno ese año¹.

Gráfica 4. Tasas de incidencia de tosferina por 100.000 habitantes. Comunidad de Madrid y España (2008-2020)

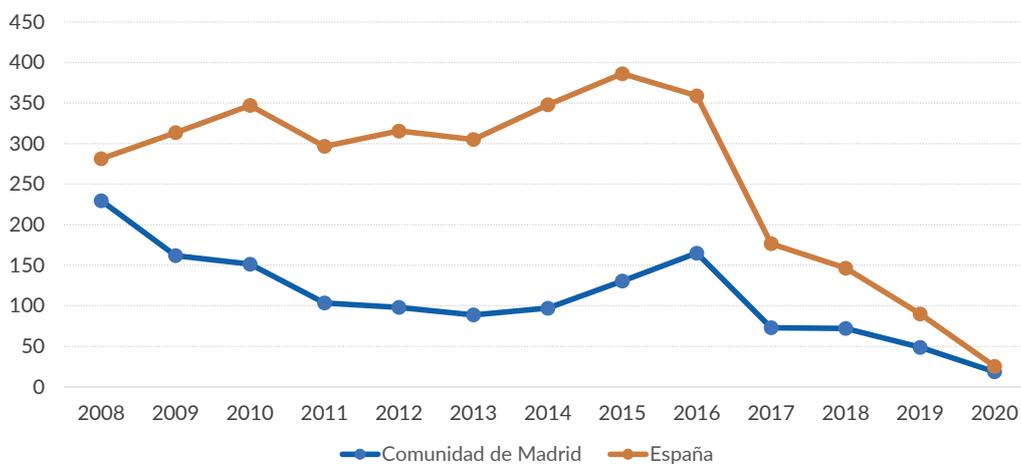


Fuente: Informe de Morbilidad por Enfermedades de Declaración Obligatoria de la Comunidad de Madrid, 2020

La varicela es una enfermedad presente en todo el mundo, prototípica de la niñez (en climas templados aproximadamente el 90% de los casos ocurre en menores de 10 años)⁶. Se trata de una infección causada por el virus varicela zóster (VVZ) es una enfermedad muy contagiosa y aunque no suele revestir gravedad en los niños y niñas para el resto de la población, en especial para los recién nacidos, adolescentes, adultos y personas inmunodeprimidas, que puede llegar a tener consecuencias graves.

Como puede verse en la **gráfica 5**, ha existido un descenso de los casos desde 2015 en España y desde el año 2016 en la Comunidad de Madrid. En 2020 se registraron 1.272 casos en la comunidad autónoma, lo que se tradujo en la menor tasa de incidencia desde hacía 12 años (18,8 casos por cada 100.000 habitantes). Además, como se aprecia también en la gráfica, en todos los años reflejados la incidencia de varicela fue superior en el conjunto del territorio español que en la Comunidad de Madrid, aunque las tasas se equiparan cada vez más¹.

Gráfica 5. Tasas de incidencia de varicela por 100.000 habitantes. Comunidad de Madrid y España (2008-2020)



Fuente: *Informe de Morbilidad por Enfermedades de Declaración Obligatoria de la Comunidad de Madrid, 2020*

Infecciones de transmisión sexual (ITS)

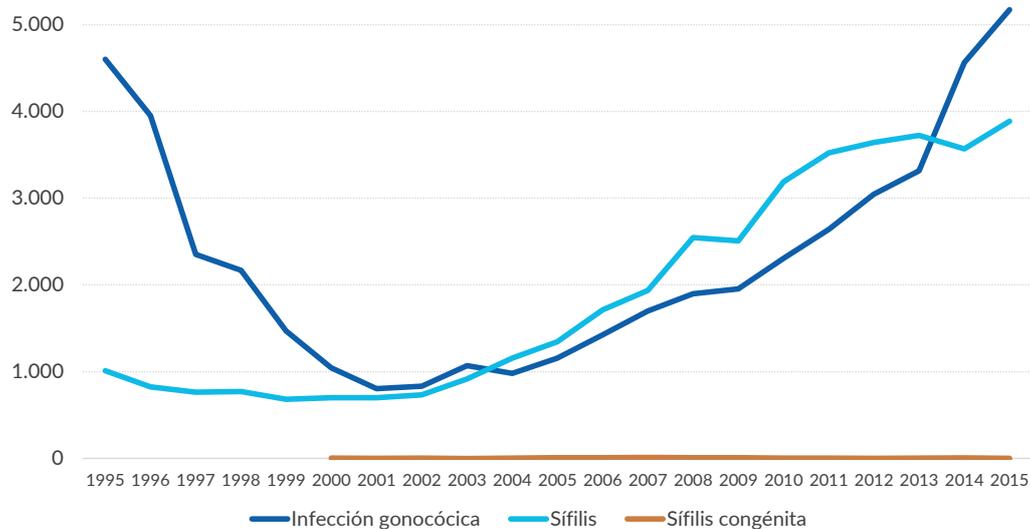
Las ITS se transmiten por medio de las relaciones sexuales (anales, vaginales u orales) y pueden ser causadas por bacterias, virus, hongos, parásitos y protozoos.

En la mayoría de los casos en los que hay una ITS no aparecen síntomas o son poco expresivos, lo cual facilita la transmisión de la infección y, si no se instaura el tratamiento adecuado, pueden aparecer complicaciones como esterilidad, embarazo extrauterino, cáncer genital u otras.

Hay que tener en cuenta que el aumento de la inmigración entre las personas que ejercen la prostitución debe hacernos pensar en infecciones que hasta ahora eran poco frecuentes en nuestro medio⁷. Además, las nuevas generaciones que no vivieron la pandemia del VIH de los años 80 y 90 del pasado siglo tienen menos conciencia de los riesgos a los que se exponen, no sólo hacia el VIH sino a las demás ITS (que en muchos casos son de más fácil transmisión), y tienden a no utilizar el preservativo.

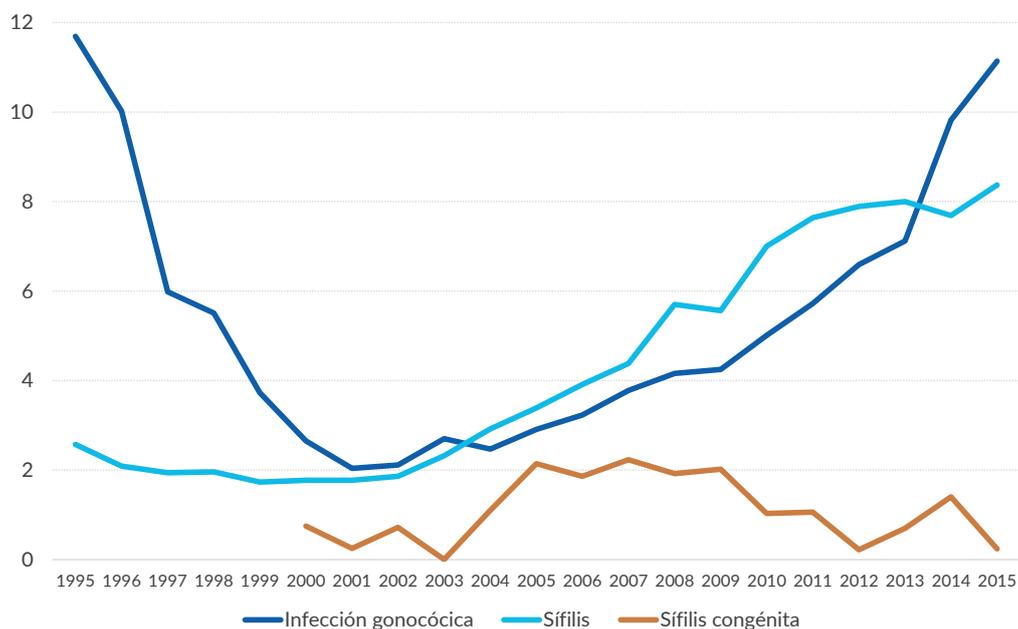
El análisis de tendencias, en el periodo 1995 a 2015, de las tres ITS registradas hasta que se produjo el cambio en el sistema de notificación se muestra en las **gráficas 6 y 7**.

Gráfica 6. Evolución del número de casos registrados de algunas ITS en España (1995-2015)



Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Gráfica 7. Evolución de las tasas de incidencia de algunas ITS por 100.000 habitantes en la Comunidad de Madrid (1995-2015)



Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Infección gonocócica

Desde 1995, inicio de su registro, las tasas de gonococia tuvieron una tendencia descendente hasta el año 2001, con un porcentaje anual de cambio (PAC) del -26,6% [IC95%=-33,8; -18,6]. A partir de ese año, la incidencia cambia su tendencia hacia un crecimiento continuado del PAC del 11,0% [IC95%=1,9; 21,0] hasta 2010, año en el que dicha tendencia ascendente se disparó hasta 2021, con un PAC del 19,1% [IC95%=16,2; 22,1]. El PAC en el periodo 2016-2021, con declaración individualizada de casos, fue del 14,2% [IC95%=2,0; 27,9].

La tasa de incidencia más baja para esta ITS se observó en el año 2001 (2,04) y la más elevada en 2021 (51,55).

Sífilis

Los análisis de tendencias de 1995 a 2021 de la RENAVE⁸, muestran tres puntos de cambio significativos en las tasas de incidencia de sífilis. De 1995 a 2001 se aprecia una tendencia descendente, con PAC: -5,4% [IC95%=-14,3; 4,4]. Del año 2001 al 2011 la tendencia pasa a ser ascendente, con PAC: 17,0% [IC95%=12,5; 21,6], entre 2011 y 2014 existió una estabilización del PAC: -1,2% [IC95%=-24,9; 30,0] y finalmente entre los años 2014 y 2021 la tendencia vuelve a ser ascendente, con PAC: 8,5% [IC95%=5,1; 12,1]. El PAC en el periodo 2016-2021, con declaración individualizada de casos, fue del 9,2% [IC95%=-2,0; 20,3].

La menor tasa de incidencia se dio en el año 1999 (1,73) y la más elevada en 2021 (19,42).

Sífilis congénita

Los casos de sífilis congénita en países occidentales son muy infrecuentes y, al igual que en el resto de los países de la Unión Europea, en España la mayoría de los casos declarados corresponden a niños y niñas de madres migrantes procedentes principalmente de países de Europa del Este y Latinoamérica.

Desde el año 1997, su notificación se realiza de forma individualizada, pero no se comenzó a recoger información sobre las madres hasta 2016. En el año 2021 se notificaron en España cinco casos confirmados de sífilis congénita precoz (en menores de dos años). Los casos correspondieron a tres niños y dos niñas, todos ellos se diagnosticaron antes del primer mes de vida, excepto una de las niñas que se diagnosticó con 10 meses. Las tasas de incidencia de casos confirmados durante el periodo 2000-2021 oscilaron entre 0 y 2,23 por 100.000 nacidos vivos.

Infección por *Chlamydia trachomatis*

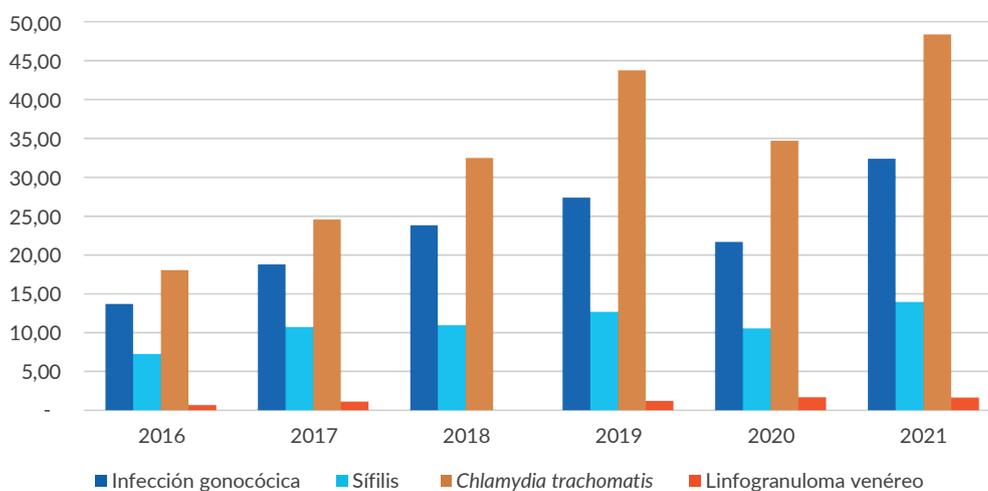
Respecto a la infección por *Chlamydia trachomatis*, en el periodo 2016-2021 las tasas de incidencia se incrementaron en el global de las CCAA que notificaron casos, con un PAC: 18,0% [IC95%=4,5; 33,1]. El PAC en el periodo 2016-2021, con declaración individualizada de casos, fue de 18,5% [IC95%=4,5; 33,1]. Siguiendo esta tendencia ascendente progresiva, encontramos que la tasa más baja se dio en el año 2016 (18,06) y la más elevada en 2021 (48,36). Centrándonos en la Comunidad de Madrid, se replica lo acaecido en España, pasando de una tasa de 18,99 casos por 100.000 habitantes en 2016 a 46,32 para el año 2021.

Linfogranuloma venéreo (infección por *Chlamydia trachomatis* L1-L2 y L3)

La vigilancia del linfogranuloma venéreo está implantada en once CCAA y en ambas ciudades autónomas (Ceuta y Melilla). En 2021, la tasa de incidencia para el conjunto de CCAA que disponían de sistema de vigilancia fue de 1,68 casos por 100.000 habitantes, siendo la de la Comunidad de Madrid la segunda más elevada (3,10), tras Cataluña (4,59).

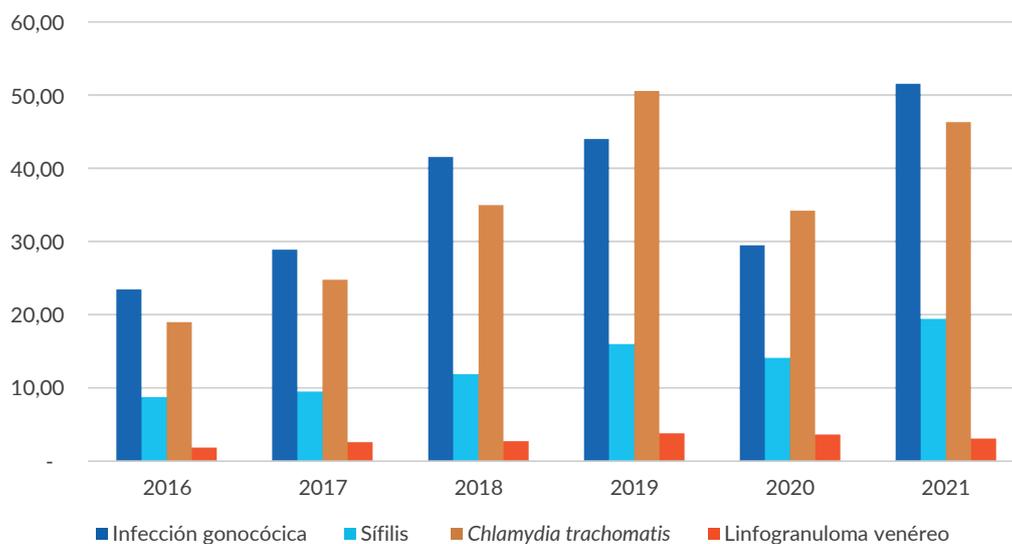
Siguiendo con el análisis de tendencias en ITS, en las **gráficas 8 a 11** se aprecia la evolución epidemiológica tanto de las tasas como del número de casos desde 2016 hasta 2021, en España y en la comunidad autónoma madrileña.

Gráfica 8. Evolución de las tasas de incidencia de algunas ITS por 100.000 habitantes en España desde el registro mediante declaración individualizada (2016)



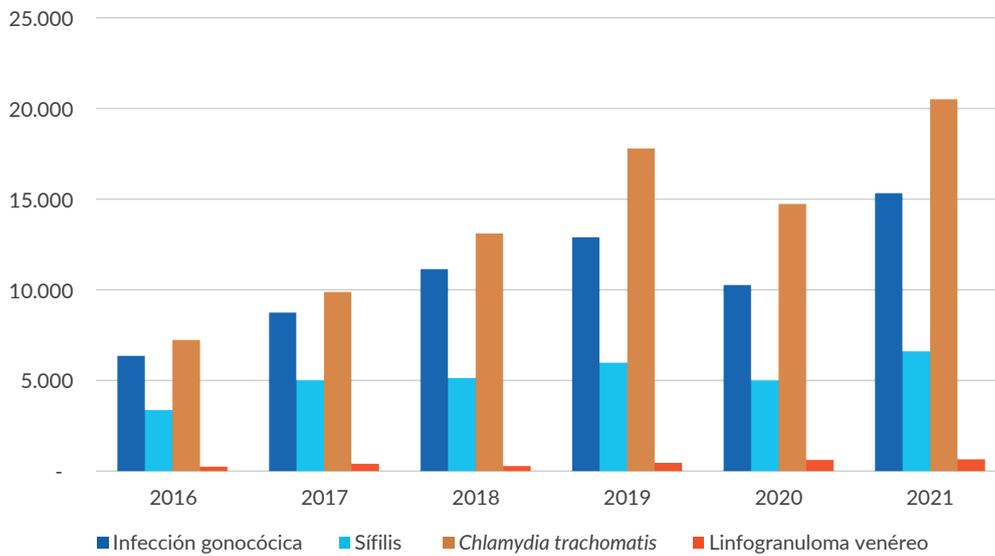
Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Gráfica 9. Evolución de las tasas de incidencia de algunas ITS por 100.000 habitantes en la Comunidad de Madrid desde el registro mediante declaración individualizada (2016)



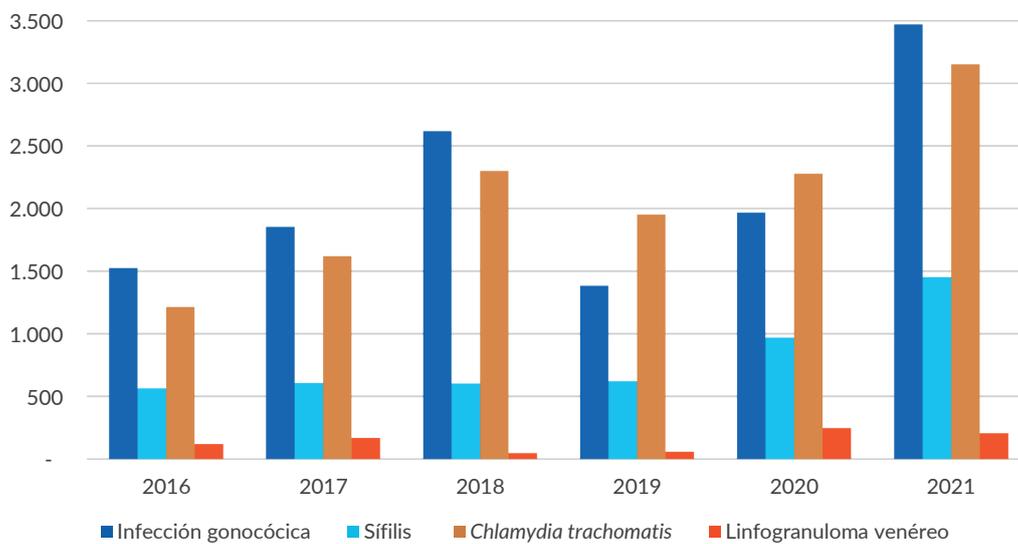
Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Gráfica 10. Evolución del número de casos de algunas ITS en España desde el registro mediante declaración individualizada (2016)



Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Gráfica 11. Evolución del número de casos de algunas ITS en la Comunidad de Madrid desde el registro mediante declaración individualizada (2016)



Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

En resumen, la tendencia creciente de la infección gonocócica y de la sífilis, observada a partir del inicio del siglo XXI, se mantiene. En el caso de la infección por *Chlamydia trachomatis* también se halla una destacable tendencia creciente de su incidencia en el periodo 2016-2021.

Por otra parte, la situación epidemiológica de las ITS en 2021, tanto en España como en la Comunidad de Madrid, se muestra en las **tablas 2 y 3** (tasas ajustadas al número de CCAA que notifican cada ITS).

Tabla 2. Indicadores de la situación epidemiológica de las ITS seleccionadas en España (2021)

Indicadores	Infección gonocócica	Sífilis	Infección por <i>Chlamydia trachomatis</i>	Linfogranuloma venéreo
N.º de CCAA que notifican	19	19	15	11
N.º de casos notificados	15.338	6.613	20.507	649
Tasa por 100.000 habitantes	32,41	13,97	48,36	1,66

Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Tabla 3. Indicadores de la situación epidemiológica de las ITS seleccionadas en la Comunidad de Madrid (2021)

Indicadores	Infección gonocócica	Sífilis	Infección por <i>Chlamydia trachomatis</i>	Linfogranuloma venéreo
N.º de casos notificados	3.480	1.311	3.127	209
Tasa por 100.000 habitantes	51,55	19,42	46,32	3,10

Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

La información procedente de la notificación individualizada permite conocer también las tasas por sexo y edad (**tabla 4**).

Tabla 4. Distribución de frecuencias por sexo de las ITS seleccionadas en España (2021) en general y por edades de mayor incidencia

Indicadores	Infección gonocócica	Sífilis	Infección por <i>Chlamydia trachomatis</i>	Linfogranuloma venéreo
Hombres	83,0%	86,6%	48,4%	98,8%
Mujeres	17,0%	13,4%	51,6%	1,2%
Razón hombre : mujer	4,9	6,5	0,9	82,3
Porcentaje de casos en menores de 25 años	23,1%	12,0%	39,5%	7,4%
Tasa entre 20-24 años por 100.000 habitantes*	110,02	28,02	251,49	2,28

Fuente: Informe de vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual en España, 2021. RENAVE 2023

Nota. *Tasa calculada para el conjunto de CCAA que disponen de sistema de vigilancia y que notificaron en 2021

A tenor de los datos recogidos, se manifiesta una mayor afectación en hombres que en mujeres, a excepción de la infección por *Chlamydia trachomatis*. La mayoría de los casos de ITS se produjeron en personas adultas jóvenes, aunque se observan leves diferencias según cada enfermedad, siendo el porcentaje de casos notificados en menores de 25 años muy elevado en la infección por *Chlamydia trachomatis* y mínimo en el linfogranuloma venéreo y sífilis.

Discusión

El objetivo de este informe ha sido conocer las tasas de incidencia y el evolutivo de las mismas en la ciudad de Madrid en las siguientes enfermedades transmisibles y de declaración obligatoria: hepatitis A, gripe, tuberculosis, tosferina, varicela, así como diversas ITS.

Respecto de la hepatitis A, una vez superado el importante repunte del año 2017 tanto a nivel autonómico como estatal, a expensas sobre todo de la transmisión de HSH⁴, las tasas de incidencia han ido progresivamente descendiendo, hasta llegar a mínimos históricos en el año 2020. De hecho, las cifras en la Comunidad de Madrid superaban desde 2016 a la media nacional, algo que se ha revertido en los años 2019 y 2020, estando actualmente muy parejas. Centrándonos en la ciudad de Madrid, los distritos con mayores tasas fueron Carabanchel, Tetuán y Vallecas, por este orden.

En cuanto a la gripe, si nos atenemos al periodo 2008-2021, hubo una alternancia en lo que a superioridad de tasas de incidencia se refiere, entre la comunidad autónoma y el Estado español, siendo para el último año de nuestra serie algo superior la de España. En general se apreció un descenso muy acentuado en 2021, sin duda influido por la pasada pandemia de COVID-19 y el uso de medidas preventivas frente al SARS-CoV-2, ya que al ser igual su mecanismo de transmisión al del virus gripal, posibilitaron la drástica caída de su incidencia. Es previsible que en los próximos años volvamos a ver una subida de tasas, situándose en cifras de años precedentes (entre 1.000 y 1.500 casos por 100.000 habitantes, aproximadamente).

La tuberculosis, pese a ser también de transmisión respiratoria, tiene una etiopatogenia diferente a la gripe, por lo que el decremento que se ha visto en esta última no se refleja en las tasas de incidencia de la primera. En 2021 se han mantenido cifras muy similares al año previo y continúa la tendencia de tasas superiores en la Comunidad de Madrid respecto a Madrid capital, algo que sucede desde el comienzo de la serie que hemos analizado (2011). Si nos centramos en el municipio madrileño, se observa claramente que son más elevadas las tasas de incidencia en los distritos con un menor nivel de desarrollo. Algo que no nos puede sorprender, pues en estas zonas están potenciados los factores predisponentes de la infección tuberculosa: hacinamiento, peores condiciones de higiene y salubridad y mayor porcentaje de migrantes procedentes de países donde la tuberculosis sigue siendo endémica.

La tasa de incidencia de la tosferina ha sido históricamente superior en España que en la comunidad autónoma, desde el año 2011, alcanzándose el pico de casos en ambos territorios en 2015. Desde entonces la tendencia es a la baja, siendo el año 2021 el de menores tasas tanto a nivel nacional como autonómico madrileño. En ese año, además, las tasas de incidencia prácticamente se han superpuesto, siendo sin duda una de las razones la adopción de calendarios vacunales por parte de las CCAA similares a los empleados a partir de 2015 en la Comunidad de Madrid. Desde ese año una de las estrategias utilizadas es la vacunación de las mujeres embarazadas, con la que se pretende evitar que la madre adquiera la tosferina y se la transmita al neonato, por ejemplo, durante la lactancia (mecanismo de transmisión muy frecuente). La comunidad autónoma madrileña inició esta estrategia en diciembre de 2015, con la recomendación de una dosis de vacuna combinada de difteria-tétanos-tosferina de baja carga a las embarazadas al cumplir la semana 36 de gestación⁴.

Respecto a las tasas de incidencia de varicela, desde el comienzo de nuestra serie (2008), siempre han sido superiores las nacionales respecto a las ofrecidas por la Comunidad de Madrid. Hasta los años 2015-2016 la tendencia era al aumento de los casos de esta enfermedad, pero actualmente el descenso anual es continuo, siendo en 2020 casi idénticas las tasas en España y la comunidad autónoma y a su vez las mínimas de la serie histórica analizada. No es descartable que al ser eminentemente una enfermedad de niños y niñas en edad escolar, haya influido la medida del cierre de colegios durante las fases iniciales de la pasada pandemia, pues son estos centros uno de los más habituales focos de brotes, además de las consabidas medidas de aislamiento social. Futuros trabajos podrán analizar el peso de estos factores y la evolución de las futuras tasas de incidencia de esta enfermedad vírica.

Si nos ocupamos ahora de las ITS, en los años 80 del pasado siglo, la aparición del SIDA como una epidemia letal, generó miedo en la población, algo que tuvo como consecuencia el refuerzo de diferentes medidas de prevención, como el uso del preservativo, originando un descenso de las ITS. Sin embargo, con la aparición y utilización generalizada de los fármacos antirretrovirales se fueron relajando las medidas de protección y prevención en las relaciones sexuales, lo que ha conllevado un resurgimiento progresivo de las ITS a lo largo de las últimas décadas. Por otra parte, hay que tener en consideración cierta resistencia a los tratamientos antibióticos habituales, como macrólidos o penicilinas que llegan incluso a cuestionar su utilización.

A partir del inicio de la década del 2000, se observó una tendencia ascendente de las infecciones de transmisión sexual: gonococia, sífilis e infección por *Chlamydia trachomatis*. El descenso de los casos notificados en el año 2020 puede atribuirse, en mayor o menor medida, al contexto de la pandemia, por la situación de confinamiento, así como a la sobrecarga de los servicios sanitarios y de salud pública en España, que pudieron infraestimar las tasas de incidencia de las ITS, al destinarse la mayoría de los recursos humanos y materiales a la contención de la crisis sanitaria por COVID-19. Actualmente dichas tasas y su tendencia han vuelto a niveles prepandémicos.

En lo que respecta a la sífilis congénita precoz en nuestro país, las cifras pueden considerarse muy bajas y las tasas de incidencia estarían en el marco de eliminación propuesto por la Organización Mundial de la Salud (OMS), de menos de 50 casos por 100.000 nacidos vivos. Sin embargo, hay que tener en cuenta que esta patología puede evitarse mediante el diagnóstico precoz y tratamiento adecuado durante el embarazo, de ahí la importancia de su prevención, seguimiento y control, aplicando, por ejemplo, medidas concretas como el uso del preservativo y despistaje en pacientes con conductas de riesgo, al igual que en el resto de ITS⁹.

En la actual situación de progresivo aumento de la incidencia de ITS, disminución en las medidas preventivas, incremento de las resistencias al tratamiento, etc., la OMS considera las ITS un importante problema de salud pública a nivel mundial, por lo que ha establecido una serie de medidas para reducir la incidencia de estas infecciones en un 90% para el año 2030¹⁰. Estas estrategias recomiendan centrar la atención en las personas más afectadas y que presentan mayor riesgo para estas enfermedades, abordando así las desigualdades. También promueven sinergias en el marco de la cobertura sanitaria universal y la atención primaria de salud, con miras a cumplir los objetivos de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible.

A pesar de los considerables esfuerzos realizados para identificar intervenciones simples que puedan reducir las conductas sexuales de riesgo, continúa siendo difícil lograr cambios de comportamiento a este respecto. La información, la educación y el asesoramiento pueden mejorar la capacidad para reconocer los síntomas de las ITS, con lo que aumentarán las probabilidades de que se solicite atención o se aliente a las parejas sexuales a hacerlo¹⁰.

Conclusiones

- Tras el repunte en 2017 de la tasa de incidencia de hepatitis A, en 2020 se ha llegado a la menor en la Comunidad de Madrid de los últimos años. Carabanchel y Tetuán son los distritos sanitarios del municipio de Madrid con peores datos en esta infección.
- La tasa de incidencia de gripe en la Comunidad de Madrid es la más baja desde el año 2010. Este acentuado descenso en 2021 viene sin duda influido por el uso de medidas preventivas en la pasada pandemia de COVID-19.
- La tasa de incidencia de tuberculosis sigue siendo superior en la Comunidad de Madrid que en la ciudad de Madrid. Por distritos, las peores cifras se dan en aquellos con menor nivel de desarrollo humano.
- En 2020 la incidencia de tosferina fue la menor registrada desde el año 2008. Este descenso viene propiciado en gran medida por la vacunación de las embarazadas que se realiza en la Comunidad de Madrid desde diciembre de 2015.

- La tasa de incidencia de varicela es históricamente menor que la nacional. Tras el repunte del año 2016 en la Comunidad de Madrid, la tendencia en los últimos años es a la baja.
- En 2021 la ITS más frecuente en la Comunidad de Madrid fue la infección gonocócica. Las tasas de incidencia de las principales ITS prosiguen su tendencia al incremento anterior a la pandemia.
- Además de las medidas preventivas, la información, la educación y el asesoramiento pueden mejorar la capacidad para reconocer los síntomas de las ITS, con lo que aumentarán las probabilidades de que se solicite atención facultativa.

Referencias bibliográficas

1. Subdirección General de Vigilancia en Salud Pública. Morbilidad por Enfermedades de Declaración Obligatoria. Año 2020. Comunidad de Madrid. [Internet]. Madrid: Dirección General de Salud Pública, Consejería de Sanidad; marzo 2023 [citado 6 de junio 2023]. https://www.comunidad.madrid/sites/default/files/doc/sanidad/epid/informe_edo_2020.pdf
2. Centro Nacional de Epidemiología. ISCIII. Boletín Semanal en Red. Número 4. Año 2023. [Internet]. Madrid: Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III; 2023 [citado 6 de junio 2023]. https://www.isciii.es/QueHacemos/Servicios/VigilanciaSaludPublicaRENAVE/EnfermedadesTransmisibles/Boletines/Documents/Boletin_Epidemiologico_en_red/Boletines%20en%20Red%202023/IS_N%C2%BA23-20230606_WEB.pdf
3. Subdirección General de Vigilancia en Salud Pública. Registro Regional de Casos de Tuberculosis de la Comunidad de Madrid. Año 2021 [Internet]. Madrid: Dirección General de Salud Pública, Consejería de Sanidad; 2021 [citado 6 de junio 2023].
4. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. [Internet]. Ayuntamiento de Madrid. Área de Gobierno de Portavoz, Seguridad y Emergencias; 2018 [Citado 28 de julio de 2023]. [Estudio_Salud_Ciudad_de_Madrid2018.pdf \(madridsalud.es\)](#)
5. Túniz-Bastida V, García-Ramos MR, Pérez-del-Molino ML, Lado-Lado FL. Epidemiología de la tuberculosis. *Med Integral* 2002;39(5):172-80.
6. Whitley RJ. Virus varicela-zoster. En: Mandell, Douglas y Bennett. *Enfermedades Infecciosas. Principios y práctica*, 5ª ed. Panamericana. 2000:1931-8.
7. Ministerio de Sanidad. Infecciones de transmisión sexual (ITS). Año 2023 [Internet]. [Citado 28 de julio de 2023]. <https://www.sanidad.gob.es/ciudadanos/enfLesiones/enfTransmisibles/sida/prevencion/prostitucion/docs/infecTransmSexual.pdf>
8. Unidad de vigilancia de VIH, ITS y hepatitis B y C. Vigilancia epidemiológica de las infecciones de transmisión sexual, 2021. Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III/División de Control de VIH, ITS, Hepatitis virales y Tuberculosis, Dirección General de Salud Pública; 2023.
9. Hernando V, Díaz O, Ruiz-Algueró M, Díaz A. Situación de la sífilis congénita en España 2010-2019. Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III. *Boletín epidemiológico Semanal. Semanas 50 a 53. 2020 Vol.28 nº4 / 49-58.*
10. Estrategias mundiales del sector de la salud contra el VIH, las hepatitis víricas y las infecciones de transmisión sexual para el periodo 2022-2030. [Citado 29 de julio de 2023]. <https://www.who.int/es/publications/i/item/9789240053779> (who.int).

3.4.7 INFECCIÓN VIH Y SIDA

Introducción

En octubre de 1981 se identificó el primer caso de VIH/SIDA en España, en concreto en el Hospital Vall d'Hebron de Barcelona. Desde aquel año, el avance contra esta epidemia ha transformado la enfermedad, inicialmente letal y de corta evolución, en una enfermedad crónica, cambio en el que ha sido determinante la aparición de los fármacos antirretrovirales y la accesibilidad a ellos.

Así, la cronicidad y el incremento de las comorbilidades es un desafío que obliga a introducir cambios en el modelo asistencial para impulsar un envejecimiento saludable¹. El futuro es optimista: en el Plan estratégico para la prevención y control de la infección por el VIH y las ITS en España 2021-2030 se aborda por primera vez el objetivo de eliminación del VIH como problema de salud pública en 2030¹.

Los siguientes datos acercan a la situación de la epidemia en España en 2020^{1,2} (datos provisionales):

- La tasa por 100.000 habitantes de nuevos diagnósticos en España es similar a la de los países vecinos, pero superior a la media de los países de la Unión Europea.
- El modo de transmisión principal es la vía sexual.
- La transmisión entre hombres que tienen sexo con hombres (HSH) es la mayoritaria entre los varones, sean españoles o extranjeros.
- El 36,1% de los nuevos diagnósticos de VIH se produjeron en personas originarias de otros países, fundamentalmente de América Latina.
- El diagnóstico tardío es elevado, el 46,8% de las personas diagnosticadas de infección en 2020 presentaba diagnóstico tardío.
- Continúa la tendencia descendente de los nuevos casos de SIDA iniciada tras la introducción de los tratamientos antirretrovirales de gran actividad a mediados de la década de 1990.
- Porcentaje de personas con VIH mayores de 50 años atendidas en hospitales: 12,0% en 2004, frente a 55,4% en 2019 (en este último año el 47,0% habían sido diagnosticadas hacía más de 15 años).

Centrándonos en el municipio de Madrid, en los Estudios de Salud de la Ciudad de Madrid 2014³ y 2018⁴ se analizó la evolución de los nuevos diagnósticos de infección por VIH y SIDA en la ciudad en el periodo 2007-2019, utilizándose en esta nueva edición los términos actualmente consensuados.

- Diagnóstico tardío (DT): presencia de una cifra de CD4 inferior a 350 células/ μ l en el momento del diagnóstico.
- Presentación de enfermedad avanzada (PEA) o (EA): presencia de una cifra de CD4 inferior a 200 células/ μ l.

También se informa de los diagnósticos realizados con cifras de linfocitos CD4 inferiores a 500/ μ l. Si bien anteriores recomendaciones señalaban esta cifra como el límite bajo el cual debía iniciarse tratamiento antirretroviral (TAR), en la actualidad ya hay consenso en otro sentido: «El TAR debe iniciarse en todos los pacientes con infección por el VIH-1, con o sin sintomatología, y con independencia del número de linfocitos T CD4»⁵. No obstante, la cifra 500 continúa siendo referencia «Para que un paciente tenga la misma supervivencia que uno sin enfermedad, debería tener las defensas en torno a 500 CD4 y llevar al menos cinco años con la carga viral suprimida»⁶.

El presente estudio analiza y compara la información epidemiológica sobre la evolución de los nuevos diagnósticos de VIH y SIDA en la ciudad de Madrid, con la Comunidad de Madrid y España. A través de ello, se pretende identificar características diferenciadoras en la población madrileña que pudieran hacer necesaria la implementación de políticas públicas específicas.

Método

Vigilancia VIH

En el análisis y comparación de algunos parámetros se ha utilizado el intervalo 2013-2019. La elección de 2013 se debe a que es el primer año en el que la población cubierta por el Sistema de información sobre nuevos diagnósticos de VIH (SINIVIH) fue del 100%. 2019 se selecciona porque es el último año del que se dispone de datos consolidados de la Comunidad de Madrid y de la ciudad de Madrid. La información estatal en el año 2019 no dispone de la información de Melilla, no obstante, se ha incluido por el bajo número de casos que esta ciudad aporta al total (en el decenio 2008-2018 los nuevos diagnósticos anuales variaron entre 0 y 6 en esta ciudad autónoma).

Vigilancia SIDA

Por razones técnicas, el Registro nacional de casos de SIDA no incorpora los datos de la Comunidad de Valencia desde 2014.

Los datos del municipio de Madrid que se presentan en las siguientes páginas han sido facilitados por el Servicio de epidemiología de la Dirección General de Salud Pública de la Comunidad de Madrid. La información de los años 2020, 2021 y 2022 (hasta el 31 de mayo) son provisionales, lo que ha de tenerse en cuenta para su interpretación. La información se refiere a residentes en la ciudad de Madrid.

Resultados

En el periodo que recoge la **tabla 1** se notificaron 6.170 nuevos casos por infección VIH, el 46,0% en personas nacidas fuera de España. La edad media en el momento del diagnóstico fue de 35,2 años (DE=10,5) El mayor porcentaje de casos (36,2%) correspondió al grupo de 30-39 años, seguido por el de 20-29 años (31,6%), distribución que también se observa en los datos nacionales² y de la Comunidad de Madrid⁷. El 1,8% de las personas diagnosticadas en este periodo (113) han fallecido.

Tabla 1. Distribución de diagnósticos de infección por VIH por año de diagnóstico según sexo (frecuencias absolutas y porcentaje por sexo y año). Ciudad de Madrid 2012-2022

Año	Hombres		Mujeres		Total
	N	%	N	%	N
2012	720	89,3	86	10,7	806
2013	654	91,2	63	8,8	717
2014	743	90,7	76	9,3	819
2015	676	91,8	60	8,2	736
2016	723	90,7	74	9,3	797
2017	694	91,7	63	8,3	757
2018	615	90,3	66	9,7	681
2019(*)	580	92,1	50	7,9	630
2020(*)	195	93,3	14	6,7	209
2021-2022(*)	13	72,2	5	27,8	18
Total	5.613	91,0	557	9,0	6.170

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de Epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid

Nota. (*) Años con datos provisionales

En la **gráfica 1** puede observarse la comparación de las tasas de incidencia acumulada por 100.000 habitantes de nuevos diagnósticos de VIH en la ciudad de Madrid, en la Comunidad de Madrid y a nivel estatal. En el informe Vigilancia epidemiológica del VIH y SIDA en España 2020 (actualización 30 de junio de 2021) se especifica que para el año 2019 no se dispone de los datos de Melilla².

Tanto en España como en la comunidad autónoma y en el municipio de Madrid, la tendencia fue descendente. Los porcentajes de variación de las tasas de 2019 respecto a las de 2013 mostraron un decremento del -27% en el ámbito nacional y -14% en los ámbitos autonómico y municipal.

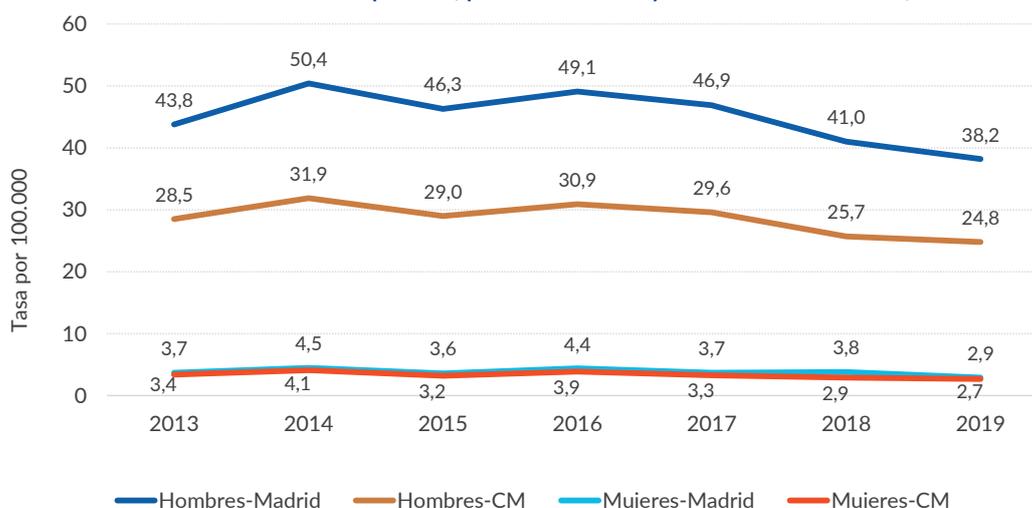
Gráfica 1. Tasas de incidencia de infección por VIH (nuevos diagnósticos). España, Comunidad de Madrid (CM) y ciudad de Madrid, 2013-2019



Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022 e Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Septiembre 2022. Servicio de Epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Informe Vigilancia epidemiológica del VIH y SIDA en España 2020. 30 junio 2021. Elaboración propia

Las cifras de los años 2013 y 2019 de las anteriores tasas desglosadas por sexo mostraron un decremento del -22% en las mujeres de la ciudad de Madrid (-21% en la Comunidad de Madrid) y de -13% en los hombres del municipio y la comunidad autónoma (**gráfica 2**).

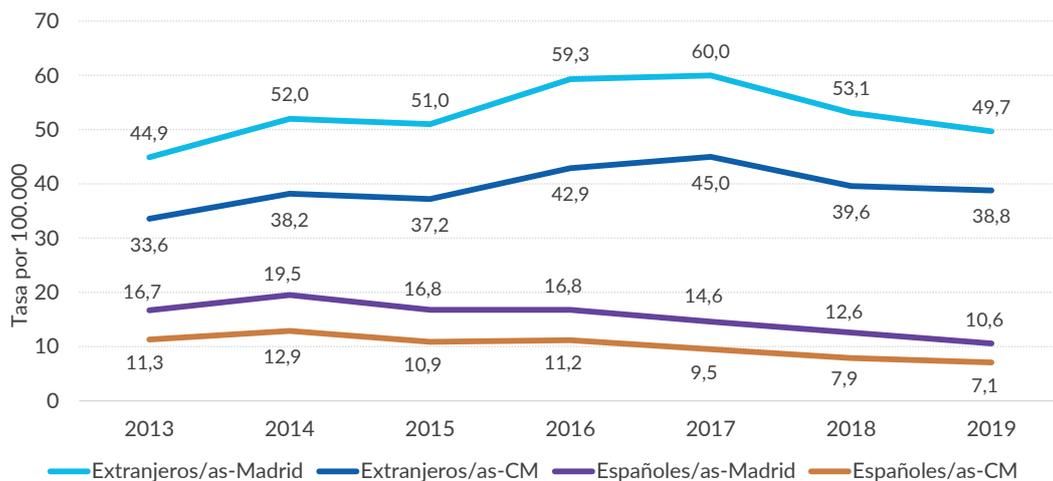
Gráfica 2. Tasas de incidencia de infección por VIH, por sexo. Madrid y Comunidad de Madrid, 2013-2019



Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022 e Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Septiembre 2022. Servicio de Epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Las tasas de incidencia por lugar de nacimiento (**gráfica 3**) de la ciudad de Madrid y de la comunidad autónoma madrileña ofrecen tendencias opuestas. Disminuyó la incidencia de nuevos diagnósticos de VIH en población de origen español y se incrementó en la población de otras procedencias (hasta 2017). A partir de esa fecha, las incidencias en personas de otro origen tienden también a disminuir. La variación entre las tasas de los años de inicio y fin del periodo mostraron un decremento de -37% en las personas de origen español tanto en la Comunidad de Madrid como en la capital. Por el contrario, hubo un 11% de aumento en las personas de otro origen en la ciudad de Madrid y de un 15% en la comunidad autónoma.

Gráfica 3. Tasas de incidencia de infección por VIH, por lugar de nacimiento. Madrid y Comunidad de Madrid, 2013-2019



Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022 e Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Septiembre 2022. Servicio de Epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid.

En los datos del periodo 2012-2022 del municipio de Madrid, recogidos en la **tabla 2**, se aprecia que el mayor porcentaje de nuevos diagnósticos correspondió a hombres (91,0%), de los cuales el 56,0% había nacido en España y cuya principal vía de infección fueron las relaciones sexuales con otros hombres (84,9%). Estos porcentajes fueron similares a los obtenidos en la Comunidad de Madrid.

En la ciudad de Madrid, el 9,0% de nuevos diagnósticos de infección VIH se dio en mujeres, el 69,0% de ellas nacidas fuera de España, siendo la principal vía de infección las relaciones heterosexuales (97,0%). Estos porcentajes también son semejantes a los de la comunidad autónoma madrileña.

Tabla 2. Mecanismo de transmisión en residentes de la ciudad de Madrid diagnosticados/as de infección por VIH durante el periodo 2012-2022. Distribución de frecuencias según sexo y país de nacimiento

Mecanismo de transmisión (*)	Hombres				Mujeres			
	España		Otro país		España		Otro país	
	n	%	n	%	n	%	n	%
PID	53	1,7	19	0,8	18	10,5	3	0,8
HSH	2.659	84,9	2.043	82,3				
HTX	176	5,6	238	9,6	133	77,8	376	97,4
Otros	0	0	3	0,1	3	1,8	4	1,0
Desconocido/NC	243	7,8	179	7,2	17	9,9	3	0,8
Total	3.131	100	2.482	100	171	100	386	100

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de Epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota. (*) PID: personas que se inyectan drogas; HSH: hombres que tienen sexo con hombres; HTX: relaciones heterosexuales; NC: no consta. Datos provisionales para los años 2020, 2021 y 2022

El 10,6% de las personas diagnosticadas de infección por VIH en la ciudad de Madrid lo fueron también de SIDA en este periodo. Dicho porcentaje era del 10,5% en personas españolas y del 10,8% en las de origen extranjero. La comparación con los resultados del periodo 2009-19 publicados en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018⁴ evidencia avance en el diagnóstico precoz. Entonces, los diagnósticos simultáneos de infección VIH y SIDA fueron el 12,8% (11,9% en personas nacidas en España y 13,6% en foráneas).

En la **tabla 3** se puede observar la distribución, por años, de los nuevos diagnósticos de VIH en el municipio de Madrid, así como la mediana de su recuento de linfocitos CD4 en dicha fecha.

Tabla 3. Distribución anual de nuevos diagnósticos de VIH, mediana de linfocitos CD4 al diagnóstico y porcentajes de retraso diagnóstico según gravedad del retraso, 2012-2022

Año	N	Mediana linfocitos CD4 (*)	PEA (<200 células/μl) %	DT (<350 células/μl) %	<500 células/μl %
2012	665	420	24,2	39,7	60,3
2013	597	460	18,8	35,5	54,9
2014	701	459	20,0	35,9	54,5
2015	636	486	17,1	31,8	51,7
2016	696	493	17,5	31,9	51,3
2017	650	430	21,8	38,8	59,2
2018	602	433	21,1	38,4	57,8
2019	594	419	19,9	39,6	58,2
2020	205	416	26,3	41,5	59,0
2021-22	14	209	50,0	64,3	92,8
Total	5.360	449 (RIC: 251-696)	20,4	36,6	56,2

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota. (*) Cifra de linfocitos CD4 al diagnóstico disponible en 5.360 nuevos diagnósticos (86,9%). La N incluye las infecciones agudas y recientes. El valor de linfocitos CD4 de las infecciones agudas y recientes no se ha utilizado para el cálculo de la mediana. Las infecciones agudas y recientes se han considerado diagnósticos precoces con independencia de la cifra de CD4. PEA: Presentación con enfermedad avanzada. DT: Diagnóstico tardío. Linfocitos CD4<500: Estadios 2 y 3 del CDC. RIC (rango intercuartil). La N de los años 2020, 2021 y 2022 procede de datos provisionales

La comparación entre hombres (4.875 casos) y mujeres (485 casos) de los niveles de linfocitos CD4 en el momento del diagnóstico nos indica la peor situación de las mujeres frente a ellos: 14,0 puntos porcentuales más respecto a CD4<500; 18,0 en CD4<350 y 15,4 en CD4<200.

Como ya se constató en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018⁴, la frecuencia de retraso diagnóstico es mayor, tanto en hombres como en mujeres, en las personas de más edad, nacidas fuera de España, sobre todo originarias de África Subsahariana y Europa Oriental en los hombres y de Europa Oriental y norte de África y Oriente Medio en el caso de las mujeres, como queda reflejado en las **tablas 4 y 5**.

Tabla 4. Distribución de hombres diagnosticados de VIH con retraso diagnóstico según su gravedad y para algunas variables de estudio. Ciudad de Madrid, 2012-2022

Variable		N	PEA (<200 células/μl) %	DT (<350 células/μl) %	<500 células/ μl %
Edad al diagnóstico de VIH	15-19 años	77	7,8	23,4	44,2
	20-29 años	1.559	9,9	26,2	46,2
	30-39 años	1.791	18,0	33,4	54,9
	40-49 años	971	27,4	44,5	62,3
	>49 años	474	36,9	52,7	70,3
Mecanismo de transmisión	PID	58	36,2	44,8	65,5
	HTX	378	39,2	59,3	77,0
	HSH	4.150	15,4	31,1	51,6
País de origen	España	2.739	17,8	31,2	50,2
	Otros países	2.136	20,5	39,9	61,0
	Europa Occidental	225	12,0	28,9	49,3
	Europa Oriental	87	23,0	34,5	47,1
	América Latina y Caribe	1.626	21,2	41,4	62,9
	África Subsahariana	81	25,9	50,6	69,1
	Norte de África y Oriente Medio	46	21,7	32,6	50,0
Total		4.875	19,0	35,0	54,9

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de Epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota. La N incluye las infecciones agudas y recientes (años 2021 y 2022 con datos provisionales). PEA: Presentación con enfermedad avanzada. DT: Diagnóstico tardío. Linfocitos CD4<500: Estadios 2 y 3 del CDC. PID: personas que se inyectan drogas; HSH: hombres que tienen sexo con hombres; HTX: relaciones heterosexuales

Tabla 5. Distribución de mujeres diagnosticadas de VIH con retraso diagnóstico según su gravedad y para algunas variables de estudio. Ciudad de Madrid, 2012-2022

Variable		n	PEA (<200 células/ μ l) %	DT (<350 células/ μ l) %	<500 células/ μ l %
Edad al diagnóstico de VIH	15-19 años	13	15,4	38,5	53,8
	20-29 años	98	19,4	43,9	57,1
	30-39 años	145	29,7	49,7	69,0
	40-49 años	125	39,2	52,0	70,4
	>49 años	96	55,2	71,9	82,3
Mecanismo de transmisión	PID	14	28,6	42,9	57,1
	HTX	452	34,1	52,9	69,0
País de origen	España	149	34,2	48,3	62,4
	Otros países	336	34,5	55,1	71,7
	Europa Occidental	6	0	16,7	16,7
	Europa Oriental	21	42,9	61,9	71,4
	América Latina y Caribe	215	34,4	56,7	74,0
	África Subsahariana	84	33,3	50,0	69,0
	Norte de África y Oriente Medio	5	40,0	60,0	80,0
Total		485	34,4	53,0	68,9

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota. La N incluye las infecciones agudas y recientes (años 2021 y 2022 con datos provisionales). PEA: Presentación con enfermedad avanzada. DT: Diagnóstico tardío. Linfocitos CD4<500: Estadios 2 y 3 del CDC. PID: personas que se inyectan drogas; HTX: relaciones heterosexuales

En la **tabla 6** se recogen los casos de SIDA diagnosticados anualmente, durante el periodo 2012-22 y su distribución según diversos parámetros. La comparación con el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018⁴ denota una disminución del 31,0% de casos en hombres y del 27,0% en las mujeres.

La edad media al diagnóstico fue de 42,2 (\pm 11,1) años en hombres y 43,2 (\pm 12,1) años en mujeres. No ha habido apenas variación con el anterior Estudio de Salud en el caso de los hombres (42,0 [\pm 10,8]), aunque sí en el de mujeres [41,0 (\pm 10,9)]. En ambos sexos el número de casos de SIDA fue mayor entre las personas nacidas en España (59,3% de los hombres y 51,5% de las mujeres) siendo los mecanismos de transmisión principales las relaciones homosexuales en hombres (63,9%) y las heterosexuales en mujeres (70,2%).

Tabla 6. Casos de SIDA según sexo y año de diagnóstico en la ciudad de Madrid. Edad media del periodo y distribución por grupos de edad, lugar de nacimiento y mecanismo de transmisión

Casos de SIDA		Hombres		Mujeres	
		n	%	n	%
Año de diagnóstico	2012	155	80,3	38	19,7
	2013	113	81,9	25	18,1
	2014	113	83,1	23	16,9
	2015	105	82,0	23	18,0
	2016	80	81,6	18	18,4
	2017	118	88,1	16	11,9
	2018	86	89,6	10	10,4
	2019*	67	83,7	13	16,3
	2020*	37	90,2	4	9,8
	2021*	4	80,0	1	20,0
	2012-22	878	83,7	171	16,3
Edad media (años)		42,2 ±11,1		43,2 ±12,1	
Grupos de edad	30-39 años	(-)	32,7	(-)	19,3
	40-49 años	(-)	31,2	(-)	41,5
	>49 años	(-)	25,2	(-)	28,1
Lugar de nacimiento	España	(-)	59,3	(-)	51,5
	América Latina	(-)	30,9	(-)	31,6
	Europa Occidental	(-)	2,8	(-)	(-)
	África Subsahariana	(-)	(-)	(-)	9,4
Mecanismo de transmisión	HSH	(-)	63,9	(-)	
	PID	(-)	14,4	(-)	24,0
	HTX	(-)	12,2	(-)	70,2

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota. *Años con datos provisionales. HSH: hombres que tienen sexo con hombres; PID: personas que se inyectan drogas; HTX: relaciones heterosexuales. (-) Sin datos disponibles

En el periodo 2012-2022, fallecieron con infección VIH 930 hombres y 184 mujeres en el municipio de Madrid, lo que supuso un -10% y -16%, en comparación con los datos del Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018⁴, respectivamente. Cabe recordar que estas cifras son coherentes con el hecho de que dicho Estudio de Salud, englobaba datos de 2009-2019 y el actual trabajo, de 2012-2022. Aun siendo periodos iguales en duración, la incidencia en el último trienio es menor a la acontecida de 2009 a 2011.

Como en el citado Estudio de Salud previo, las personas fallecidas han sido mayoritariamente nacidas en España (87,5% de los hombres y 88,6% de las mujeres). Respecto a la anterior edición, ha aumentado la edad media en ambos sexos. En hombres, pasó de [50,5 (±10,0)] años a [53,6 (±10,6)]. En mujeres, de 47,0 (±9,5) años a [50,0 (±8,3)]. En cuanto a la vía de transmisión, la principal continuó siendo el consumo de drogas por vía parenteral entre las personas fallecidas (61,4% en hombres y 65,3% en mujeres) (tabla 7).

Tabla 7. Personas fallecidas con infección VIH según sexo y año en la ciudad de Madrid. Edad media del periodo y distribución por grupos de edad, lugar de nacimiento y mecanismo de transmisión

Personas fallecidas con VIH/SIDA		Hombres		Mujeres	
		n	%	n	%
Año de diagnóstico	2012	138	79,3	36	20,7
	2013	112	84,8	20	15,2
	2014	102	79,1	27	20,9
	2015	140	84,3	26	15,7
	2016	99	85,3	17	14,7
	2017	115	85,8	19	14,2
	2018	92	86,8	14	13,2
	2019*	66	84,6	12	15,4
	2020*	52	88,1	7	11,9
	2021*	14	70,0	6	30,0
	2012-22	930	83,5	184	16,5
Edad media (años)		53,6 ±10,6		50,0 ±8,3	
Grupos de edad	30-39 años	(-)	5,2	(-)	6,0
	40-49 años	(-)	28,9	(-)	42,4
	>49 años	(-)	64,9	(-)	51,1
Lugar de nacimiento	España	(-)	87,5	(-)	88,6
	América Latina	(-)	7,3	(-)	6,0
	Europa Occidental	(-)	3,3	(-)	(-)
	África Subsahariana	(-)	(-)	(-)	2,2
Mecanismo de transmisión	HSH	(-)	24,8	(-)	
	PID	(-)	58,5	(-)	65,2
	HTX	(-)	7,7	(-)	31,0

Fuente: Informe epidemiológico. Vigilancia VIH/SIDA. Municipio de Madrid, junio 2022. Servicio de epidemiología de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. Elaboración propia

Nota. *Años con datos provisionales. HSH: hombres que tienen sexo con hombres; PID: personas que se inyectan drogas; HTX: relaciones heterosexuales. (-) Sin datos disponibles

Discusión

Este trabajo pretende dar continuidad al seguimiento de la evolución de la epidemia VIH/SIDA en la ciudad de Madrid iniciado con el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014³, a través del análisis de la información epidemiológica sobre la evolución de los nuevos diagnósticos de VIH y SIDA en Madrid y su comparación con la Comunidad de Madrid y España.

Si bien la tasa de incidencia de nuevos diagnósticos de VIH en el municipio de Madrid descendió, como también ocurría en la comunidad autónoma madrileña y a nivel nacional, la epidemia continúa afectando en mayor medida a la población de la capital respecto a los niveles autonómico y estatal. Según los datos consolidados de 2019, las tasas fueron de 19,3 en la ciudad de Madrid; 13,3 en la Comunidad de Madrid y 6,9 en España (por 100.000 habitantes).

El contraste de los datos muestra que no se han registrado variaciones significativas en la edad media en el momento del diagnóstico (35,2 [DE=10,5]) años, la distribución de casos según sexo (91% en hombres vs. 9% en mujeres) y la proporción de diagnósticos en personas nacidas fuera de España (46%).

En cuanto a las vías de contagio principales, las relaciones sexuales continúan siendo la principal forma de contagio: heterosexuales en el caso de las mujeres y homosexuales en los hombres, sean las personas infectadas de origen español o no.

Como ya se observó en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018⁴, los nuevos diagnósticos del periodo estudiado fueron más frecuentes en personas de origen español (54%). Desde 2017 la tendencia es descendente respecto a la tasa de incidencia de VIH en Madrid capital y en la comunidad autónoma, siendo muy superior la de las personas extranjeras respecto a las españolas.

El retraso diagnóstico también era más elevado en personas nacidas fuera de España y en mayores de 49 años. Afectaba en mayor proporción y gravedad a las mujeres: PEA 34,4% frente al 19,0% en hombres y DT 53,0% y 35,0% respectivamente, siendo el mayor porcentaje de PEA en los hombres originarios de África Subsahariana y Europa Oriental en el caso de las mujeres.

Los diagnósticos de SIDA han disminuido en ambos sexos respecto a los datos aportados en la anterior edición del Estudio de Salud⁴ y se ha incrementado la edad media de las mujeres diagnosticadas. Al igual que hace cuatro años, la incidencia es mayor en personas nacidas en nuestro país. Las muertes por SIDA han descendido y ha aumentado la edad media tanto en hombres como en mujeres. La vía principal de transmisión entre las personas fallecidas por esta infección fue el consumo de drogas por vía parenteral.

La situación reflejada en este trabajo hace patente la necesidad de intensificar las intervenciones sobre la epidemia en la ciudad mediante acciones dirigidas tanto a la población general como a los colectivos de mayor riesgo. Los objetivos de las intervenciones quedan definidos por los objetivos principales del Plan Estratégico para la prevención y control de la infección por el VIH y las ITS en España 2021-2030¹:

- Promover la prevención mediante el uso del preservativo y del lubricante, potenciar la profilaxis pre- y postexposición, realizar un abordaje multidisciplinar del chemsex y promover acciones de reducción de daños y riesgos en personas que consumen y que se inyectan drogas.
- Promover el diagnóstico precoz.
- Promover el tratamiento temprano.
- Mejorar la calidad de vida de las personas infectadas.

Conclusiones

- La tasa de incidencia de infección por VIH en la ciudad de Madrid es mayor que la de la Comunidad de Madrid y España.
- Desde el año 2017 se aprecia un descenso en la tasa de incidencia, siendo aún muy superior la de las personas extranjeras que residen en la capital (casi cinco veces más en 2019).
- La edad media en el momento del diagnóstico es de 35,2 años, y la distribución de casos según sexo es mayoritariamente masculina (91,0% en hombres vs. 9,0% en mujeres).
- Las relaciones sexuales continúan siendo la principal forma de contagio del VIH en el municipio de Madrid: homosexuales en el caso de los hombres y heterosexuales en las mujeres.
- El retraso diagnóstico es superior en personas nacidas fuera de España y en mayores de 49 años, afectando en mayor proporción y gravedad a las mujeres.
- Los diagnósticos y muertes por SIDA han disminuido en la ciudad, mientras que se ha incrementado la edad media de las personas fallecidas.
- Sigue siendo necesario intensificar las intervenciones sobre la epidemia de VIH-SIDA mediante acciones dirigidas tanto a la población general como a los colectivos de mayor riesgo.

Referencias bibliográficas

1. Ministerio de Sanidad. Plan Estratégico para la Prevención y Control de la Infección por el VIH y las ITS en España 2021-2030. [Consultado 15.06.2022]. Disponible en: [Plan_de_Prevencion_y_Control1.pdf \(sanidad.gob.es\)](#).
2. Ministerio de Sanidad. Informe Vigilancia epidemiológica del VIH y SIDA en España 2020. [Consultado 25.10.2022]. Disponible en: [Informe_VIH_SIDA_WEB.pdf \(sanidad.gob.es\)](#).
3. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2014. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid [Consultado 25.10.2022]. Disponible en: [EstudioSaludCiudadMadrid.pdf \(madridsalud.es\)](#)
4. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid [Consultado 25.10.2022]. Disponible en: [Estudio_Salud_Ciudad_de_Madrid2018.pdf \(madridsalud.es\)](#)
5. Documento de consenso de GESIDA/Plan Nacional sobre el Sida respecto al tratamiento antirretroviral en adultos infectados por el virus de la inmunodeficiencia humana. Actualización enero 2022. [Consultado 02.11.2022]. Disponible en: [GuiaGeSIDA](#).
6. Arribas JR. Gac. Sanit. [Consultado 27.10.2022]. Disponible en: [Gaceta Médica](#).
7. Informe Epidemiológico Vigilancia VIH/SIDA. Comunidad de Madrid. Octubre 2022. [Consultado 22.10.2022]. Disponible en: <http://www.comunidad.madrid>.

3.4.8 INTERRUPCIÓN VOLUNTARIA DEL EMBARAZO (IVE)

Introducción

La regulación del derecho de las mujeres a una interrupción del embarazo libre, igualitaria, gratuita, y exenta de riesgos es uno de los pilares para asegurar una salud sexual y reproductiva óptimas, sin embargo, es a su vez uno de los derechos más luchados por los movimientos feministas a lo largo de la historia, que aún hoy en día encuentra numerosos obstáculos, incluso retrocesos en su legislación a lo largo de todo el planeta¹.

En nuestro país, la legislación sobre el aborto ha ido modificándose a lo largo de los años. En 2010 se pasó de una legislación que despenalizaba el aborto sólo en tres supuestos (por riesgo grave para la salud mental o física de la madre, violación previa denuncia o malformaciones en el feto) a la aprobación del derecho a un aborto libre y gratuito hasta la semana 14 de gestación, ampliado hasta la 22 en casos de riesgos graves para la vida de la madre o el feto, y después de esta semana en caso de anomalías o enfermedades incompatibles con la vida en el feto y en caso de riesgo para la vida o salud de la gestante². El último cambio en la Ley Orgánica 1/2010 del 3 de marzo se produjo en 2015, en lo relativo al acceso a la interrupción voluntaria del embarazo (IVE) de las menores de 18 años y otras mujeres con capacidad judicial modificada, reestableciéndose el consentimiento obligatorio por parte de sus progenitores/as o tutores/as legales³. A fecha de 16 de febrero de 2023 se aprueba el Anteproyecto de Ley Orgánica, propuesto por el Ministerio de Igualdad, a través del cual se pretende reestablecer la autonomía de las menores de 16 a 18 años y las mujeres con discapacidad para llevar a cabo este procedimiento. Además, la nueva Ley pretende garantizar el ejercicio del derecho de todas las mujeres a una interrupción voluntaria del embarazo en centros públicos y hospitalarios, sin necesidad de tener que desplazarse a otra comunidad autónoma para poder llevarlo a cabo, por medio de la regulación explícita de la objeción de conciencia de los/as profesionales sanitarios/as con el propósito de que esta no entorpezca el derecho de las mujeres a acceder a un aborto libre, gratuito y en condiciones de equidad territorial⁴. Este documento también recoge la desaparición de los tres días de reflexión y el ofrecimiento de información sobre servicios y recursos en caso de querer continuar con el embarazo, que hasta ahora eran obligatorios, y pasan a ser voluntarios a petición expresa de la paciente, lo que permitiría acortar el tiempo desde que la mujer acude al centro y se realiza la intervención.

Este trabajo pretende conocer la tasa de interrupciones voluntarias del embarazo que se realizaron en la ciudad de Madrid en el año 2020 y compararlo con los datos a nivel nacional y de la Comunidad de Madrid en conjunto, así como con los de años anteriores a la pandemia, además de analizar los perfiles de las mujeres que requieren intervenciones voluntarias del embarazo, la proporción de IVEs por embarazo que se producen en la ciudad y las circunstancias, características y condiciones que rodean a este tipo de intervención (lugar donde se realiza, método, financiación, edad de las mujeres, etc.).

Método

Fuentes

Las Interrupciones Voluntarias del Embarazo que tienen lugar en la Comunidad de Madrid se notifican través de un sistema de vigilancia epidemiológica, al igual que sucede en el resto de las comunidades autónomas, por medio de un cuestionario facilitado por el Ministerio de Sanidad.

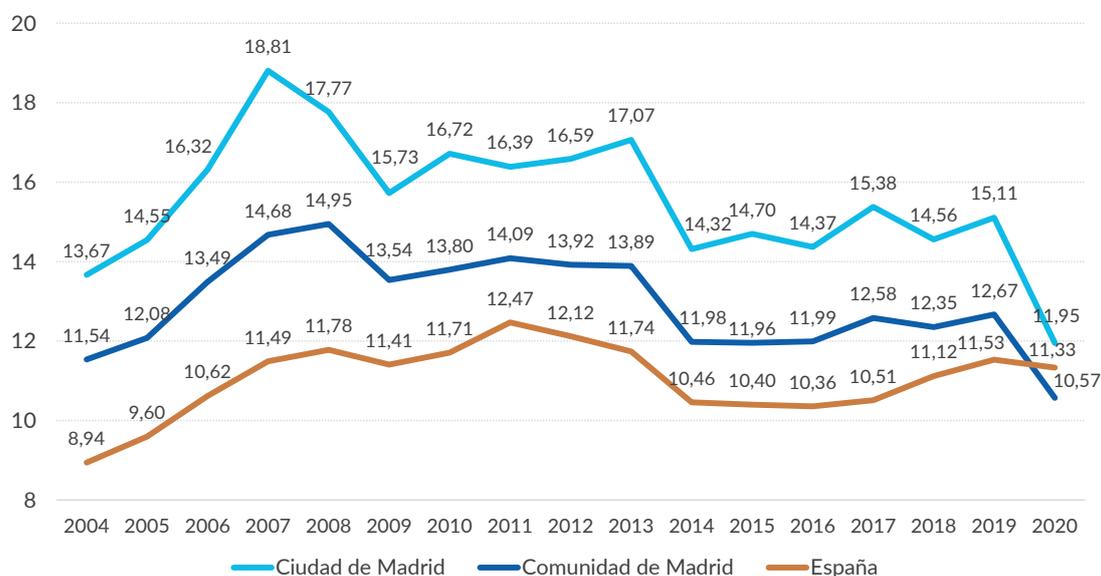
En este caso, los datos aquí presentados sobre características sociodemográficas y socioeconómicas de las mujeres que se someten a una IVE y las circunstancias que rodean a esta, así como la tasa de IVEs en los distintos ámbitos territoriales, se han extraído de las tablas elaboradas por el Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid a raíz de los datos aportados por los informes anuales de la Dirección General de Salud Pública (Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad)⁵. Además, se dan datos de elaboración propia, como los tipos de métodos de intervención utilizados según tipo de centro sanitario, a partir de las cifras ofrecidas en el informe de IVEs del Ministerio de Sanidad. También es el caso de la proporción de IVEs por embarazo, tanto para el total de mujeres hasta los 49 años, como en cada grupo etario (quinquenal) de estas; esta cifra se ha calculado poniendo en referencia el total de IVEs con la cifra aproximada del total de embarazos en el mismo año (2020), calculados estos últimos como la suma de IVEs, personas nacidas vivas y muertes fetales tardías (datos aportados por la Subdirección General de Estadística Municipal), elevándolo finalmente por 100 para mostrar el porcentaje.

Cabe destacar que la cifra de embarazos totales se trata de una aproximación, pues carecemos de datos sobre las muertes fetales tardías producidas en menores de 15 años y pueden darse circunstancias en las que el número de personas nacidas vivas no concuerde con el de embarazos, como es el caso de embarazos múltiples, o bien que no todas las IVEs hayan quedado registradas.

Resultados

En 2020 se realizaron un total de 7.942 interrupciones voluntarias del embarazo en la ciudad de Madrid, encontrándose una tasa de 11,95 por cada 1.000 mujeres en edad fértil residentes en la ciudad. Esta tasa es muy similar a la encontrada en España (11,33) y en la Comunidad de Madrid (10,57) para este mismo año y en todos los casos por 1.000 mujeres. Como se aprecia en la **gráfica 1**, donde se muestra el evolutivo de las tasas de IVEs, es la primera vez que las tasas de los tres ámbitos territoriales se asemejan tanto, incluso es el primer año en el que la tasa de la Comunidad de Madrid es inferior a la tasa nacional.

Gráfica 1. Tasas de IVEs por cada 1.000 mujeres de 15 a 44 años. Ciudad de Madrid, Comunidad de Madrid y España. 2004-2020

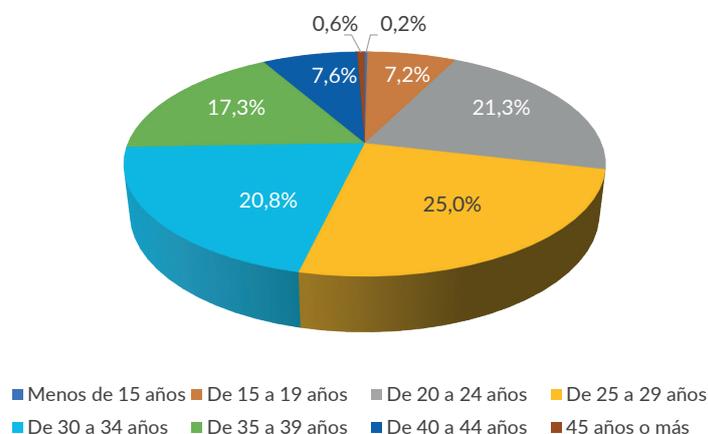


Fuentes: Informe 2020 y 2010 sobre interrupciones voluntarias del embarazo notificadas en la Comunidad de Madrid (para los datos de la Comunidad y la ciudad) e Informe de Interrupción voluntaria del embarazo de 2020 y 2010 del Ministerio de Sanidad (para los datos de España)

Por otro lado, se observa que las restricciones en la movilidad adoptadas en el territorio nacional para ralentizar o frenar la propagación de la COVID-19 durante 2020 no ha tenido influencia en el porcentaje de IVEs realizadas en la Comunidad de Madrid por mujeres procedentes de otras comunidades autónomas, siendo en 2020 un 13,3% del total, una cifra prácticamente igual a la de 2019 (13,4%), si bien, durante el estado de alarma las intervenciones para las interrupciones del embarazo se consideraron procedimientos de urgencia⁶.

Con respecto a la edad de las mujeres que se someten a esta intervención, vemos que la mayoría se concentra en los grupos etarios centrales, siendo las que con mayor frecuencia lo hacen aquellas de edades comprendidas entre los 25 y 29 años, seguidas de quienes tienen entre 20 y 24 años y, en tercer lugar, las que pertenecen al grupo etario de 30 a 34. Un 0,2% de las mujeres que se someten a una IVE es menor de 15 años y un 7,2% tienen entre 15 y 19 (gráfica 2).

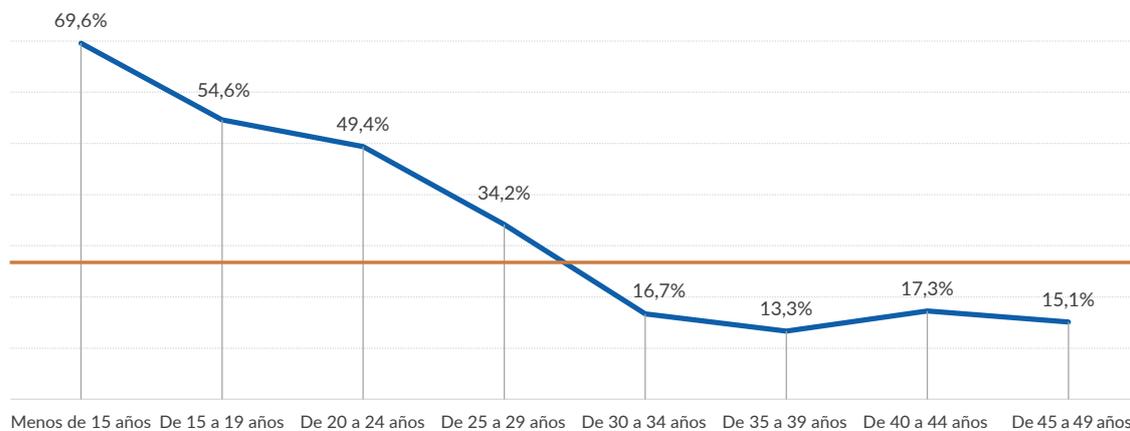
Gráfica 2. Frecuencia de IVEs en la ciudad de Madrid por grupos de edad de las mujeres, 2020



Fuente: Base de datos de Interrupciones Voluntarias del Embarazo, Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y Ministerio de Sanidad

Las menores de 15 años son las que mayor proporción de IVEs presentan por embarazos (casi un 70%), disminuyendo de manera escalonada hasta el tramo etario de 35 a 39, entre quienes sólo alrededor del 13% de los embarazos terminan en aborto voluntario. A nivel global, podemos afirmar que la proporción de concepciones en 2020 que terminan en IVEs en mujeres en edad fértil es del 23,14%. Si lo comparamos con datos de 2019, observamos que la proporción de abortos por embarazos ha disminuido casi un 3% respecto a ese año (gráfica 3). Si bien, este dato se trata de una aproximación ya que carecemos de cifras sobre las muertes fetales tardías en madres menores de 15 años. Se puede añadir algo en relación a la estabilidad de este dato, pues con datos de 2004 y según se publicó en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid de 2008, la proporción de gestaciones que concluyeron en IVE fue de 22%.

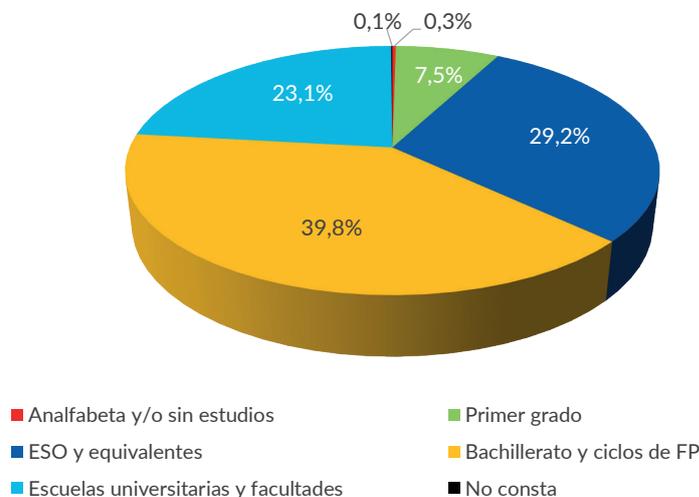
Gráfica 3. Proporción de embarazos que terminan en IVEs, según grupos de edades de las mujeres. Ciudad de Madrid, 2020



Fuentes: Elaboración propia a partir de los datos de IVEs del Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid, y datos sobre personas nacidas vivas y muertes fetales tardías aportados por la Subdirección General de Estadística del Ayto. de Madrid e Instituto Nacional de Estadística. Nota. La línea horizontal señala el % global de todas las mujeres (23,14%)

Según el nivel de estudios, la mayor parte de las mujeres que precisan una interrupción de la gestación tiene estudios de bachillerato y FP (39,8%), seguidas de aquellas con estudios secundarios y equivalentes (29,2%) (gráfica 4).

Gráfica 4. Frecuencia de IVEs en la ciudad de Madrid por nivel de instrucción de las mujeres, 2020



Fuente: Base de datos de Interrupciones Voluntarias del Embarazo, Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y Ministerio de Sanidad

En cuanto al estado ocupacional, la mayoría (63,7%) se encuentra trabajando, principalmente por cuenta ajena (59,5%), mientras que el resto se divide entre quienes se encuentran paradas (20,9%), seguidas de estudiantes (11,1%), trabajadoras por cuenta propia (4,2%) y quienes se dedican a las labores del hogar (3,3%). Las pensionistas sería el último grupo ocupacional representando solo un 0,2% del total.

El motivo mayoritario que ha llevado a las mujeres a someterse a un aborto voluntario en 2020 ha sido su propia petición (85,7%), mientras que, en el resto de los casos, un 14,3% estaba relacionado con presentar riesgos, principalmente para la vida de la mujer embarazada, seguidos de anomalías fetales graves o anomalías incompatibles con la vida/enfermedades graves o incurables del feto (**gráfica 5**).

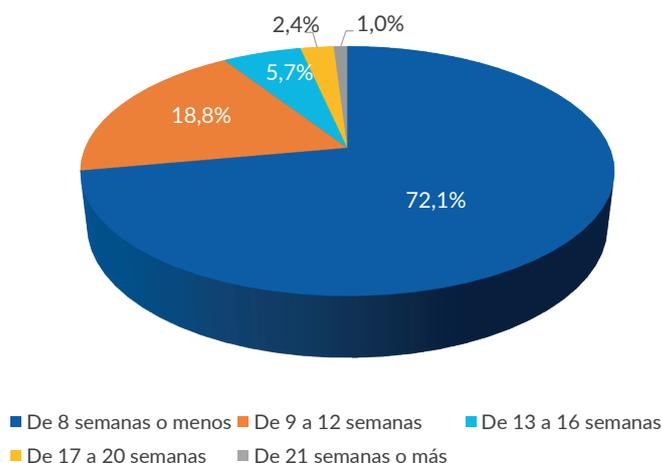
Gráfica 5. Frecuencia de IVEs en la ciudad de Madrid según motivo, 2020



Fuente: Base de datos de Interrupciones Voluntarias del Embarazo, Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y Ministerio de Sanidad

En la **gráfica 6** observamos que la mayor parte de estas interrupciones se ha realizado en la octava semana de gestación o anterior a esta (72,1%), un 18,8% lo ha realizado de la semana 9 a la 12, y que un 9,1% de estas lo ha realizado más allá de la semana 13.

Gráfica 6. Frecuencia de IVEs en la ciudad de Madrid por número de semanas de gestación, 2020

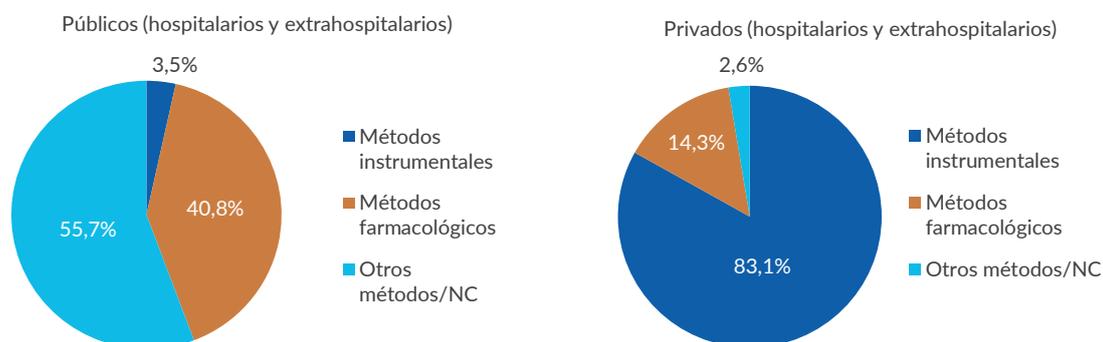


Fuente: Base de datos de Interrupciones Voluntarias del Embarazo, Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y Ministerio de Sanidad

Según el tipo de financiación de la IVE, vemos que en algo menos de las tres cuartas partes de los casos esta financiación ha sido pública, mientras que en el resto (27,5%) ha sido a cargo de la mujer. Por tipo de centro según su nivel asistencial, se observa que 7 de cada 10 intervenciones se han realizado en medios extrahospitalarios y en un 29,4% de los casos el procedimiento se ha realizado en centros hospitalarios. En todos los casos, independientemente del nivel asistencial del centro sanitario, la interrupción se ha realizado en centros privados, en ningún caso ha sido en un centro público.

Relativo al método de intervención utilizado, observamos que en el caso de la ciudad de Madrid el 96,1% de las interrupciones se realizan por métodos instrumentales, mientras que en el 3,9% restante se ha hecho por métodos farmacológicos. Si observamos la **gráfica 7**, elaborada a partir de datos a nivel nacional sobre los métodos de intervención según tipo de centro sanitario, vemos que en aquellas ocasiones en las que el aborto se realiza en centros públicos, ya sean hospitalarios o extrahospitalarios, los métodos farmacológicos se imponen sobre los instrumentales, los cuales representan solo el 3,48% de los abortos realizados en estos centros, frente a la situación en los centros privados en los que el 83,14% de los abortos se realizan por medio de métodos instrumentales. Cabe destacar que en más del 50% de los casos de abortos en centros públicos no se ha informado sobre el tipo de método específico empleado. Se debe señalar, no obstante, que se trata de porcentajes estimados, pues el misoprostol y la mifepristona se suelen administrar de manera conjunta, y en la mayoría de las ocasiones la administración de misoprostol precede a la realización de abortos llevados a cabo por medio de la dilatación y evacuación; en otros casos el método farmacológico tiene que ser complementado finalmente con un método quirúrgico, pues alrededor de un 8,1% de los abortos farmacológicos combinados y un 22% de aquellos en los que solo se administra misoprostol, este no termina de completarse⁷. Si bien, carecemos de información sobre qué número de los métodos informados han sido combinados, ya que se informa de cada uno por separado.

Gráfica 7. Métodos de intervención según tipo de centro (público o privado). España, 2020

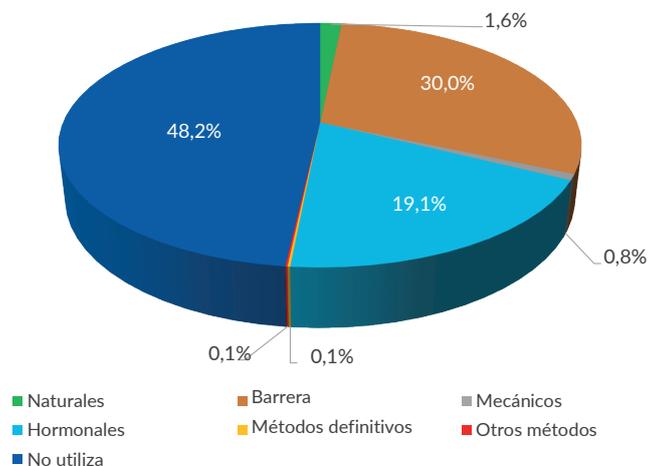


Fuente: Informe sobre las Interrupciones Voluntarias del Embarazo. Datos definitivos 2020. Ministerio de Sanidad (2021). Elaboración propia

Si observamos la situación de las mujeres que se han sometido a una IVE en 2020, vemos que algo más de la mitad ya tenía hijos a su cargo (53%) y que un 45,1% vivían en pareja, seguidas de un 30,1% que vivía con sus padres u otros familiares y un 18,3% que vivía sola. 6 de cada 10 no había requerido con anterioridad ninguna interrupción de la gestación, mientras que para el 27,1% era la segunda vez y el 4% ya había precisado 3 IVEs o más con anterioridad.

En cuanto a los métodos anticonceptivos que las mujeres notificaron haber utilizado en el momento de la IVE, destaca que casi la mitad, un 48,2%, afirma no haber utilizado ninguno, mientras que el 30% había utilizado un método barrera y un 19,1% métodos hormonales.

Gráfica 8. Frecuencia de IVEs en la ciudad de Madrid según utilización de métodos anticonceptivos, 2020



Fuente: Base de datos de Interrupciones Voluntarias del Embarazo, Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid y Ministerio de Sanidad

Por último, cabe mencionar que casi la mitad de las mujeres a las que se ha realizado una IVE (44%) ha encontrado la información para hacerlo en un centro sanitario público, un 27,3% en internet y un 16,5% a través de amistades y familiares.

Discusión

Si observamos las tasas de IVEs para el año 2020, podemos comprobar que mientras en España se mantienen datos similares a los últimos años, tanto para la Comunidad de Madrid como para la ciudad esta tasa se reduce drásticamente (casi 5 puntos en el caso de la primera y 2 en el caso de la segunda), siendo además este el primer año en que la tasa de la Comunidad es menor que la nacional y que esta última se asemeja tanto a la ciudad (poco más de medio punto de diferencia, cuando en los cinco años anteriores esta diferencia ha oscilado entre los 3 y los 5 puntos). En cifras absolutas podemos ver que en la ciudad de Madrid el número de IVEs ha disminuido, pasando de 9.774 intervenciones en 2019⁸ a 7.942 en 2020. Para la Comunidad de Madrid, esta disminución de casos se sitúa también entorno a los dos mil.

El descenso que ha experimentado la tasa de IVEs en la ciudad y la Comunidad de Madrid nos lleva a plantearnos las razones que puede haber detrás de esta situación, por ejemplo, si ha habido un menor número de embarazos en general o si bien, la principal razón se encuentra en que el número de embarazos no deseados se ha reducido a raíz de la pandemia. Observamos que, aunque la cifra aproximada de embarazos en la ciudad en 2019 fue más elevada que en 2020 (unos 1.461 embarazos de diferencia), la proporción de IVEs por embarazo en 2020 también desciende alrededor de un 3%, es decir, que podríamos pensar que el número de embarazos no deseados disminuyó a consecuencia de las medidas de distanciamiento social, cuarentena, etc. para la prevención del virus y, por ende, también lo hicieron las intervenciones destinadas a su interrupción.

Es importante señalar que casi la mitad de quienes se han sometido a este procedimiento informaba de no haber utilizado ningún método anticonceptivo previo y que un 5% se habían sometido previamente a 3 o más IVEs. Ambos datos evidencian la necesidad de analizar las razones que hay detrás y llevar a cabo campañas de prevención de embarazos no deseados más numerosas y, sobre todo, más efectivas, por medio de una educación sexual integral de calidad con perspectiva feminista, que tenga en cuenta la cultura patriarcal que atraviesa las relaciones afectivo-sexuales. Por un lado, es importante otorgar herramientas a las mujeres que les permitan tener mayor autonomía y poder de decisión sobre su sexualidad y sus cuerpos, mientras que por otro es primordial incidir en la toma de conciencia de los hombres sobre su responsabilidad en la anticoncepción y en la promoción de relaciones basadas en el buen trato, la igualdad, el consentimiento y la empatía. La prevención de embarazos no deseados y en consecuencia, de IVEs, debe ir más allá de la mera información sobre métodos anticonceptivos y no solo centrarse en las mujeres, pues se trata de un fenómeno complejo y las razones que puede haber detrás de estas cifras son múltiples y variadas: desde una falta de conocimientos adecuados sobre los métodos anticon-

ceptivos, dificultades en su acceso o fallos en su uso, a incluso, situaciones de violencia o coacciones que pueden estar viviendo las mujeres por parte de sus parejas masculinas.

Finalmente, cabe destacar que, a nivel nacional, observamos que los tipos de métodos de intervención en las IVEs dependen en gran medida de la clase de centro donde se realicen. Mientras que en los centros privados las intervenciones se llevan a cabo principalmente por métodos instrumentales, en aquellos casos en los que se han realizado las intervenciones en centros públicos los métodos elegidos han sido primariamente farmacológicos. Es importante analizar a qué razones responden estas diferencias (falta de formación del personal sanitario, preferencias de los centros por razones económicas, etc.). Por un lado, aunque métodos instrumentales pueden conllevar riesgos más graves que los farmacológicos (hemorragias, perforación uterina, laceración cervical o los propios riesgos relacionados con la anestesia) las tasas de estas complicaciones son muy bajas, relacionándose directamente al nivel de experiencia y formación que tenga el o la profesional que los administra; estas tasas de complicaciones varían entre menos del 1% en el caso de los abortos por aspiración (recomendados para el primer trimestre) y entre el 0,05% y el 4% en el caso de los métodos de dilatación y evacuación (recomendados en casos de embarazos no deseados de edad gestacional más avanzada)⁷. En general, las mujeres que se someten a una IVE de estas características informan menos complicaciones posteriores, menos dolor y sangrado, una recuperación más rápida, mayor satisfacción y menos secuelas psicológicas¹, además es un procedimiento rápido y conlleva una mayor efectividad (98%-99%). Por otro lado, las intervenciones farmacológicas tienen unos riesgos para la salud física de menor gravedad, siendo las hemorragias e infecciones graves muy poco frecuentes (del 0,03% al 0,6%) y ofrecen más autonomía e intimidad para la mujer, siendo un proceso que refieren como más natural y menos invasivo, aunque estas informan con más frecuencia de complicaciones (dolor intenso durante y posterior al aborto, sangrado abundante...) y un mayor malestar psicológico; además se trata de un procedimiento más largo, que va desde las 6 a las 10 horas desde que se finaliza la administración de la(s) dosis, pudiéndose extender a más de 24 en un pequeño porcentaje de los casos y la eficacia es menor que en el caso de los tratamientos instrumentales (asociado a la vía de administración de los fármacos, la cantidad y el tiempo que transcurre entre las dosis de estos cuando se combinan)⁷. Ante estos datos, dada la baja prevalencia de complicaciones graves para uno y otro método, y teniendo en cuenta las grandes diferencias en las características que tienen ambos, la evidencia parece señalar que lo indicado es dar la formación necesaria en ambos tipos de métodos a los y las profesionales, de manera que ambas técnicas puedan ser ofrecidas y sea la propia mujer quien decida (tal y como recoge en la ley actual) cuál es la que más se ajusta a sus necesidades y considera más cuidadosa y respetuosa para sí misma, una vez se le ha dado toda la información disponible sobre riesgos, complicaciones y ventajas asociados a cada una. En este sentido, diversos estudios demuestran que la capacidad de elección de la mujer sobre el método practicado favorece su satisfacción y minimiza los efectos psicológicos negativos derivados del proceso⁹.

Conclusiones

- En 2020 se realizaron un total de 7.942 interrupciones voluntarias del embarazo en la ciudad de Madrid, correspondiéndole una tasa del 11,95 por cada 1.000 mujeres en edad fértil residentes en la ciudad, siendo la menor tasa registrada en los últimos 16 años y siendo la primera vez que la tasa de IVEs en la ciudad se aproxima tanto a las cifras de la Comunidad de Madrid y España.
- La tasa de incidencia de IVEs más alta en la ciudad de Madrid por tramos de edad se encuentra concentrada en el grupo de mujeres de 20 a 24 años.
- Un 30% de las niñas menores de 15 años y un 45,4% de las menores de 19 han llevado el embarazo a término.
- La mitad de las mujeres afirma no haber utilizado ningún método anticonceptivo previo a la intervención, mientras en la otra mitad este había fallado (principalmente métodos barrera, seguidos de métodos hormonales).
- Tres de cada diez mujeres que han abortado voluntariamente en la ciudad han tenido que correr con los gastos de la intervención pese a ser una prestación pública.
- En cuanto al tipo de centro en el que se le ha prestado la atención, en todos los casos ha sido en clínicas privadas, principalmente en centros extrahospitalarios.

Recomendaciones

A la vista de lo expuesto, se hace palpable la necesidad de establecer mecanismos que garanticen a las mujeres que precisan someterse a una IVE poder realizarla de manera libre y gratuita en centros públicos que cuenten con los recursos adecuados y profesionales convenientemente formados/as para poder ofrecer el método de intervención que la afectada precise, voluntariamente o según lo requiera su situación.

También es indispensable adoptar medidas que aseguren la existencia de servicios públicos que den cobertura de calidad a estas intervenciones en todas las comunidades autónomas, para evitar que muchas mujeres tengan que desplazarse fuera de su lugar de residencia, con los consiguientes perjuicios que esto puede acarrearles a nivel de salud física, mental o a nivel económico, asegurando así la equidad territorial y facilitando que la intervención pueda realizarse en el menor lapso de tiempo posible, como procedimiento de carácter urgente que es.

Además, también se considera importante asegurar el acceso de todas las personas a una educación sexual integral de calidad que les permita obtener los recursos, tanto personales como materiales, necesarios para la prevención de los embarazos no deseados y abortos, sobre todo en edades tempranas.

Referencias bibliográficas

1. Percepción de las mujeres que han interrumpido su embarazo frente a las técnicas de IVE: instrumental y farmacológica. Investigación cualitativa [Internet]. Asociación de Clínicas Acreditadas para la IVE (ACAII); 2021 [citado 25 de noviembre de 2022]. Disponible en: <https://www.acaive.com/wp-content/uploads/INFORME-CUALITATIVO.-Percepciones-de-las-usuarias-frente-a-los-me%CC%81todos-de-IVE.-Ins-trumental-y-Farmacolo%CC%81gico.pdf>
2. Ley Orgánica 2/2010, de 3 de marzo, de salud sexual y reproductiva y de la interrupción voluntaria del embarazo. Boletín Oficial del Estado, número 55 (4 de marzo de 2010).
3. Ley Orgánica 11/2015, de 21 de septiembre, para reforzar la protección de las menores y mujeres con capacidad modificada judicialmente en la interrupción voluntaria del embarazo. Boletín Oficial del Estado, número 227 (22 de septiembre de 2015).
4. Proyecto de Ley Orgánica por la que se modifica la Ley Orgánica 2/2010, de 3 de marzo, de salud sexual y reproductiva y de la interrupción voluntaria del embarazo (Boletín General de las Cortes Generales. Congreso de los Diputados, 12 de septiembre de 2022).
5. Interrupciones Voluntarias del Embarazo (IVE) 2020 [Internet]. Comunidad de Madrid: Instituto de Estadística. [citado 21 de noviembre de 2022]. Disponible en: <https://www.madrid.org/iestadis/fijas/estructu/sociales/ive20.htm>
6. Sociedad Española de Contracepción (SEC). Posicionamiento de la Sociedad Española de Contracepción sobre la atención a la Salud sexual y reproductiva durante el estado de Alarma Sanitaria por la pandemia del COVID-19. [Internet]. 5 de abril de 2020. Disponible en: <https://sec.es/sec/posicionamiento-sec-covid-19/>
7. Kapp N, Lohr PA. Modern methods to induce abortion: Safety, efficacy and choice. Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol [Internet]. 2020 [citado el 3 de marzo de 2023]; 63: Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.bpobgyn.2019.11.008>.
8. Dirección General de Salud Pública. Interrupciones voluntarias del embarazo notificadas en la Comunidad de Madrid en 2019 [Internet]. Servicio de Epidemiología; 2019 [citado 25 de noviembre de 2022]. Disponible en: https://www.comunidad.madrid/sites/default/files/doc/sanidad/epid/informe_ive_2019.pdf
9. Slade P, Heke S, Fletcher J, Stewart P. A comparison of medical and surgical termination of pregnancy: choice, emotional impact and satisfaction with care. BJOG: Int Journal Obs & Gynae. [Internet]. 1998. [citado el 3 de marzo de 2023]; 105(12), 1288-95. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1471-0528.1998.tb10007.x>

3.4.9 ACCIDENTES DE TRÁFICO

Introducción

Las lesiones no intencionadas constituyen una de las principales causas de mortalidad y morbilidad. Las enfermedades del corazón, las cerebrovasculares, el cáncer, la diabetes, la enfermedad pulmonar obstructiva crónica, las enfermedades crónicas del hígado y los accidentes suponen en nuestra ciudad, al igual que en el conjunto de España y otros países desarrollados, alrededor de tres cuartas partes de la mortalidad¹⁻⁴.

Una de las características de la mortalidad por accidentes de tráfico es que forma parte del grupo de mortalidad innecesariamente prematura y potencialmente evitable, por lo que deben realizarse todos los esfuerzos razonables para su control. Desde el punto de vista económico, el coste global de los accidentes de tráfico supone entre el 1%-3% del producto interior bruto de un país⁵.

Los accidentes de tráfico se cobran anualmente en el mundo 1,3 millones de vidas, el mismo número de personas que fallecen a causa de la diabetes y algo inferior a los 1,5 millones que perecen a causa del cáncer de tráquea, bronquios o pulmón. Estas cifras sitúan a los accidentes de tráfico como la octava causa de muerte en el mundo a nivel global, posición que asciende o desciende en función de la región geográfica en la que se vive. Así, por ejemplo, en Europa occidental, los accidentes de tráfico se sitúan en la undécima posición y en el caso de la región asiática del este, es la cuarta causa de fallecimiento⁶.

Cuando hablamos de muertes por accidentes de tráfico en el mundo no podemos ignorar que el exceso de velocidad es una de las infracciones más cometidas. Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), aunque a lo largo de 2020 los accidentes disminuyeron significativamente a raíz del confinamiento y el teletrabajo propiciado por la pandemia de COVID-19, los/as conductores/as aprovecharon las carreteras vacías para aumentar la velocidad de conducción.

Por otro lado, se estima que entre el 40% y el 50% de la población mundial conduce excediendo los límites de velocidad permitidos por ley. La OMS advierte de que cada kilómetro adicional al establecido por la normativa aumenta en un 5% el riesgo de accidente mortal⁷. En ese sentido, la Unión Europea ha tomado cartas en el asunto mediante el uso de un limitador inteligente de velocidad que se incorporará a todos los vehículos comercializados en nuestro continente. En 2024, este asistente para la conducción será de carácter obligatorio para todos los coches.

En 1960 se comenzaron a registrar los accidentes de tráfico en España. Desde entonces, el año con mayor número de víctimas mortales ha sido 1989 con 5.940. Con los datos de vías urbanas e interurbanas, 2021 finalizó con 1.533 fallecidos/as y otras 7.784 personas resultaron heridas graves, unas cifras que suponen 222 fallecidos/as menos (-13%) y 829 heridos/as graves menos (-10%) que en 2019, año de referencia estadístico, lo que convirtió a 2021 como el año con menor número de fallecidos/as y heridos/as graves de la serie histórica, sin contar 2020, primer año de la pandemia.

En España la tasa de mortalidad por accidente de tráfico en 2022 se situó en 36 personas fallecidas por millón de habitantes, la décima tasa más baja de la Unión Europea, por detrás de Suecia (21), Noruega (23), Islandia (24), Dinamarca (26), Irlanda y Suiza (31), Alemania y Finlandia (34) y Países Bajos (35). La tasa media de los 27 países de la Unión Europea fue de 46 fallecidos por millón de habitantes⁸. Nuestro país presentó una menor tasa que países con gran tradición en seguridad vial como Austria (41), Francia (49), Malta (50) o Bélgica (52), aunque respecto al año 2021 hemos retrocedido tres posiciones en el ranking.

Desde hace muchos años se conoce con bastante exactitud la epidemiología en la accidentabilidad por tráfico: distribución semanal (circaseptana) con picos máximos en fines de semana y estacional (vacaciones y puentes). Por sexos, la tasa de mortalidad en varones es 3-4 veces superior que en las mujeres y las víctimas pueden ocupar hasta el 10% de las camas hospitalarias⁵.

Por CCAA, en el año 2021 hubo un descenso en el número de personas fallecidas en todas ellas, excepto en Castilla-La Mancha, registrándose las mayores disminuciones porcentuales en la Comunidad Valenciana,

Comunidad de Madrid, y Cataluña. En cambio, Castilla-La Mancha presentó un aumento de once víctimas mortales, con respecto a 2019⁹. En Madrid y Barcelona, los dos municipios de más de un millón de habitantes se registraron el 14% de las personas fallecidas y de las personas heridas hospitalizadas en vías urbanas de todo el país⁹.

Consumir bebidas alcohólicas o drogas son dos de los principales factores vinculados a los accidentes de tráfico en el mundo. En Europa, la ingesta de alcohol está relacionada con alrededor del 20%-25% de las muertes por accidente, mientras que en España se conoce que más del 60% de los siniestros que ocurren en la carretera están asociados a estas sustancias. Según la Memoria 2019 presentada por el Instituto Nacional de Toxicología y Ciencias Forenses (INTCF)¹⁰, las autopsias del 45,5% de los/as conductores/as que murieron en un accidente de tráfico dieron positivo en alcohol, drogas de abuso y/o psicofármacos, lo que supone un incremento del 2,1% en comparación con el año anterior. Con respecto a la edad, más del 70% de los/as conductores/as con resultado positivo tenían entre 24 y 54 años y el 96,1% de ellos eran hombres¹⁰.

En relación con los comportamientos de riesgo, en 2021 las distracciones fueron el factor concurrente más frecuente en siniestros mortales por sexto año consecutivo (estuvieron presentes en un 32% de ellos), seguido del consumo de alcohol (presente en un 31%) y la velocidad excesiva (22%)⁹. El 26% de los/as conductores/as que fallecieron en 2020 no llevaba puesto el cinturón de seguridad. Esta cifra supone un incremento del 4% con respecto al año anterior, pese a las continuas campañas que lanza la Dirección General de Tráfico (DGT) para fomentar el uso de este elemento de seguridad. Las autoridades estiman que, al menos, la mitad de las personas que murieron sin él, se hubiesen podido salvar.

El objetivo de este informe fue conocer los datos de siniestralidad por accidentes de tráfico en la ciudad de Madrid, su efecto en la salud, su evolución en los últimos años, así como su comparación con la Comunidad de Madrid y España.

Método

En la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21), y a diferencia de la anterior edición (ESCM'17)¹¹, no se han efectuado preguntas específicas sobre accidentabilidad (en aquella ocasión se realizaron tres), por lo que para la elaboración de este informe se ha acudido a fuentes externas como la DGT y la Policía Municipal de Madrid (los datos de siniestralidad urbana son comunicados por ayuntamientos y policías con competencias en materia de tráfico y seguridad vial).

Se presentan datos de la ciudad de Madrid, desagregados por sexo, edad, mes del año, distrito y medio de transporte, así como también su comparación con la Comunidad de Madrid y España. Para la correcta interpretación de los datos se tienen en cuenta una serie de definiciones:

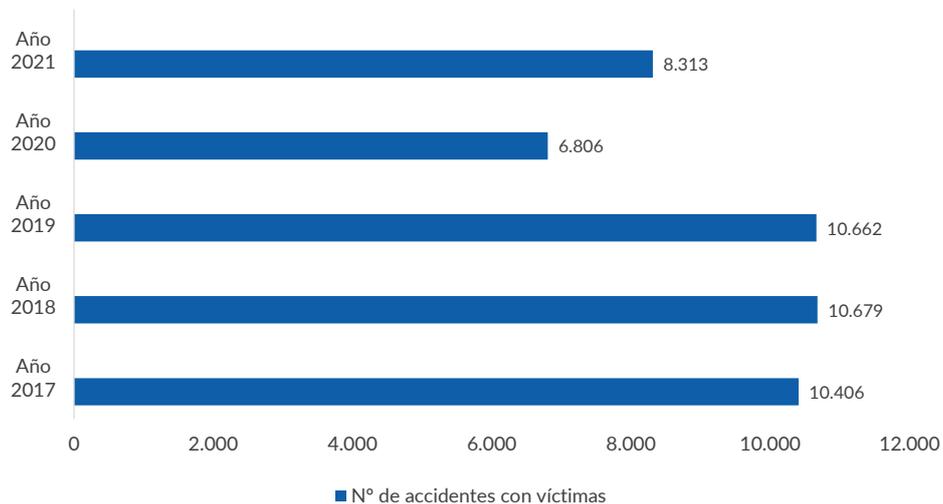
- Se consideran fallecidos/as por accidente de tráfico aquellas personas fallecidas en los 30 días posteriores a la ocurrencia del accidente en función del tipo de usuario/a.
- Heridos/as hospitalizados/as: personas que requirieron ingreso hospitalario de al menos 24 horas a consecuencia de un accidente de tráfico y que no fallecieron en los 30 días posteriores a la ocurrencia de este, en función del tipo de usuario/a, no clasificada en la definición anterior.
- Accidente con víctimas: aquel que verifica las siguientes condiciones: a) Producirse, o tener su origen, en una de las vías o terrenos objeto de la legislación sobre tráfico, circulación de vehículos a motor y seguridad vial. b) Resultar a consecuencia de este una o varias personas fallecidas o heridas. c) Estar implicado, al menos, un vehículo en movimiento.

Por último, cabe señalar que en algunas estadísticas de este informe se diferencia entre vías urbanas y vías interurbanas (o no urbanas). Una vía urbana es una vía pública dentro de poblado, es decir, ubicada en pueblos o ciudades (calles, avenidas...). Por el contrario, una vía interurbana o no urbana sería la que se encuentra fuera de poblado, esto es, fuera de pueblos o ciudades (autovías, autopistas...), y está debidamente señalizada con la señal de entrada y salida de poblado. Las vías urbanas e interurbanas se diferencian en los tipos de normas, las cuales están adaptadas a la seguridad y los peligros de cada una, así como a las ordenanzas municipales de la localidad en que se sitúen.

Resultados

En la **gráfica 1** se puede observar el evolutivo del número de accidentes de tráfico con víctimas en el territorio español.

Gráfica 1. Accidentes de tráfico con víctimas en España (2017-2021)

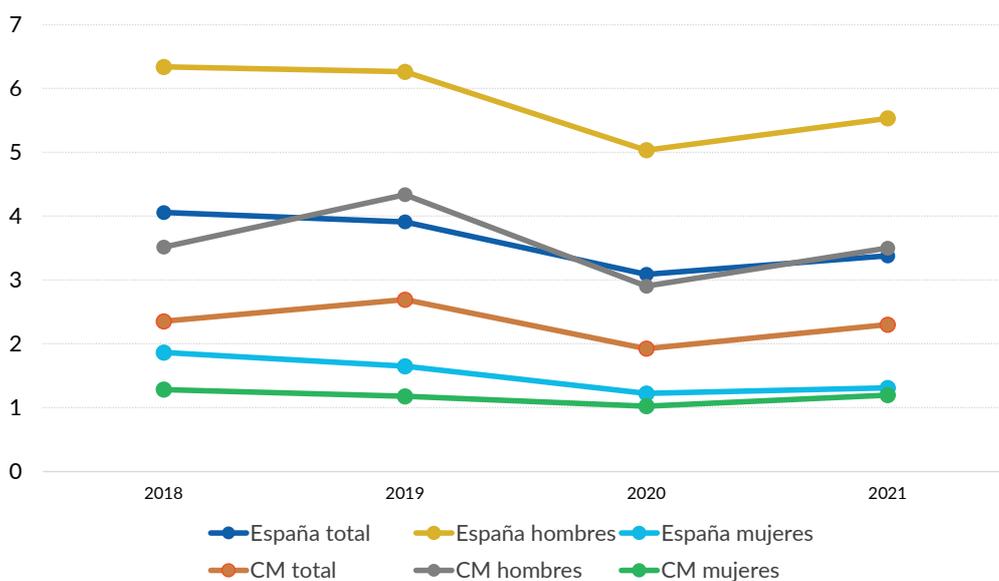


Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia

Se puede apreciar que el lustro analizado comienza con una estabilización del número de accidentes con víctimas, para drásticamente bajar en el año 2020 un 36,2% respecto a 2019, aunque en 2021 se incrementó de nuevo la cifra en 1.507 accidentes respecto al año 2020.

En la **gráfica 2** se representa la tasa de mortalidad por lesiones debidas a accidentes de tráfico según el sexo, en la Comunidad de Madrid y España, para el periodo 2018-2021.

Gráfica 2. Mortalidad por lesiones debidas a accidentes de tráfico por sexo. Comunidad de Madrid (CM) y España (2018-2021). Tasa por 100.000 habitantes



Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2018-21. Elaboración propia

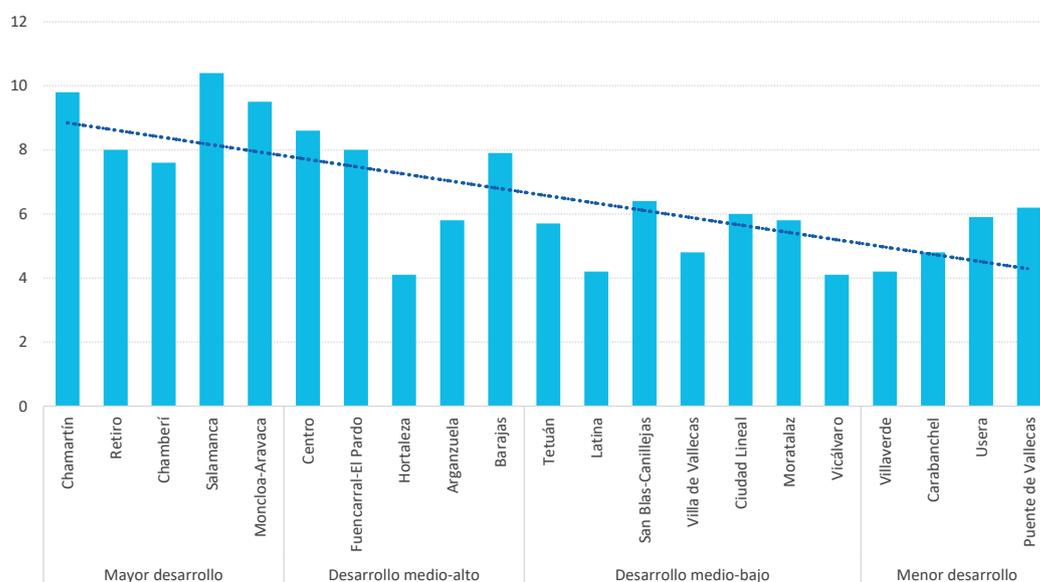
La tasa de mortalidad española descendió gradualmente desde el año 2018 al 2020, pasando del 4,1 al 3,1 por 100.000 habitantes, no sucediendo lo mismo en la Comunidad de Madrid, que tuvo 2,4 en 2018 y 2,7 al año siguiente, aun así, son cifras notablemente inferiores a las del conjunto del Estado. Este incremento en la tasa de mortalidad de la comunidad autónoma se produjo sobre todo a expensas de los hombres. Tanto en los totales por año, como si desagregamos por sexo, las tasas de España son superiores a las obtenidas en esta, en todo el periodo analizado.

En cuanto a sexos hay gran diferencia, tanto en España como en la Comunidad de Madrid fue mayor la mortalidad de los hombres. Por ejemplo, la tasa de mortalidad en España para el año 2021 en hombres fue de 5,5 y en mujeres 1,3, y en la comunidad autónoma madrileña 3,5 vs. 1,2 (siempre por 100.000 habitantes).

Por años, en 2021 se produjo un incremento de todas las tasas, con relación al año 2020, aunque no se llegó a las cifras del 2018, ni en el total de España ni en la Comunidad de Madrid, y tampoco si desagregamos por sexo.

En la **gráfica 3** se puede apreciar el número de accidentes sucedidos en la ciudad de Madrid durante el año 2022, por distritos.

Gráfica 3. Accidentes de tráfico en la ciudad de Madrid por distritos, ordenados según indicador de desarrollo humano. Año 2022. Tasa por 1.000 habitantes



Fuente: Accidentes de tráfico registrados por la Policía Municipal de Madrid. Año 2022. Elaboración propia

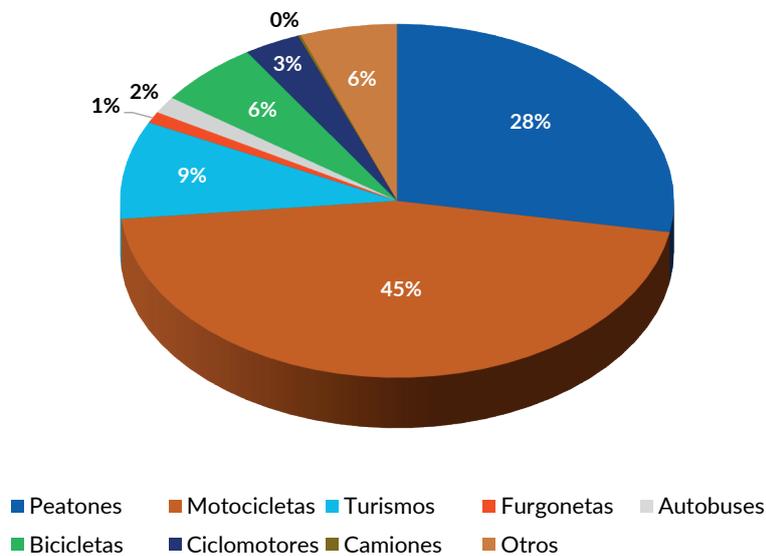
En Madrid, la menor tasa de accidentes de tráfico de los 21 distritos durante el año 2022 se dio en Hortaleza (4,1 por 1.000 habitantes), aunque en cifras absolutas fue Barajas, con 384, donde menor número de ellos hubo. Por el contrario, el distrito de Salamanca tuvo tanto la mayor cifra de accidentes (1.518) como la tasa más elevada (10,4).

Existe un gradiente directo entre la tasa de accidentabilidad en la capital madrileña y el nivel de desarrollo de los distritos, según el Índice Combinado de Salud, Conocimiento y Renta (ICSCR), en cuyo cálculo se tiene en cuenta la proporción de personas residentes de 30 a 64 años con títulos escolares superiores a secundarios, la esperanza de vida al nacer y la renta bruta disponible per cápita. A mayor desarrollo del distrito, mayor tasa de accidentes de tráfico. Dicho gradiente se refleja en la gráfica mediante la línea de tendencia.

En la **gráfica 4** se observa el porcentaje de personas fallecidas o heridas graves por accidente de tráfico en el municipio de Madrid, según el medio de transporte utilizado, durante el año 2021.

Destaca claramente el porcentaje de accidentados/as en motocicleta, casi la mitad del total. En segundo lugar (28%) estarían los peatones y la tercera posición la ocuparon las personas que viajaban en turismos, lejos de las dos primeras cifras, con un 9%.

Gráfica 4. Número de personas fallecidas o heridas graves en accidente de tráfico según medio de transporte en la ciudad de Madrid. Año 2021

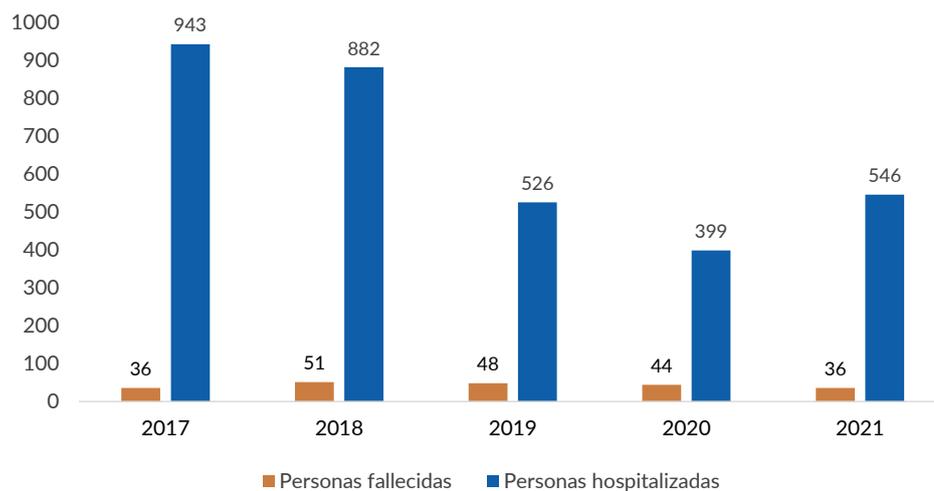


Fuente: Dirección General de Tráfico. Año 2021. Elaboración propia

En la **gráfica 5** se representan el número de personas fallecidas y hospitalizadas por accidente de tráfico en la ciudad de Madrid durante el quinquenio 2017-2021.

Respecto a las personas fallecidas hubo un incremento durante los años 2018, 2019 y 2020, pero en 2021 se retornó a la misma cifra del año 2017 (36). En cuanto a las víctimas de accidentes de tráfico que fueron hospitalizadas, se observa un gradiente descendente desde 2017 hasta 2020, pasando de 943 personas ingresadas a 399, aunque se revierte la tendencia en el último año de la serie (2021), donde incluso se supera, con 546, la cifra establecida en 2019, año previo a la pandemia.

Gráfica 5. Número de personas fallecidas y hospitalizadas por accidente de tráfico en la ciudad de Madrid (2017-2021)

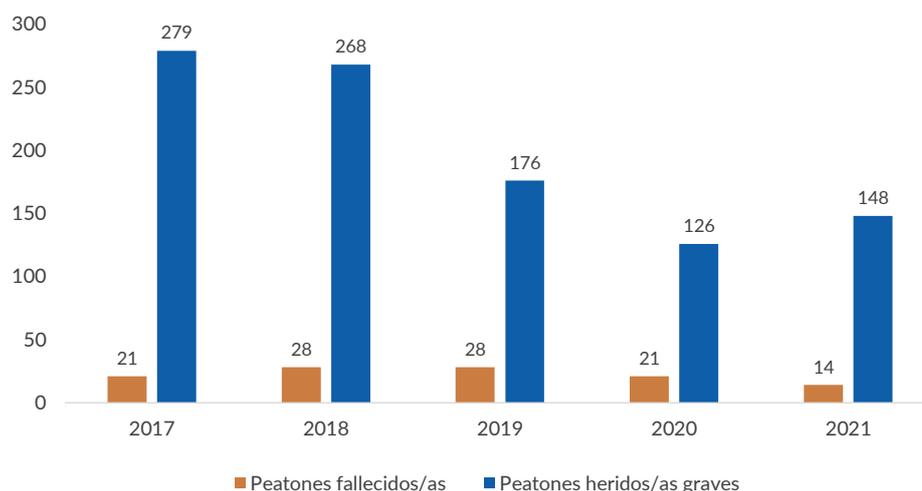


Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia

En la **gráfica 6** puede verse el evolutivo de peatones que fallecieron o sufrieron heridas graves en accidente de tráfico en el municipio de Madrid, durante el periodo 2017-2021.

La tendencia en ambas cifras es prácticamente superponible a lo observado en la **gráfica 5**, es decir, durante el trienio 2018-2020 aumentó el número de peatones fallecidos/as, que bajó en 2021 un 50% respecto a 2018 y 2019. En cuanto al número de personas heridas graves por accidente de tráfico, descendió progresivamente hasta el año 2020, pero en 2021 sufrió un repunte del 17,5% hasta llegar a 148.

Gráfica 6. Número de peatones fallecidos/as o heridos/as graves en accidente de tráfico en la ciudad de Madrid (2017-2021)

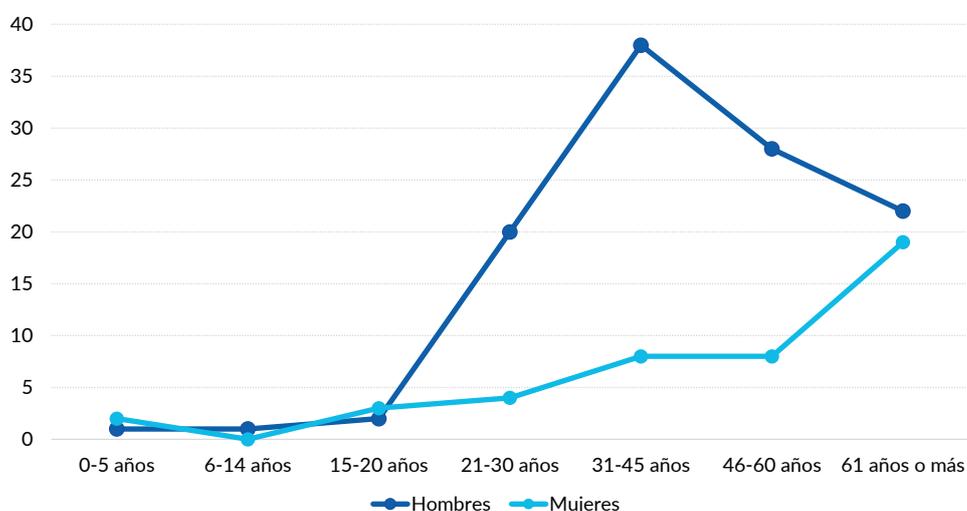


Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia

Si nos centramos exclusivamente en las vías urbanas de la ciudad de Madrid (**gráfica 7**), se aprecia que la gran mayoría de víctimas mortales por accidente de tráfico, en el periodo 2017-2021, fueron hombres.

Entre los 0-20 años hay paridad en ambos sexos, algo que casi vuelve a darse a partir de los 61 años, pero desde los 21 hasta los 60 años el decalaje a favor de los hombres es incontestable, alcanzando su máximo entre los 31-45 años, donde los fallecidos prácticamente quintuplican a las mujeres. Precisamente ese tramo (31-45 años) es el de mayor riesgo de mortalidad en hombres (un 33,9% de los que murieron en accidente de tráfico lo hicieron con esa edad), mientras que en mujeres fue a partir de los 61 años, con un 43,2% del total de fallecidas durante el periodo de análisis.

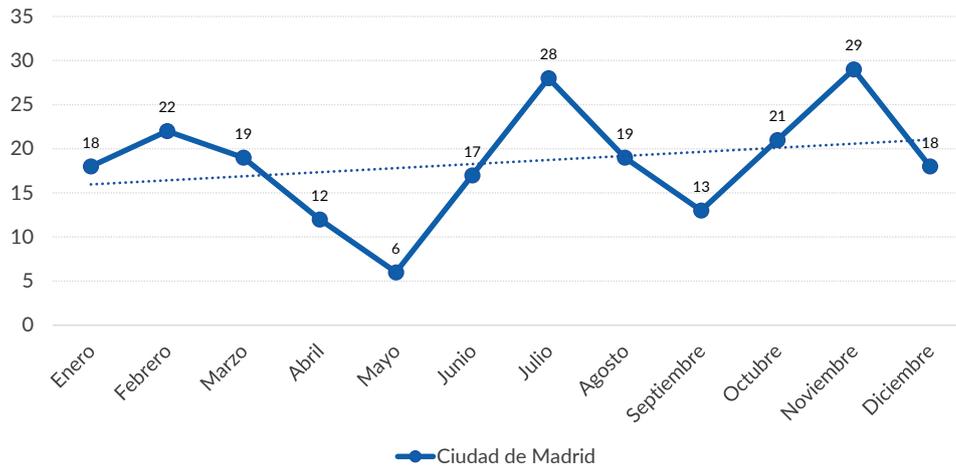
Gráfica 7. Número de personas fallecidas por accidente de tráfico en la ciudad de Madrid (vías urbanas), por sexo y edad. (2017-2021)



Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia

La **gráfica 8** muestra la distribución del total de personas fallecidas en accidente de tráfico en las vías urbanas de Madrid capital durante el periodo 2017-2021, por meses. En él se observa que los meses de noviembre y julio fueron los de mayor mortalidad en el lustro analizado, por el contrario, abril y especialmente mayo (con tan solo 6 víctimas mortales), han sido los de menor cantidad de personas fallecidas. Si nos atenemos a la línea de tendencia de la gráfica, existe un incremento de mortalidad según va transcurriendo el año, siendo por tanto de media inferior en los primeros meses que en los últimos.

Gráfica 8. Número de personas fallecidas por accidente de tráfico en la ciudad de Madrid (vías urbanas), por meses. (2017-2021)



Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia

En la **gráfica 9** se reflejan las personas fallecidas por accidente de tráfico, tanto en el municipio de Madrid como en la comunidad autónoma, durante el periodo 2017-2021 (incluyendo peatones).

En dicha gráfica se encuentra que en el quinquenio analizado, las víctimas mortales de Madrid capital suponen, aproximadamente, el 30%-40% del total de personas fallecidas por accidentes en la Comunidad de Madrid. El año con más víctimas mortales en ella fue 2019 con 159, sin embargo, el peor año en ese sentido para el municipio de Madrid fue 2018, con un total de 79. Por el contrario, el año con menos personas fallecidas en la comunidad autónoma fue 2020 con 105 y para la ciudad de Madrid el año siguiente (2021), con 50.



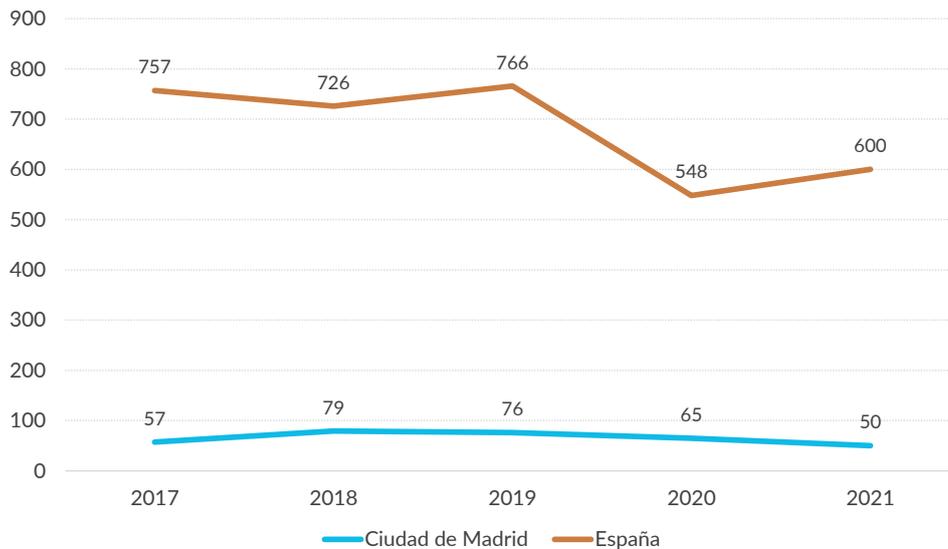
Gráfica 9. Número de personas fallecidas por accidente de tráfico (incluyendo peatones). Frecuencia porcentual según lugar de ocurrencia para cada año. Ciudad de Madrid y Comunidad de Madrid. (2017-2021)



Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia

En el periodo 2017-2021, las personas fallecidas por accidente de tráfico (incluyendo peatones) en la ciudad de Madrid supusieron el 9,6% del total de víctimas mortales de nuestro país (gráfica 10). Tal y como se aprecia en la gráfica, el máximo se alcanzó en 2019 a nivel nacional, con 766 fallecidos/as, bajando drásticamente en el año 2020 y volviendo a elevarse durante 2021 (600). Sin embargo, la curva en la ciudad de Madrid es más aplanada y no se observa esa caída en la cifra de muertes durante 2020, habiendo incluso menos en 2017 y 2021 que en dicho año.

Gráfica 10. Número de personas fallecidas por accidente de tráfico (incluyendo peatones). Ciudad de Madrid y España. (2017-2021)



Fuente: Dirección General de Tráfico. Años 2017-21. Elaboración propia



Discusión

El objetivo de este trabajo fue conocer los datos de siniestralidad por accidentes de tráfico en el municipio de Madrid, su evolución en los últimos años, así como su comparación con la Comunidad de Madrid y España.

En 2021 fallecieron por accidente 1.599 personas (1.283 hombres y 316 mujeres) en nuestro país, lo que supuso un 9,3% más que en 2020, cifra más baja de la serie histórica -en un contexto marcado por las restricciones de movilidad impuestas para frenar la propagación de la COVID-19-. Aquel año los desplazamientos se redujeron en un 25% y, como consecuencia de ello, también la siniestralidad vial, mientras que el parque automovilístico español se situó en 36.158.465 vehículos, un 1% más que en 2019⁹.

En el cómputo global de accidentes de tráfico hubo un claro punto de inflexión, el año 2020. El motivo es evidente, las limitaciones en la movilidad que se establecieron durante la pandemia, como acabamos de comentar. Este hecho incluso se ve reflejado también en los datos del 2021, aunque en menor medida, puesto que las restricciones de movilidad entre CCAA finalizaron en mayo de dicho año. Tanto los accidentes como la mortalidad o las lesiones graves derivadas de ellos muestran una evolución claramente determinada por el ciclo económico. La irrupción de la COVID-19 y su efecto en esa evolución es una novedad no conocida hasta ahora.

Durante el periodo 2008-2019, en términos acumulados, casi el 60% de todos los accidentes de tráfico con víctimas se localizaron en tres CCAA: Cataluña (26,7%), Comunidad de Madrid (16,0%) y Andalucía (15,4%)¹². Al descender los accidentes de tráfico en el año 2020, lógicamente también bajaron las tasas de mortalidad, tanto a nivel nacional como autonómico. En España se pasó de 3,9 víctimas mortales por 100.000 habitantes en 2019 a 3,1 en 2020 y en la comunidad autónoma madrileña de 2,7 a 1,9 para dicho periodo. Tanto en los datos globales de los años analizados como si desagregamos por sexo, las tasas nacionales son superiores a las obtenidas en nuestra comunidad autónoma, en todo el ciclo estudiado. En cuanto a sexos, existe gran diferencia entre hombres y mujeres, a favor de los primeros, tanto a nivel estatal como regional.

En España se registraron 2,2 fallecidos por cada 100 accidentes con víctimas entre 2008-2019. La Comunidad de Madrid (0,9 fallecidos por cada 100 accidentes con víctimas) es la CCAA con menor letalidad en los siniestros, puesto que un porcentaje importante de ellos se produjo en vías urbanas, en las que la tasa de letalidad en los accidentes de tráfico es significativamente inferior¹².

Con relación al municipio de Madrid y sus distritos, la mayor tasa de accidentes de tráfico de los 21 distritos madrileños durante el año 2022 se dio en Salamanca (10,4 por 1.000 habitantes) y la menor en Hortaleza (4,1). Se refleja una relación directa entre el nivel de desarrollo de los distritos y su tasa de accidentabilidad, probablemente relacionada con el número de vehículos movilizados, trayectos laborables y localización de las empresas, en el núcleo central de la capital.

La siniestralidad vial en España ha variado en la última década: hay más accidentes, pero menos víctimas mortales y estas son, cada vez con mayor frecuencia, "usuarios/as vulnerables", como motociclistas, ciclistas o peatones. Hasta el punto de que, en 2019 ya supusieron, por primera vez en la historia, más de la mitad del total de víctimas mortales en el Estado español¹², algo que ha continuado en los/las años 2020 y 2021⁹. En la Unión Europea las cifras no son más halagüeñas, en las zonas urbanas los/as usuarios/as vulnerables de la vía pública representan casi un 70% del total de las muertes en accidentes de tráfico⁸.

Según el medio de transporte utilizado, destaca que el 45% de personas fallecidas o heridas de gravedad como consecuencia de un accidente de tráfico en el municipio de Madrid viajaban en motocicleta, frente al 9% en turismos. Esto denota la elevada mortalidad (y gravedad de los accidentes) en un medio de transporte usado con menor frecuencia que el coche. Nos enfrentamos, por tanto, ante una tasa de mortalidad muy alta para un medio de locomoción relativamente mucho menos utilizado que los turismos. En ese sentido, las medidas de seguridad implementadas en los últimos años en ellos han sido mayores y más eficaces que las instaladas en vehículos de dos ruedas, lo que también influye en esos porcentajes mencionados.

La literatura nos muestra la adversa evolución de los/as fallecidos/as en motocicleta desde 2014 en España, con un incremento relativo del 45,3% hasta 2019, de manera que este medio de desplazamiento es el que más ha visto crecer su participación porcentual en el total de personas fallecidas y hospitalizadas, aumentando 10 puntos desde el año 2010 y situándose en el 30% del total en 2019, año en el que una de cada cuatro víctimas

mortales fue motorista¹². Estos datos que exponemos en nuestra investigación hacen hincapié en la necesidad de incidir en campañas preventivas focalizadas en este tipo de vehículos y no solo en los automóviles, por la morbimortalidad que acarrea la mayoría de los accidentes con este tipo de transporte.

Los datos del lustro 2017-21 respecto a las víctimas mortales y hospitalizadas en la ciudad de Madrid a causa de los accidentes de tráfico nos señalan que en el año 2019 ya se apreciaba un descenso con relación a los años previos, en el número de personas ingresadas, puesto que el número de fallecidos/as se mantuvo más o menos estable, incluso durante el año 2020 a pesar de los meses de confinamiento y restricción de movilidad, bajando en 2021 a niveles de 2017, con 36 muertes. Aproximadamente un tercio de las personas que perdieron la vida por culpa de un accidente de tráfico en el año 2021 eran peatones.

En el 2019, la distracción se posicionó como factor presente en el 28% de los accidentes con víctimas mortales en nuestro medio. Por cuarto año consecutivo siguió siendo la principal causa de los accidentes mortales de tráfico, aunque no la única. Según cifras de la DGT⁹, el uso del móvil mientras se conduce multiplica por cuatro el riesgo de sufrir un accidente. De hecho, expertos/as aseguran que conducir y usar el móvil al mismo tiempo, es equiparable a llevar el coche bajo los efectos del alcohol. Esto nos obliga a redoblar nuestros esfuerzos en materia de formación, sensibilización y vigilancia de este comportamiento de riesgo.

Tal y como señala la literatura⁵ es muy superior la tasa de mortalidad en hombres que en mujeres a consecuencia de los accidentes de tráfico. Los datos del quinquenio 2017-21 en Madrid así lo corroboran, alcanzando su máxima expresión entre los 31-45 años, donde los hombres fallecidos casi quintuplicaron a las mujeres. Ese intervalo de edad es además el de más riesgo para ellos, casi un 34% de los hombres fallecidos por accidente de tráfico en el municipio se situaban en esa franja etaria de quince años.

Pero tampoco es desdeñable la mortalidad por accidentes de tráfico en otras edades. En el año 2021 fue la 2ª causa de muerte en nuestro país entre los 15-29 años, tras el suicidio y por delante del cáncer¹³. Por ello, aunque su tasa de mortalidad no es tan alta, tienen una tasa de mortalidad prematura muy elevada y una tasa de años de vida perdidos ajustados a discapacidad (AVAD) muy alta, como se comprueba, por ejemplo, en el Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018¹⁴.

En nuestro trabajo también hemos calculado la mortalidad por meses. Para el periodo analizado (2017-21) y centrándonos en las vías urbanas de la capital madrileña, se aprecia que los meses de noviembre y julio fueron los de mayor mortalidad (29 y 28 víctimas respectivamente), por el contrario, abril y sobre todo mayo (con únicamente 6 personas fallecidas), eran los meses con menor cantidad de defunciones. Es ciertamente curioso que sea un mes tradicionalmente vacacional como julio, el segundo con más muertes. Una explicación podría venir de que no sea población autóctona la que engrosa esa cifra, sino turistas de visita en la capital durante esas fechas estivales.

Centrándonos en las personas fallecidas por accidente de tráfico en la ciudad de Madrid y en la comunidad autónoma, es reseñable que aunque la capital supone aproximadamente la mitad de la población de la Comunidad de Madrid, únicamente aporta entre el 30% y el 40% de las víctimas mortales. Estos datos probablemente obedecen a que no están contabilizadas las personas fallecidas en vías interurbanas fuera del término municipal, como es lógico, por lo que los y las fallecidos/as en el municipio de Madrid son en buena medida a expensas de los accidentes acaecidos en vías urbanas de nuestra ciudad (incluyendo a los y las peatones).

Para finalizar, es necesario señalar que el objetivo de disminuir al mínimo la cifra de accidentes de tráfico y mortalidad en los mismos, no puede ni debe ser exclusivamente un objetivo prioritario a nivel regional o nacional. Por ello, en 2018, la Unión Europea se marcó el objetivo de reducir en un 50% el número de víctimas mortales en carretera, y, por primera vez, también el número de heridos/as graves, de aquí a 2030. Esto se estableció en el Plan de Acción Estratégico sobre la Seguridad Vial de la Comisión, así como en el Marco de la política de la Unión Europea en materia de seguridad vial para 2021-2030, en los que también se fijaron planes en materia de seguridad vial para alcanzar el objetivo «Visión cero»: cero muertes en carretera de aquí a 2050⁸.

Conclusiones

- La tasa de mortalidad por accidentes de tráfico en la Comunidad de Madrid tuvo su mínimo en el año 2020, siendo menor que la media española en todo el periodo analizado tanto en hombres como en mujeres.
- El número de muertes por accidente de tráfico es muy superior en los hombres, sobre todo entre los 31-45 años. En la ciudad de Madrid prácticamente quintuplican en ese rango etario a las mujeres fallecidas.
- En 2022 la tasa de accidentes más elevada fue la del distrito de Salamanca y la menor se dio en Hortaleza. A mayor nivel de desarrollo de los distritos madrileños, superior tasa de accidentabilidad.
- Desde el año 2019 más de la mitad de las personas fallecidas por accidente de tráfico en España son “usuarios/as vulnerables” (motociclistas, ciclistas o peatones).
- En la ciudad de Madrid el 45% de personas fallecidas o heridas graves por accidente en 2021 fueron motociclistas.
- La Unión Europea se ha marcado el reto para el año 2030 de reducir el número de víctimas mortales y heridas graves por accidente de tráfico en un 50%, hasta llegar a cero muertes en carretera en 2050.

Referencias bibliográficas

1. Lopez AD, Mathers CD, Ezzati M, Jamison DT, Murray JL. Global Burden of Diseases and Risk Factors editores. Washington, DC: World Bank and Oxford University Press. 2006. [Citado 30 de mayo de 2023]. <http://hdl.handle.net/10986/7039>.
2. World Health Organization. Global burden of disease. World Health Organization; 2019. [Citado 9 de junio de 2023] http://www.who.int/topics/global_burden_of_disease/en/.
3. World Health Organization. Global health risks: mortality and burden of disease attributable to selected major risks. Geneva: World Health Organization; 2009. [Citado 23 de junio de 2023]. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241563871>.
4. Hyder AA, Hoe C, Hajar M, Peden M. The political and social contexts of global road safety: challenges for the next decade. Lancet. 2022;400:127-36.
5. Andrés-de-Llano JM. Los accidentes de tráfico, una mortalidad innecesariamente prematura y potencialmente evitable. Aten Primaria. 2004;33:303-4.
6. Kapp C. WHO acts on road safety to reverse accident trends. Lancet. 2003;362:1125.
7. World Health Organization. Global status report on road safety 2018. Geneva: World Health Organization; 2018. [Citado 25 de junio de 2023]. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241565684>.
8. European Road Safety Observatory. European Commission; 2022. [Citado 8 de julio de 2023]. https://transport.ec.europa.eu/background/road-safety-statistics-2022-more-detail_en.
9. Las principales cifras de la Siniestrabilidad Vial. España 2021. Dirección General de Tráfico. Ministerio del Interior. [Citado 24 de junio de 2023]. https://www.dgt.es/export/sites/web-DGT/galleries/downloads/dgt-en-cifras/24h/Principales_cifras_2021_web_accessible_con-Meta.pdf
10. Instituto Nacional de Toxicología y Ciencias Forenses. Hallazgos toxicológicos en víctimas mortales de accidentes de tráfico. Memoria 2019. Ministerio de Justicia. [Citado 13 de junio de 2023]. https://www.mjusticia.gob.es/es/ElMinisterio/OrganismosMinisterio/Documents/1292430960214-Memoria_Trafico_INTCF_2019.PDF.
11. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid [Citado 11 de junio de 2023]. <https://bitly.ws/Qeri>.

12. Fundación Mutua Madrileña, Fundación Gaspar Casal, Universidad de Murcia. Siniestralidad Vial en España. Impacto Socioeconómico y Sanitario 2008-2019. [Citado 3 de agosto de 2023]. <https://www.fundacionmutua.es/documents/estudio-siniestralidadvialenespana.pdf>.
13. Fundación Española para la Prevención del Suicidio. Suicidios España 2021. Observatorio del Suicidio en España. [Citado 25 de julio de 2023]. <https://www.fsme.es/observatorio-del-suicidio-2021/>.
14. Díaz-Olalla JM, Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR. Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020.

3.4.10 SALUD BUCODENTAL

Introducción

La OMS define la salud bucal como el estado de la boca, los dientes y las estructuras orofaciales que permite a las personas realizar funciones esenciales como comer, respirar y hablar, y abarca dimensiones psicosociales como la confianza en uno mismo, el bienestar y la capacidad de socializar y trabajar sin dolor, incomodidad ni vergüenza. La salud bucodental varía a lo largo del curso de la vida, desde los primeros años hasta la vejez, es parte integral de la salud general y ayuda a las personas a participar en la sociedad y a alcanzar su potencial¹.

Las enfermedades bucodentales son de naturaleza crónica y afectan al 45% de la población mundial, son las más extendidas de todas las afecciones y enfermedades de la humanidad. Las más prevalentes son la caries no tratada en dientes permanentes (se calcula que la padecen 2.000 millones de personas), la enfermedad periodontal, el edentulismo (pérdida de dientes) y el cáncer de labios y cavidad oral².

La investigación sobre la mala salud bucodental y su relación uni- o bidireccional con diversas enfermedades³ ha identificado asociaciones con distinto grado de evidencia, como la periodontitis con la diabetes mellitus tipo 2 y la enfermedad cardiovascular⁴⁻⁷, y otras asociaciones⁸⁻¹¹, si bien es necesaria más investigación para evaluar la causalidad de estos vínculos.

La mayoría de las enfermedades y de los trastornos bucodentales comparten factores de riesgo modificables (consumo de tabaco, de alcohol y dietas no saludables ricas en azúcares libres) con las cuatro principales enfermedades no transmisibles (enfermedades cardiovasculares, cáncer, enfermedades respiratorias crónicas y diabetes). Entre las recomendaciones para prevenirlas destacan seguir una dieta equilibrada que incluya frutas y hortalizas y en la que la bebida principal sea el agua, el cepillado dental al menos dos veces al día durante dos minutos con un dentífrico que contenga 1.000 a 1.500 ppm de flúor, evitar los dulces, golosinas, tabaco y alcohol, junto con la revisión dental regular¹².

La relación entre la situación socioeconómica (ingresos, ocupación y nivel de educación) y la prevalencia y gravedad de las enfermedades bucodentales es fuerte y consistente¹, desde la infancia hasta la vejez y en todas las poblaciones de los países de ingresos bajos, medianos y altos. Determinados intereses comerciales, con mayor influencia en los países menos desarrollados, están en claro conflicto con los de la salud pública².

En España, la atención bucodental gratuita que establece la cartera común de servicios del Sistema Nacional de Salud incluye información, educación, tratamiento de procesos agudos, exodoncias, cirugía menor, detección de lesiones premalignas y, en su caso, biopsia de lesiones mucosas. Las mujeres embarazadas tienen acceso a atención preventiva y la población infantil a medidas preventivas y asistenciales más amplias, de acuerdo con los programas establecidos por las Administraciones sanitarias competentes¹³. La Comunidad de Madrid incluye el Programa de Atención Dental Infanto-Juvenil (7-16 años)¹⁴. El Plan de Acción Primaria y Comunitaria 2022-2023 tiene entre sus objetivos homogeneizar las prestaciones de atención bucodental en el territorio nacional e incrementar los servicios comunes que hasta ahora no se prestaban por la sanidad pública¹⁵.

En la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid (ESCM'21) se pregunta sobre este aspecto de la salud, por primera vez en esta serie de encuestas. El objetivo es conocer cómo percibe la población de 15 y más años residente en la ciudad de Madrid su estado de salud bucodental y los factores con los que se relaciona.

Metodología

Se analizaron las respuestas a la pregunta de la ESCM'21 realizada a la mitad de la muestra (n = 4.309) *¿Cómo describiría su estado de salud bucodental?*, con las opciones de respuesta *muy bueno, bueno, regular, malo y muy malo*. Para su análisis como variable dicotómica, se recodificaron las respuestas en las categorías *percepción de la salud bucodental positiva* (muy buena + buena) y negativa (regular + mala + muy mala). Las respuestas *no sabe y no contesta* se clasificaron como *perdidas por el sistema* en todas las recodificaciones realizadas.

Para el cálculo de las prevalencias y de sus intervalos de confianza (IC) del 95%, utilizando modelos de regresión de Poisson con varianza robusta, se tomaron los datos ponderados por sexo, edad y origen en cada distrito, pero no así para los análisis bivariantes entre la variable dependiente dicotómica objeto de estudio y las variables independientes seleccionadas, cuya recodificación se recoge en la siguiente tabla.

Preguntas de la ESCM'21	Respuestas recodificadas en categorías dicotómicas	
Además del sistema sanitario público (SERMAS), ¿tiene algún otro tipo de aseguramiento sanitario (SANITAS, ASISA, ADESLAS), etc.?	No	Sí No, pero acudo a la atención privada cuando la necesito (pago por acto profesional)
En relación con el total de ingresos de su hogar, ¿cómo suelen llegar a fin de mes?	Con mucha dificultad Con dificultad Con cierta dificultad	Con cierta facilidad Con facilidad Con mucha facilidad
¿Podría decirme si fuma tabaco actualmente?	Sí, diariamente Sí, pero no diariamente	No actualmente, pero he fumado antes No fumo, ni he fumado nunca de manera habitual
Dígame si consume... - Fruta fresca (excluyendo zumos) - Verduras	Algunos días al mes Nunca/Casi nunca	Todos los días Varios días a la semana
Dígame si consume... - Dulces y/o bollería - Refrescos y/o zumos azucarados	Todos los días Varios días a la semana	Algunos días al mes Nunca/Casi nunca
Desde el inicio de la pandemia ¿ha necesitado alguno de los siguientes tipos de atención sanitaria y no se lo pudo permitir por motivos económicos? - Atención dental	Sí	No
	* Se han excluido las respuestas de quienes reconocieron "No lo he necesitado"	
En los últimos doce meses, ¿diría que su estado de salud ha sido...?	Regular Malo Muy malo	Muy bueno Bueno

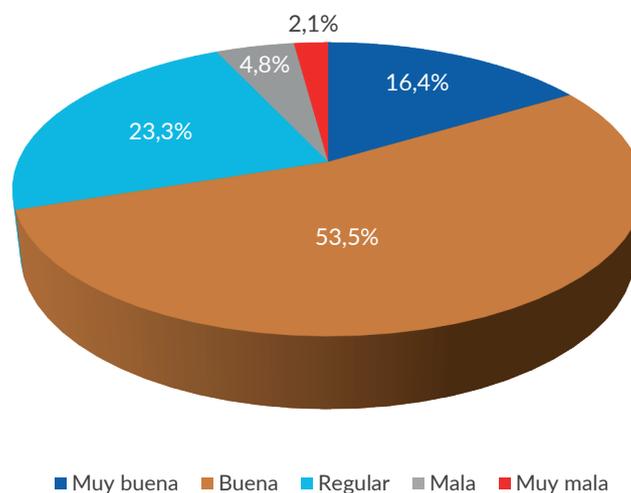
Las variables cuyos resultados en el análisis bivariante mostraron JI^2 con $p < 0,05$ se estudiaron mediante regresión logística multivariante binaria, en la que se estableció como referencia de cada variable independiente la condición más favorable para la salud oral. Los criterios para aceptar el modelo fueron que la prueba ómnibus resultara estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y que el porcentaje global correctamente clasificado fuera igual o superior al 50%.

El análisis se realizó con el paquete estadístico SPSS 23.0.

Resultados

El 69,8% [IC95%=68,4-71,2] de la población entrevistada (n = 4.182) describió su salud bucodental como muy buena o buena frente al 30,2% [IC95%=28,8-31,6] que la catalogó como regular, mala o muy mala (**gráfica 1**).

Gráfica 1. Distribución de frecuencias de la autopercepción de la salud bucodental

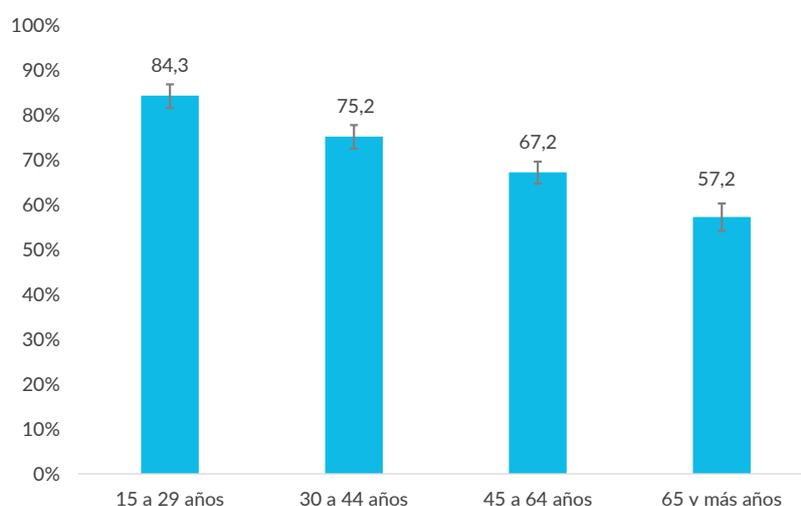


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Un 69,6% [IC95%=67,6-71,7] de los hombres percibía como positiva su salud bucodental (muy buena/buena) frente al 70,0% [IC95%=68,0-71,8] de las mujeres, sin que existieran diferencias estadísticamente significativas entre ambos sexos según sus IC95%.

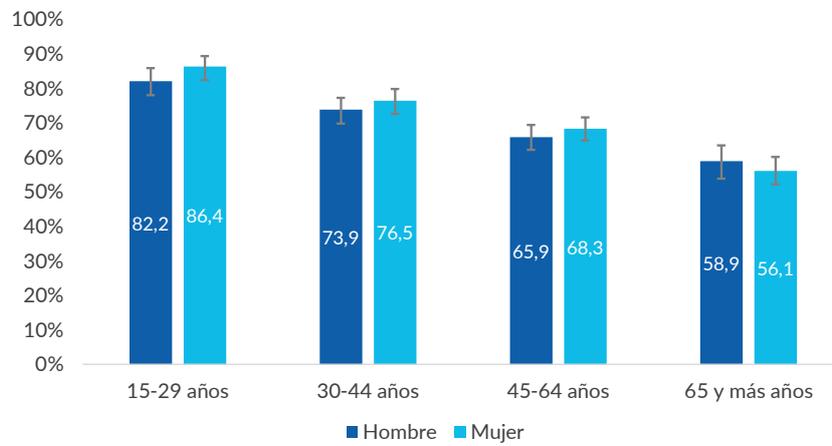
Esta percepción favorable también la manifestó el 84,3% de las personas entre 15 y 29 años, mientras que en las de 65 o más años se redujo al 57,2%, mostrando un claro gradiente de descenso en relación con los tramos etarios, como es lógico dada la naturaleza de la salud bucodental (**gráfica 2**). Las diferencias entre cada uno de los grupos fueron estadísticamente significativas según sus IC95%. Las mujeres declararon mejor salud bucodental en todos los tramos etarios, salvo en el de 65 y más años, si bien las diferencias con los hombres no fueron significativas en ningún intervalo de edad (**gráfica 3**).

Gráfica 2. Prevalencia e IC95% de la autopercepción de salud bucodental muy buena/buena según grupos de edad



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

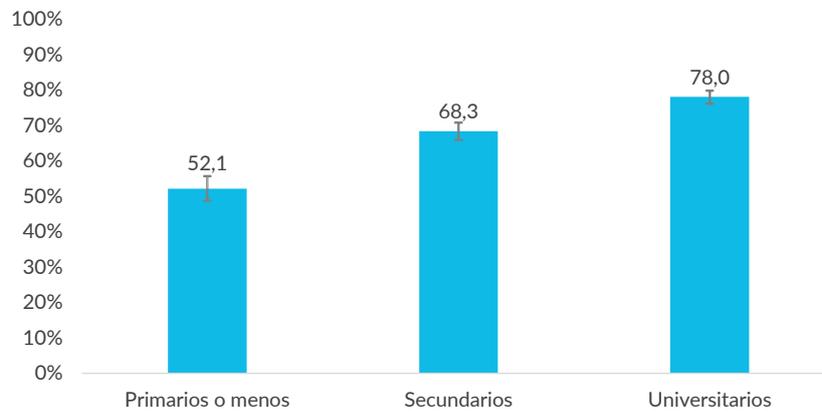
Gráfica 3. Prevalencia e IC95% de la autopercepción de salud bucodental muy buena/buena según grupos de edad y sexo



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Respecto al nivel de estudios, como se puede observar en la **gráfica 4**, existe un gradiente directo con la percepción muy buena + buena de la salud bucodental (52,1%, 68,3% y 78,0% en el nivel de primarios o menos, secundarios y universitarios respectivamente), siendo las diferencias entre ellos estadísticamente significativas según sus IC95%. Por el contrario, no fueron significativas la mayor prevalencia de percepción positiva en hombres que en mujeres en el nivel de primarios o menos (53,9% [IC95% = 48,5-59,6] vs. 51,0% [IC95% = 46,5-55,4]), y tampoco la mayor prevalencia en mujeres en los niveles secundario y universitario (68,8% [IC95% = 65,3-72,1] vs. 67,8% [IC95% = 64,3-71,4]) y (79,8% [IC95% = 77,2-82,1] vs. 76,1% [IC95% = 73,4-78,8]) respectivamente.

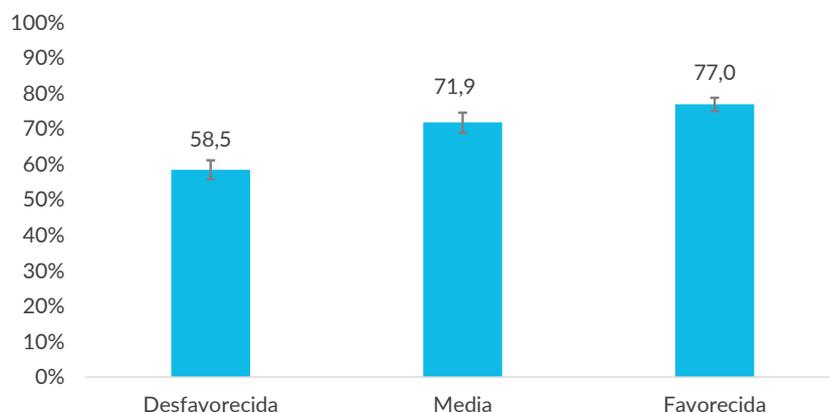
Gráfica 4. Prevalencia e IC95% de la autopercepción de salud bucodental muy buena/buena según el nivel de estudios



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Según la clase social ocupacional familiar, también se apreció un gradiente en las prevalencias de la percepción positiva de la salud bucodental. En la clase favorecida, la prevalencia fue 18,5 puntos porcentuales mayor que en la desfavorecida. Las diferencias entre las tres clases fueron estadísticamente significativas según sus IC95% (**gráfica 5**).

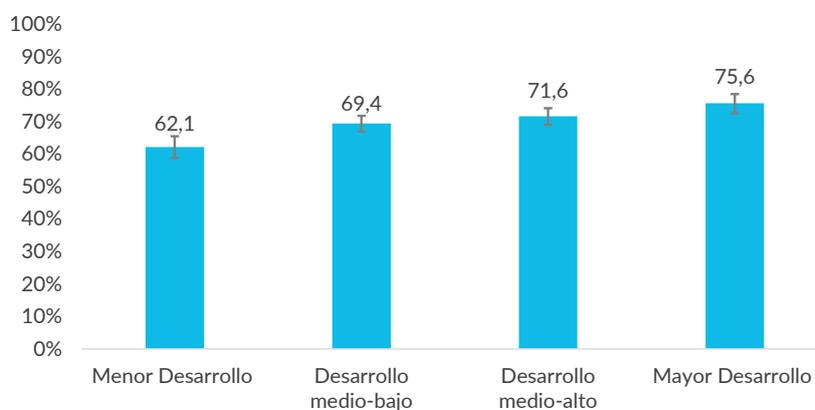
Gráfica 5. Prevalencia e IC95% de la autopercepción de salud bucodental muy buena/buena según la clase social familiar



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 6** se puede apreciar el incremento de la prevalencia de la percepción positiva de la salud bucodental a medida que aumenta el nivel de desarrollo del grupo de distritos. Las diferencias entre el grupo de menor desarrollo respecto al resto de grupos fueron estadísticamente significativas según sus IC95%. Por el contrario, no fueron significativas entre los grupos de desarrollo medio-bajo y medio-alto, y tampoco entre este último y el grupo de mayor desarrollo.

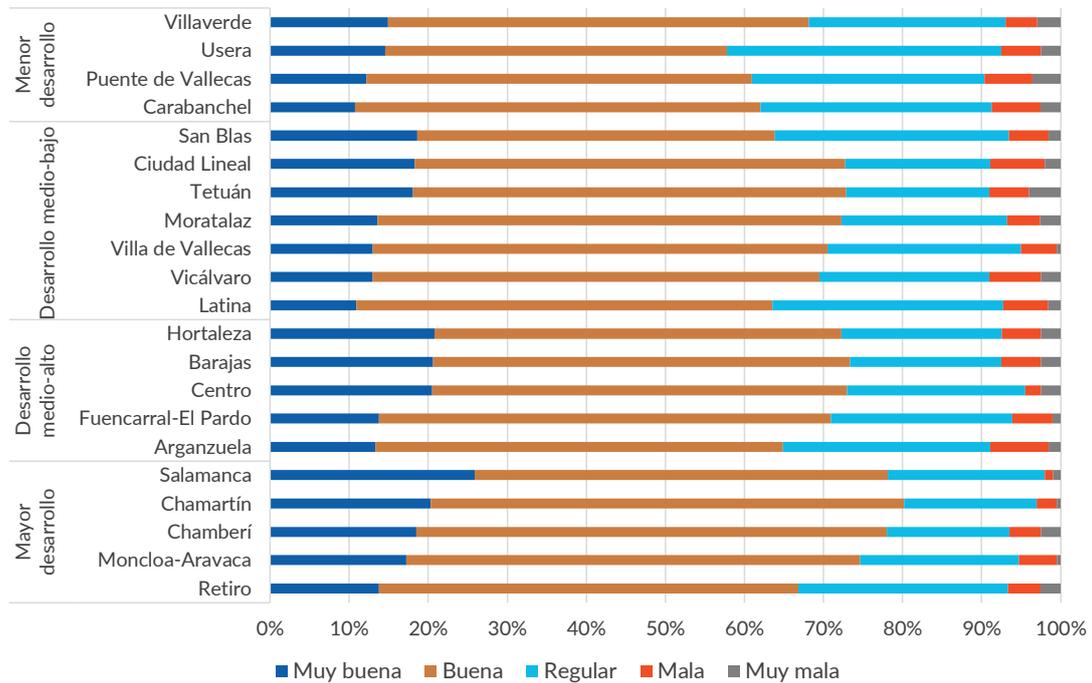
Gráfica 6. Prevalencia e IC95% de la autopercepción de salud bucodental muy buena/buena según el nivel de desarrollo humano del distrito de residencia



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 7**, se puede observar cómo se distribuyen las distintas percepciones de la salud bucodental en cada uno de los distritos agrupados según su nivel de desarrollo. En conjunto, el grupo de mayor desarrollo tuvo mayores porcentajes de percepción muy buena y buena y menos de regular, mala y muy mala.

Gráfica 7. Distribución de frecuencias de la autopercepción de salud bucodental por distritos agrupados por nivel de desarrollo humano de modo creciente en sentido descendente



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

El 66,4% [IC95%=63,1-69,6] de personas inmigrantes por motivos económicos percibieron su salud bucodental favorablemente (muy buena + buena), cifra que ascendió al 70,7% [IC95%=69,1-72,2] en el resto de la población. Esta diferencia, no significativa, se corresponde con la propia de dos poblaciones con marcadas diferencias en sus características socioeconómicas. Para estudiar esta prevalencia ajustada por edades y por otros factores de confusión, se debe observar el resultado del modelo de RLM analizado más adelante.

Tras realizar los análisis bivariantes según se describe en el apartado anterior, se analizó la *percepción negativa* (regular, mala y muy mala) de la salud bucodental mediante regresión logística binaria ajustada por variables demográficas, socioeconómicas, y aquellas que en el análisis bivariante descrito en el apartado anterior resultaron estadísticamente significativas (tabla 1). Las variables que mejor predijeron la percepción negativa fueron la edad (a partir de los 65 años el riesgo se duplica respecto al intervalo de 45-64 y casi se triplica frente al de 30-44 años), no haber tenido acceso a tratamiento dental por motivos económicos desde el inicio de la pandemia y tener una percepción negativa de la salud general. También tuvieron OR significativas tener un nivel de estudios primarios o menos y llegar con dificultad a fin de mes, pertenecer a la clase social familiar ocupacional desfavorecida y no tener otro aseguramiento sanitario aparte del Sistema Nacional de Salud, junto con tomar dulces y/o bollería todos o varios días a la semana.

Tabla 1. Auto percepción de la salud bucodental regular/mala/muy mala, prevalencias y OR del modelo de RLM ajustado por variables de determinantes sociales, estilos de vida, utilización de los servicios sanitarios y otras de salud

Variables		# Auto percepción de la salud bucodental regular/mala/muy mala					
		N	n	%	N RLM	OR	IC95%
		4.300	1.291	30%			
Sexo	Hombre	1.971	603	31%	839	1,3	1,0-1,6
	Mujer	2.329	688	30%	1.153	1	
Grupo de edad	18 a 29 años	752	118	16%	312	1	
	30 a 44 años	1.091	267	24%	519	2,2*	1,5-3,1
	45 a 64 años	1.497	493	33%	761	3,2*	2,2-4,6
	65 y más	959	413	43%	400	6,4*	4,2-9,6
Nivel de estudios	Primarios o menos	790	377	48%	321	1,6*	1,1-2,3
	Secundarios	1.430	453	32%	630	1,3	1,0-1,7
	Universitarios	2.066	453	22%	1.041	1	
Clase social	Favorecida	1.895	432	23%	914	1	
	Media	995	279	28%	477	1,2	0,9-1,5
	Desfavorecida	1.337	554	41%	601	1,5*	1,1-2,0
Grupo de distrito	Menor desarrollo	835	316	38%	396	0,8	0,6-1,1
	Desarrollo medio-bajo	1.424	432	30%	637	0,9	0,7-1,2
	Desarrollo medio-alto	1.233	350	28%	574	1,1	0,8-1,4
	Mayor desarrollo	808	193	24%	385	1	
Inmigrante económico	Sí	852	286	34%	399	1,2	0,9-1,7
	No	3.448	1.005	29%	1.593	1	
Según total ingresos, ¿cómo suele llegar a fin de mes?	Con dificultad	1.299	548	42%	660	1,6*	1,2-2,0
	Con facilidad	2.870	705	25%	1.332	1	
Además de SERMAS, tener otro aseguramiento sanitario	No	2.128	802	38%	938	1,4*	1,1-1,7
	Sí, o pagar por acto profesional	2.157	483	22%	1.054	1	
Fumar tabaco actualmente	Sí	858	310	36%	440	1,3	1,0- 1,7
	No	3.440	981	29%	1.552	1	
Consumo de fruta fresca excluyendo zumos	Algunos días mes/nunca/casi nunca	487	178	37%	221	1,5	1,0 -2,1
	Todos o varios días/semana	3.813	1.113	29%	1.771	1	

Consumo de verduras	Algunos días mes/ nunca/casi nunca	292	120	41%	128	1,3	0,8-2,0
	Todos o varios días/semana	4.008	1.171	29%	1.864	1	
Consumo de dulces y/o bollería	Todos o varios días/semana	1.597	551	35%	743	1,4*	1,1-1,7
	Algunos días/ mes/nunca/casi nunca	2.703	740	27%	1.249	1	
Salud percibida últimos 12 meses	Regular/mala/ muy mala	1.173	526	45%	603	2,0*	1,6-2,5
	Muy buena/ buena	3.072	738	24%	1.389	1	
Desde inicio pandemia, inaccessibilidad económica a atención dental	Sí	424	263	62%	398	3,0*	2,3-3,9
	No	1.688	507	30%	1.594	1	
Consumo de refrescos y/o zumos azucarados	Todos o varios días/semana	960	324	34%	433	1,1	0,8-1,4
	Algunos días mes/ nunca/casi nunca	3.340	967	29%	1.559	1	

(#) Esta variable solo se ha recogido en la mitad de la muestra. (*) OR con significación estadística.

(N RLM): Número de personas de la muestra de las que hay información sobre todas las variables incluidas en el análisis multivariante y que han formado parte finalmente del modelo que se presenta.

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Discusión

Las anteriores encuestas de la serie ESCM han permitido conocer diferentes aspectos del estado de salud de la población de la ciudad de Madrid y su evolución. Conforme al objetivo planteado, este informe añade el conocimiento de la salud bucodental desde la perspectiva de cómo lo valora la ciudadanía y los factores con los que se relaciona.

El 69,8% de la población de 15 y más años percibe su salud bucodental como positiva (muy buena o buena) frente al 30,2% que la valora de forma negativa (regular, mala o muy mala). No se observan diferencias significativas por sexo. Las prevalencias más altas de percepción favorable se observan en las personas más jóvenes, las de nivel de estudios más alto y las de clase social ocupacional familiar favorecida.

La contextualización de estos resultados muestra que la prevalencia de la percepción positiva en la ciudad de Madrid es significativamente inferior a la recogida en la *Encuesta Europea de Salud en España 2020*¹⁶ según sus IC95%: (69,8% [IC95%=68,4-71,2] vs. 72,9% [IC95%=72,5-73,4]). Esa misma encuesta para la fracción de la Comunidad de Madrid da una percepción positiva de 76,67%, mayor que las otras dos. Por el contrario, la prevalencia de la ciudad de Madrid coincide con los resultados de la fracción de la ciudad de Barcelona (69,8% [IC95%=67,4-72,2]) de la *Enquesta de Salut de Catalunya 2021*¹⁷ no observándose diferencias estadísticamente significativas según sus IC95% entre ambas ciudades. A nivel estatal es significativamente más prevalente la percepción positiva en mujeres respecto a hombres, mientras que las diferencias no son estadísticamente significativas en ambas ciudades. Son llamativas las coincidencias entre las ciudades y la diferencia de ambas con los

Volver al Índice 

resultados estatales, sugiriendo la existencia de algún factor que justifique la peor situación de las poblaciones urbanas, que se debería investigar y que bien pudiera situarse tanto en el ámbito de los determinantes sociales como en el de los hábitos o, incluso, a diferencias en el acceso a los servicios sanitarios.

La disminución de la percepción positiva a medida que aumenta la edad, así como su incremento con el nivel de estudios y la clase social ocupacional familiar encontrados en la ESCM'21, son relaciones ya identificadas en la bibliografía, que se observan en los indicadores referidos a la percepción y en otros (consulta al dentista en el último año, frecuencia de cepillado, prevalencia de caries, número de dientes presentes), independientemente de la metodología utilizada en la recogida de datos (declarados por la persona entrevistada o mediante observaciones realizadas por dentistas)^{18,19}.

En el informe de la *Encuesta Nacional de Salud de España 2017*¹⁸ se aclara que, a la luz de sus resultados, las desigualdades en salud bucodental se manifiestan durante todo el ciclo de vida y en diferentes grupos de población, entre las personas nacidas en España o en el extranjero y entre los distintos territorios de nuestro país, añadiéndose que la inaccesibilidad declarada fue casi el doble en la población no autóctona (20,1%) que entre la autóctona (11,2%). Con los datos de este trabajo se ahonda en esas conclusiones como se puede comprobar a continuación.

Respecto a esa misma percepción positiva, es interesante destacar que mientras no se aprecian diferencias significativas en sus prevalencias entre población migrante y no migrante y muy pequeñas en sus OR bivariantes (IC95% de la OR=1,05-1,44 a favor de la buena percepción en los y las no migrantes), en el análisis multivariante ajustado solo con variables socioeconómicas y demográficas, la OR de la percepción negativa se hacía mayor y significativa para las personas migrantes por motivos económicos [IC95%=1,1-1,6], pero al incluir todas las demás que han formado parte del análisis, esto es, al añadir también las variables de hábitos, alimentación y de acceso al sistema sanitario, las diferencias en la mala percepción de la salud bucodental vuelven a desaparecer entre ambos grupos de población. Esta información nos aproxima a la idea de que al eliminar el efecto de las diferentes distribuciones por edad y el nivel socioeconómico que mantienen migrantes y no migrantes, el origen se vuelve por sí mismo explicativo (ser migrante implica peor percepción, al menos con un riesgo un 10% mayor), quizás por el efecto de otras variables no incluidas como los hábitos y dificultades de acceso, y que al hacerlo de nuevo se igualan los riesgos en ambos grupos, de modo que se puede pensar que esa peor situación de las personas migrantes, una vez descartada la edad y la posición económica, estaba justificada por peores hábitos (comer dulces) o por la inaccesibilidad a la atención, actuando estas como factores de confusión que equivocadamente señalaban peor situación de la salud bucodental en los y las migrantes, al menos desde el punto de vista de la autopercepción de las personas.

Otras variables independientes muestran variaciones interesantes en su participación en el asunto explicado por el modelo multivariante (la percepción negativa de la salud bucodental) si tomamos como referencia las OR "crudas", o sin ajustar, halladas en los cruces bivariantes. Así, el fumar actualmente presentaba una OR bivariante con la mala percepción (OR de 1,4 [IC95%=1,2-1,7]), que en la práctica desaparece tras el ajuste multivariante con todas las variables incluidas (OR de 1,3 [IC95%=1,0-1,7]), por lo que ese efecto negativo posiblemente estaba "justificado" por otros riesgos (alimentación, edad, posición socioeconómica, acceso al sistema sanitario). El consumo no frecuente de verduras que mostraba una OR "bruta" significativa (1,7 [IC95%=1,3-2,2]), desaparece del modelo al ajustarlo por todas las demás variables; el consumo no frecuente de fruta fresca, sin embargo, apenas se modifica por el ajuste, OR ajustada: 1,5 [IC95%=1,0-2,1], aunque el de refrescos y zumos azucarados pierde fuerza de asociación hasta quedarse fuera del modelo ajustado (crudo: OR de 1,3 [IC95%=1,1-1,5] vs ajustado OR: 1,1 [IC95%=0,8-1,4]).

Otro ejemplo de interés hallado en el análisis se refiere al riesgo asociado a vivir en un determinado grupo de distritos según desarrollo (menor desarrollo), que desaparece cuando se ajusta por algunas condiciones demográficas y socioeconómicas, de hábitos y de acceso al sistema sanitario. Por ejemplo, es conocido el hecho de que en los distritos de menor y medio-bajo desarrollo hay más frecuencia de clase social ocupacional (CSO) desfavorecida, que también tiene peor salud bucodental. Cuando se elimina el efecto de cada variable en la relación que mantienen las demás con el efecto que se estudia (mala salud bucodental), se observa cómo es, en realidad, esa relación de forma independiente: al ajustar el modelo de RLM y permanecer como significativo el riesgo de la CSO desfavorecida pero desaparecer el de vivir en un distrito de peor desarrollo, lo que descubrimos es que posiblemente la relación entre el desarrollo de los distritos y la mala salud bucodental no existe, y que estaba

probablemente provocada por el hecho de que en ellos hay más personas de CSO desfavorecida, que es lo que provoca esa relación ficticia. Lo que ha pasado aquí, por tanto, es que se ha descubierto que lo que realmente incrementa el riesgo de mala salud bucodental no es la zona residencial, y todo lo que tiene que ver con ello, sino la posición social.

Un problema como el estudiado responde a esta disección mostrándonos una foto clara de la desigualdad social, no solo porque las (malas) condiciones de vida o, lo que es lo mismo, los “determinantes sociales de la salud” adversos, producen mala salud bucodental (alimentación, hábitos higiénicos, posición social, etc.), sino que, en este caso, las dificultades de acceso a los servicios de atención odontológica, al no estar financiado por el sistema sanitario público y, por lo tanto tener que sufragarse por el bolsillo de cada cual, complica el problema al reducirse la capacidad de las personas para acceder a servicios preventivos, curativos y rehabilitadores cuando lo precisan. De ahí a reclamar que deben estar cubiertos por el catálogo de prestaciones de la Seguridad Social va solo un paso, pues la necesidad se explica sola.

En el plano de los determinantes de la salud, estos problemas dependen sobre todo de los determinantes sociales (edad, situación económica), del mal funcionamiento del sistema sanitario (problemas de acceso a los servicios necesarios/universalidad), de la salud en general y, con menos fuerza, de los hábitos de vida.

Conclusiones

- Casi el 70% de la población de 15 y más años residente en la ciudad de Madrid percibe su estado de salud bucodental como muy bueno o bueno.
- La valoración del estado de salud bucodental se relaciona principalmente con la edad. El 84,3% de las personas de 15 a 29 años lo valora de forma positiva frente al 57,2% de las de 65 y más años.
- La salud bucodental se distribuye en términos de desigualdad social, como cualquier problema de salud cuya atención no está cubierta por el sistema sanitario público. Por ello se relaciona también con el nivel de estudios y con la zona residencial según desarrollo de los distritos.
- Además de la edad, los factores más explicativos de la mala salud bucodental fueron, por este orden, la dificultad de acceso a la atención bucodental por motivos económicos, la mala percepción de la salud en general, pertenecer a una clase social desfavorecida y reconocer dificultad para llegar a final de mes, además de consumir dulces con frecuencia.
- La trascendencia de conocer este aspecto de la salud hace necesario monitorizar su evolución en las futuras encuestas de la serie ESCM.

Referencias bibliográficas

1. World Health Organization. 75 World Health Assembly. Follow-up to the political declaration of the third high-level meeting of the General Assembly on the prevention and control of non-communicable disease [Internet]. 2022 [citado 15 de enero de 2023];p. 2. Disponible en: https://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/WHA75/A75_10Add1-en.pdf
2. World Health Organization. Global oral health status report: towards universal health coverage for oral health by 2030 [Internet]. Geneve 2022 [citado 17 de enero de 2023];p.5-26. Disponible en: [who.int](https://www.who.int)
3. Kumar P. From focal sepsis to periodontal medicine: a century of exploring the role of the oral microbiome in systemic disease. J Physiol. [Internet]. 2016 July 18 [citado 15 de diciembre de 2022];595 (2): 465–76. Disponible en: <https://doi.org/10.1113/JP272427>
4. Seitz MW, Listl S, Bartols A, Schubert I, Blaschke K, Haux C, et al. Current knowledge on correlations between highly prevalent dental conditions and chronic diseases: an umbrella review. Prev Chronic Dis [Internet]. 2019 Sep 26 [citado 10 de diciembre de 2022];16:E132. Disponible en: [DOI:10.5888/pcd16.180641](https://doi.org/10.5888/pcd16.180641).



5. Lavigne SE, Forrest JL. An umbrella review of systematic reviews examining the relationship between type 2 diabetes and periodontitis: Position paper from the Canadian Dental Hygienists Association. *Can J Dent Hyg* [Internet]. 2021 Feb 15 [citado 11 de diciembre de 2022];15; 55(1):57-67. Disponible en: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC7906119/>
6. Simpson TC, Weldon JC, Worthington HV, Needleman I, Wild SH, Moles DR, et al. Treatment of periodontal disease for glycaemic control in people with diabetes mellitus. *Cochrane Database of Systematic Reviews* [Internet]. 2015 Nov 6 [citado 11 de diciembre de 2022]. Disponible en: <https://doi.org/10.1002/14651858.CD004714.pub3>
7. Leng Y, Hu Q, Ling Q, Yao X, Liu M, Chen J, et al. Periodontal disease is associated with the risk of cardiovascular disease independent of sex: A meta-analysis. *Front Cardiovasc Med* [Internet]. 2023 Feb 27 [citado 11 de mayo de 2023];27;10:1114927. Disponible en: DOI: [10.3389/fcvm.2023.1114927](https://doi.org/10.3389/fcvm.2023.1114927).
8. Batty GD, Jung KJ, Mok Y, Lee SJ, Back JH, Lee S, et al. Oral Health and Later Coronary Heart Disease: Cohort Study of One Million People. *Eur J Prev Cardiol* [Internet]. 2018 Apr 1 [citado 11 de diciembre de 2022];25(6):598-605. Disponible en: doi:[10.1177/2047487318759112](https://doi.org/10.1177/2047487318759112).
9. Corrêa JD, Calderaro DC, Ferreira GA, Mendonca SM, Fernandes GR, Xiao E. Subgingival microbiota dysbiosis in systemic lupus erythematosus: association with periodontal status. *Microbiome* [Internet]. 2017 March 20 [citado 13 de diciembre de 2022];5:34. Disponible en: <https://doi.org/10.1186/s40168-017-0252-z>
10. Solís-Cartas U, García-González V, Lino-Bascó E, Barbón-Pérez OG, Quintero-Chacón G, Muñoz-Balbín M. Manifestaciones bucales relacionadas con el diagnóstico de enfermedades reumáticas. *Rev Cubana Estomatol* [Internet]. 2017 ene-mar [citado 14 de diciembre de 2022];54 (1): 72-83. Disponible en: http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-75072017000100007&lng=es
11. Sánchez-Peña MK, Orozco-Restrepo LA, Suárez-Brochero ÓF, Barrios-Arroyave FA. Association between oral health, pneumonia and mortality in patients of intensive care. *Rev Med Inst Mex Seguro Soc*. [Internet]. 2020 [citado 17 de diciembre de 2022];58(4):468-76. Disponible en: [Open Journal Systems \(imss.gob.mx\)](https://www.imss.gob.mx)
12. Organización Panamericana de la Salud [Internet]. La salud bucodental es esencial para la salud general. Oficina Regional para las Américas de la Organización Mundial de la Salud [citado 20 de enero de 2023]. Disponible en: https://www3.paho.org/hq/index.php?option=com_content&view=article&id=8387:2013-oral-health-vital-overall-health&Itemid=0&lang=es#gsc.tab=0
13. Real Decreto 1030/2006, de 15 de septiembre, por el que se establece la cartera de servicios comunes del Sistema Nacional de Salud y el procedimiento para su actualización. (Boletín Oficial del Estado, número 222, de 16 de septiembre de 2006). Última actualización publicada: 29/01/2022. Disponible en: <https://www.boe.es/eli/es/rd/2006/09/15/1030/con>
14. Comunidad de Madrid [Internet]. Programa de Atención Dental Infante-Juvenil. Madrid [citado 22 de marzo de 2023]. Disponible en: <https://www.comunidad.madrid/servicios/salud/atencion-salud-bucodental>
15. Ministerio de Sanidad [Internet]. Plan de Atención Primaria y Comunitaria 2022-2023. Madrid [citado 20 de marzo de 2023];p. 37. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/profesionales/excelencia/docs/Plan_de_Accion_de_Atencion_Primeria.pdf
16. Ministerio de Sanidad. Instituto Nacional de Estadística. [Internet]. Encuesta Europea de Salud en España 2020. Madrid [citado 18 de noviembre de 2022]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/Enc_Eur_Salud_en_Esp_2020.htm
17. Generalitat de Catalunya [Internet]. Enquesta de Salut de Catalunya 2021 [citado 22 de mayo de 2023]. Disponible en: https://salutweb.gencat.cat/ca/el_departament/estadistiques_sanitaries/enquestes/esca/resultats_enquesta_salut_catalunya/



18. Ministerio de Sanidad. Instituto Nacional de Estadística. [Internet]. Encuesta Nacional de Salud de España, 2017. Serie informes monográficos. Salud bucodental. Madrid [citado 18 de noviembre de 2022]. Disponible en: https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuestaNac2017/ENSE_Salud_bucodental.pdf
19. Bravo-Pérez M, Almerich-Silla JM, Canorea-Díaz E, Casals-Peidró E, Cortés-Martinicorena FJ, Expósito-Delgado AJ. Encuesta de Salud Oral en España 2020. RCOE [Internet]. 2020 [citado 22 de enero de 2023];25(4):12-69. Disponible en: <https://rcoe.es/articulo/115/encuesta-de-salud-oral-en-espaa-2020>

3.4.11 COVID-19

Introducción y breve revisión cronológica

El 31 de enero de 2020, se confirma el primer caso oficial en España de COVID-19, el paciente es un turista de origen alemán que se aloja en la Gomera, Islas Canarias. El primer caso reportado en la ciudad de Madrid es el 25 de febrero, un joven de 24 años que había regresado recientemente del norte de Italia.

El 9 de marzo, la Comunidad de Madrid ante el aumento progresivo de casos cancela todas las clases de enseñanza primaria, secundaria y universitaria.

El 10 de marzo, el Consejo de Ministros, a propuesta de los Ministros de Sanidad y de Transportes, Movilidad y Agenda Urbana, adopta un acuerdo por el que se establecen medidas excepcionales para limitar la propagación y contagio por el COVID-19, prohibiendo los vuelos directos con Italia.

El 11 de marzo, la prensa nacional informa del colapso de los hospitales y comunidades autónomas como Madrid, Andalucía y Galicia acceden a la colaboración del sector de la sanidad privada en la gestión de la crisis del coronavirus.

El 14 de marzo de 2020, el Gobierno de España emite el Real Decreto 463/2020 por el que se declara el estado de alarma para la gestión de la situación sanitaria provocada por el COVID-19, que se prorrogó hasta el 20 de junio. Este periodo de confinamiento supone la paralización completa de todas las actividades, fuera del entorno de los hogares, salvo aquellas que se consideran esenciales para la población.

El 19 de marzo de 2020, ante la rápida expansión del virus y el colapso de la atención sanitaria, el ministro de Sanidad, Salvador Illa comparece en rueda de prensa en la que informa de las iniciativas del Ministerio de Sanidad encaminadas a reforzar el sistema público de salud para combatir y tratar de contener cuanto antes el COVID-19. Entre estas medidas destacamos la de ampliar los recursos para combatir la pandemia: 50.000 profesionales, 7.633 médicos/as residentes R4 y R5, casi 11.000 profesionales médicos y de enfermería que realizaron pruebas selectivas sin adjudicación de plaza y 14.000 médicos/as y enfermeros/as jubilados/as en los 2 últimos años con capacidad para incorporarse y por último 10.200 estudiantes de enfermería y 7.000 de medicina de último curso, además de la distribución de 120 millones de euros a las comunidades autónomas y la agilización de las gestiones de compra de test rápidos.

El 20 de marzo en Madrid empiezan a generarse lugares alternativos para la atención de las personas que no tienen acceso a los recursos del sistema sanitario y cuya sintomatología no es grave, hoteles medicalizados y albergues de emergencias para las personas sin hogar.

El 21 de marzo, se habilita en Madrid el hospital de campaña de IFEMA, que va a ser el hospital más grande de España con 1.300 camas, si bien con previsión de alcanzar si fuera necesario hasta los 5.500 puestos, atenderá pacientes hasta el día 1 de mayo.

El número de fallecimientos que se registran a diario, bloquean también los trabajos en funerarias, cementerios y hornos crematorios, por lo que en el territorio nacional se han de buscar soluciones para este problema.

El 23 de marzo con el ofrecimiento de los responsables del Palacio de Hielo, la Comunidad de Madrid, previo informe de los técnicos de Madrid Salud comienza a utilizar estas instalaciones para albergar a los cadáveres, con carácter excepcional y provisional en esta situación pandémica en condiciones adecuadas hasta que puedan acceder a su inhumación o cremación.

La adquisición de material sanitario se convierte en un problema a nivel internacional, debido a las escasas existencias, así como a la casi total dependencia de distribuidores asiáticos, principalmente de China. Comunidades autónomas como Madrid, realizan gestiones para la compra de este material. El Gobierno de España informa el 25 de marzo de la compra de material sanitario a China por un importe de 432 millones de euros, a la vez que manifiesta un reparto de más de 6,7 millones de mascarillas desde el 10 de marzo.

El 28 de marzo se genera el mayor pico de defunciones en España por COVID 19, llegando a las 832 defunciones en 24 horas.

El 29 de marzo, se emite el Real Decreto Ley 10/2020, por el que se regula un permiso retribuido recuperable para las personas trabajadoras por cuenta ajena que no presten servicios esenciales, con el fin de reducir la movilidad de la población.

El 30 de marzo, el alcalde de Madrid emite un Decreto por el que se determinan los servicios del Ayuntamiento de Madrid, sus organismos autónomos y empresas públicas con motivo de las medidas excepcionales adoptadas para contener el COVID-19, en el mismo se recogen los servicios municipales que se consideran esenciales en la ciudad. Todos los servicios de Madrid Salud son considerados esenciales.

El 31 de marzo de 2020, el Gobierno de España, en sala de prensa, emite un comunicado sobre la situación que atraviesa el país en la pandemia. En ese momento hay registrados 94.417 casos, 8.189 personas fallecidas y 49.243 hospitalizaciones. De los casos registrados el 8,67% ha fallecido, el 52,15% requiere hospitalización, y el 5,94 % requiere asistencia en la UCI. Un mes más tarde también en comunicado de prensa el Gobierno informa de que en ese caso la incidencia acumulada del virus es de 213.435 casos confirmados con PCR, y la cifra de personas fallecidas asciende a 24.543. En todo caso los datos que se comunicaban entonces hablaban tan solo de una parte del problema pues la mayoría de los casos de COVID-19 no eran diagnosticados por PCR ni por otra prueba de diagnóstico molecular, ni reclamaban asistencia sanitaria por presentar síntomas leves, por imposibilidad de recibirla, habida cuenta del colapso del sistema o porque rehusaron solicitarla ante el temor a ser infectados, ellos/as o sus familiares, en caso de acudir a algún dispositivo del sistema sanitario. En este Estudio se abordan esas situaciones y cómo han podido afectar a la salud de la población.

La Comunidad de Madrid en su boletín epidemiológico informa que hasta el 10 de mayo de 2020 se detectan en la comunidad 69.734 casos confirmados por PCR. De los casos confirmados 38.456 (el 55,2%) precisa hospitalización, 3.066 personas ingresan en la UCI (4,4%) y fallecen 8.723 personas.

A la ciudad de Madrid le corresponderían 38.318 casos, que quedarían distribuidos de la manera que se presenta en la **tabla 1**¹.

Tabla 1. Casos confirmados de COVID-19 e incidencia acumulada por 100.000 habitantes en los distritos de Madrid. Ciudad de Madrid, datos hasta el 10 de mayo de 2020

Distrito	Mujeres		Hombres		Total	
	Nº casos	Incidencia acumulada x 100.000	Nº casos	Incidencia acumulada x 100.000	Nº casos	Incidencia acumulada x 100.000
Centro	623	943,48	563	848,91	1.186	896,1
Arganzuela	914	1.116,43	732	1.030,42	1.646	1.076,5
Retiro	862	1.323,14	682	1.266,18	1.544	1.297,4
Salamanca	968	1.190,24	739	1.155,77	1.707	1.175,1
Chamartín	946	1.186,21	801	1.229,58	1.747	1.205,7
Tetuán	1.164	1.365,52	1.014	1.433,72	2.178	1.396,4
Chamberí	932	1.201,14	731	1.201,81	1.663	1.201,4
Fuencarral-El Pardo	1.706	1.327,68	1.507	1.316,93	3.213	1.322,6
Moncloa-Aravaca	852	1.339,79	641	1.181,72	1.493	1.267,0
Latina	1.486	1.175,70	1.334	1.219,47	2.820	1.196,0
Carabanchel	1.497	1.128,15	1.265	1.095,00	2.762	1.112,7
Usera	778	1.074,65	650	1.006,47	1.428	1.042,5
Puente de Vallecas	1.627	13.339,71	1.425	1.306,81	3.052	1.324,1
Moratalaz	707	1.384,70	618	1.430,46	1.325	1.405,7
Ciudad Lineal	1.259	1.074,58	1.055	1.084,26	2.314	1.079,0
Hortaleza	1.020	1.055,99	946	1.083,15	1.966	1.068,9
Villaverde	778	1.024,07	668	960,43	1.446	993,7
Villa de Vallecas	654	1.182,70	579	1.105,97	1.233	1.145,4
Vicálvaro	432	1.183,53	388	1.125,91	820	1.155,5
San Blas-Canillejas	806	980,21	734	992,94	1.540	986,2
Barajas	233	943,31	221	955,22	454	949,1
Desconocido	399		392		791	
Madrid	20.643	1.182,32	17.685	1.163,37	38.328	1.173,50

Fuente: Boletín epidemiológico de la Comunidad de Madrid

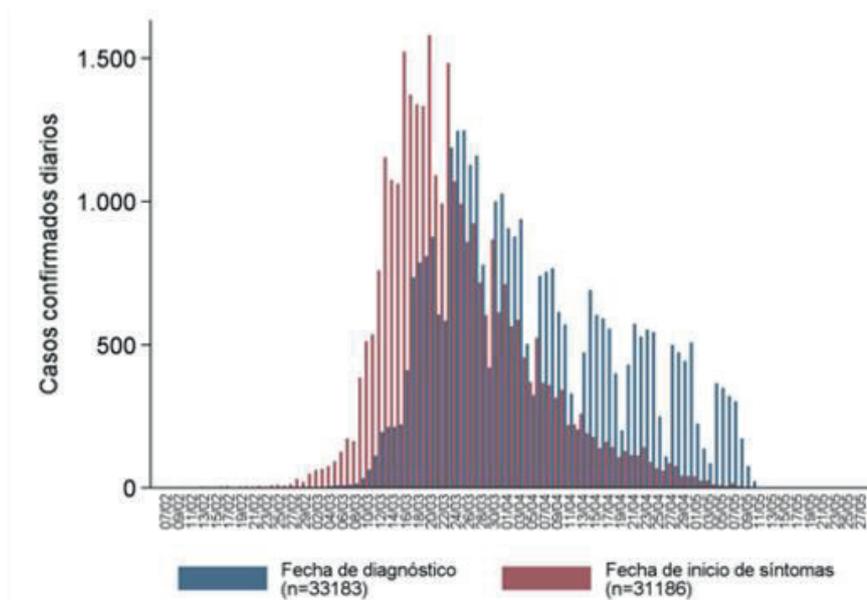
La incidencia acumulada en los distritos de la ciudad de Madrid hasta el 26 de junio de 2020 y su relación con variables de determinantes sociales y otras variables de salud se estudió por investigadores/as de Madrid Salud y se publicó en la Revista Española de Salud Pública²; en ese trabajo se concluye que la relación entre riqueza material agregada (renta per cápita en los distritos) y riesgo de infección por COVID-19 es inversa. También que el conocimiento en esos territorios de la renta per cápita, la tasa de hogares y la tasa de mortalidad por enfermedades infecciosas en hombres disminuyó un 30% la incertidumbre sobre la incidencia acumulada de esta enfermedad.

El sistema sanitario, en todo caso, se encontraba colapsado, tanto en atención primaria como hospitalaria. Los ingresos hospitalarios no sólo eran altos, sino que requerían cuidados intensivos.

Esta situación se agrava por el número de contagios del personal sociosanitario, que al inicio de la pandemia trabajan en ocasiones sin material de protección adecuado. Según datos de la Comunidad de Madrid, el 21,7% de

los casos confirmados notificados fueron profesionales sociosanitarios/as. La presión asistencial y la falta de recursos humanos obligan a acumular turnos lo que agrava aún más la vulnerabilidad de este colectivo. En la **gráfica 1**¹ se puede observar la evolución de la incidencia de COVID-19 en el personal sanitario nacional según el decalaje registrado entre el inicio de los síntomas y la fecha del diagnóstico.

Gráfica 1. Curva epidémica por fecha de inicio de síntomas y fecha de diagnóstico. Casos de COVID-19 en personal sanitario notificados a la RENAVE



Fuente: CNE. ISCIII. Red Nacional de Vigilancia Epidemiológica. Datos actualizados a 29-05-2020. Sólo se incluyen casos de las comunidades autónomas con un 70% o más en las variables de fecha

Sin embargo, posiblemente el colectivo más castigado en la pandemia, principalmente al inicio han sido las personas con edad superior a 60 años. Durante los meses de marzo y abril de 2020 aproximadamente el 90 por ciento de las defunciones son de personas mayores de 60 años, y un gran porcentaje de estas se producen en los centros residenciales de mayores.

La **tabla 2** muestra el número de casos de COVID-19 en residencias de mayores.

Tabla 2. Evolución de la incidencia de COVID-19 en centros residenciales de mayores, España, 2020 a 2023³

Periodo	Nº total de centros con residentes con COVID-19 por PDIA	Nº total de residentes con COVID-19 confirmados por PDIA	Nº total de residentes con COVID-19 compatible (no confirmado)*	Tasa por 10.000 de residentes confirmados con COVID-19 por PDIA sobre el total de residentes	Nº total de fallecimientos de residentes (todas las causas)	Nº total de fallecimientos de residentes con COVID-19 confirmado por PDIA	Nº total de fallecimientos de residentes con COVID-19 compatible (no confirmado)*	Letalidad (% fallecidos sobre casos confirmados)
Del 14/03/20 al 22/06/20	1.991	32.587	21.530		24.965	9.341	10.546	
Del 23/06/20 al 03/01/21	2.582	42.827	0		20.479	6.036	0	
Datos acumulados Año 2020		75.414	21.530		45.444	15.377	10.546	20,39%
Del 04/01/2021 al 06/06/2021	3.318	18.835		26,01	15.945	3.809		
Del 07/06/2021 al 02/01/2022	4.795	21.562		20,67	21.352	1.389		
Datos acumulados Año 2021		40.397	0		37.297	5.198	0	12,87%
Del 03/01/2022 al 05/06/2022	20.561	148.652		190,92	17.079	2.907		
Del 06/06/2022 al 01/01/2023	13.396	56.182		51,51	22.736	1.256		
Datos acumulados Año 2022		204.834	0		39.815	4.163	0	2,03%
Del 02/01/23 al 08/01/23	295	1.110		30,17	823	18		
Del 09/01/23 al 15/01/23	338	1.355		36,76	829	22		
Del 16/01/23 al 22/01/23	257	857		23,23	847	43		
Del 23/01/23 al 29/01/23	201	648	0	18,60	655	20		
Datos acumulados Año 2023		3.970	0		3.154	103	0	2,59%
DATOS TOTALES		324.615	21.530		125.710	24.841	10.546	7,65%

Fuente: Datos remitidos por las comunidades autónomas.

NOTAS GENERALES: Los datos agregados de 2020 se han subdividido en dos periodos en correspondencia con la vigencia de la Orden SND 275/2020. A partir del 23/06/2020, los fallecimientos por COVID-19 reportados son casos confirmados por PDIA (prueba diagnóstica). En el primer periodo (14/03/20 a 22/06/20), el nº total de residentes con COVID-19 confirmado por PDIA podría poseer infranotificación. Los datos de fallecimientos solicitados a las Comunidades Autónomas se refieren a personas que residían en centros independientemente del lugar del exitus. Los datos semanales (considerados de lunes a domingo) se recogen todos los miércoles de la semana siguiente.

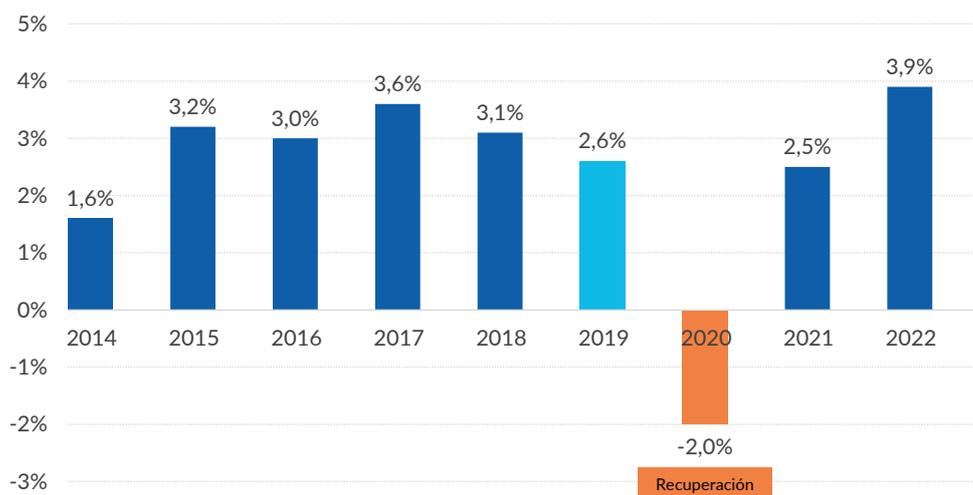
NOTAS PARTICULARES: No se dispone de información del periodo del 23-6-2020 al 10-1-2021 de Castilla-La Mancha. Los datos de la Comunidad de Madrid de centros con residentes confirmados con COVID-19 sólo están disponibles desde el 4/1/2021. Los datos semanales de la Comunidad de Madrid del número de residentes confirmados con COVID-19 por PDIA sólo están disponibles desde el 8/2/2021. Los datos de fallecimientos de la Comunidad de Madrid no incluyen los fallecidos en hospital desde el 14/03/20 hasta el 04/04/2021. Los datos de número de residentes confirmados con COVID-19 por PDIA del 14-3-2020 al 22-6-2021 de Cataluña sólo incluyen personas que fallecieron con COVID-19 confirmado por PDIA. De igual forma, los datos de número de residentes confirmados con COVID-19 por PDIA del 14-3-2020 al 3-1-2021 de Canarias, la Comunidad de Madrid y La Rioja sólo incluyen personas que fallecieron con COVID-19 confirmado.

Fuente: IMSERSO

El bloqueo que se genera en los recursos sanitarios debido a la atención casi exclusiva de la COVID-19 supone una falta de atención a los procesos agudos, así como los seguimientos de las enfermedades crónicas, la practica anulación de realización de pruebas diagnósticas y según algunas fuentes, hasta el 70% de las intervenciones quirúrgicas planificadas. La falta de atención continuada, la demora en los diagnósticos y la carencia de una respuesta rápida en algunas patologías, suponen según los/as expertos y expertas un importante deterioro de la salud, así como un incremento indirecto de la mortalidad.

Pero además de las dificultades sanitarias se abren otros frentes a nivel social. El número de afiliaciones en la Seguridad Social desciende de forma alarmante (gráfica 2)⁴.

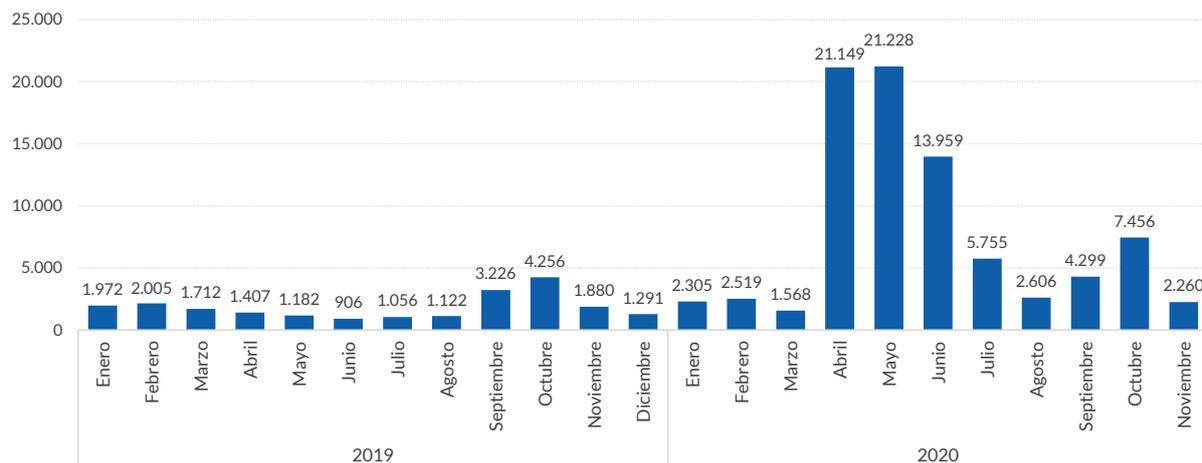
Gráfica 2. Afiliados/as a la Seguridad Social periodo 2014-2022



Fuente: Datos del Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones

El descenso en el empleo y la suspensión completa de algunas actividades económicas supone una bajada importante de los ingresos de algunas familias abriéndose con ello una importante brecha en las necesidades sociales. Las peticiones de alimentos en la ciudad de Madrid alcanzan en un solo mes las mismas cifras que en todo el año anterior, multiplicándose por 4 al finalizar el año (gráfica 3)⁵.

Gráfica 3. Número de ayudas de alimentación en 2019 y 2020 del Área de Familias, Igualdad y Bienestar Social del Ayuntamiento de Madrid



Fuente: Dirección General de Familias, Igualdad y Bienestar Social. Ayuntamiento de Madrid

Desde la declaración de la pandemia se han producido diferentes periodos epidémicos que han estado relacionados con el final del estado de alarma, las distintas variaciones del virus y de la aparición de la vacunación en España (tabla 3).

La primera vacunación se lleva a cabo en nuestro país el 27 de diciembre de 2020 de forma progresiva desde la población más vulnerable y de mayor edad hasta la extensión a toda la población.

Tabla 3. Situación COVID-19 en España por periodos epidémicos

Periodos epidémicos	Inicio	Fin
Primero	Inicio pandemia	21 junio 2020
Segundo	22 junio 2020	6 diciembre 2020
Tercero	7 diciembre 2020	14 marzo 2021
Cuarto	15 marzo 2021	19 junio 2021
Quinto	20 junio 2021	13 octubre 2022
Sexto	14 octubre 2021	27 marzo 2022

Fuente: Informe nº 171. Red de Vigilancia Epidemiológica de la Comunidad de Madrid

La estrategia de vigilancia y control frente a la pandemia ha tenido varias etapas, lo más significativo es que, antes de marzo de 2022 estaba dirigida a todos los casos detectados. A partir de esta fecha, se centra en los casos confirmados en personas con factores de vulnerabilidad (de edad igual o mayor de 60 años, inmunodeprimidas y embarazadas), casos asociados a ámbitos vulnerables y los casos graves (casos que requieren ingreso hospitalario).

Para tener una primera aproximación sobre los otros efectos de la pandemia, durante el confinamiento se llevó a cabo una encuesta, desde Madrid Salud, con objeto de valorar el impacto de la pandemia y el confinamiento en la salud de la población (Encuesta COVID-19 de Madrid Salud en la población de la ciudad de Madrid).

A pesar de que es una investigación a partir de una muestra no probabilística y, por tanto, no representativa de la población de la Ciudad de Madrid, los datos obtenidos en muchos aspectos, como las frecuencias de personas con sentimiento de soledad durante el confinamiento, son muy semejantes a las obtenidas en otros estudios en población madrileña.

Los datos más relevantes en los efectos a la población fueron:

- Gran impacto de la pandemia, solo 1 de cada 5 no cuenta con nadie en su entorno no contagiado/a
- Se ha incrementado el sentimiento de soledad
- Aumento del estrés que repercute en notable incremento del malestar emocional
- Sentimiento de pesimismo con respecto al futuro
- Modificaciones en hábitos de salud como incremento del consumo de tabaco y disminución del ejercicio físico
- Frecuente consumo de psicofármacos
- Sensación de falta de apoyo tanto psicológico como familiar y social
- Importancia de las TICs en la comunicación

La pandemia y el periodo de confinamiento vinieron acompañados de cambios sociales, como el uso de las nuevas tecnologías que facilitó la comunicación en periodos de aislamiento, impulso al teletrabajo, y el acceso a las administraciones públicas y gestión de documentos por métodos telemáticos.

Aún es pronto para conocer el impacto real de la pandemia. Además de un posible deterioro de la salud en general de la población es evidente el enorme impacto en la salud mental, lo que en nuestro país lleva a la reflexión de aumentar el número de profesionales por habitante en este ámbito, alejado del existente en otros países de Europa.

En todo caso la salud de la población madrileña, como la del Estado y, diríamos, la del conjunto del mundo, sufrió un serio deterioro al reproducirse el esquema clásico de la crisis sanitaria: un exceso agudo de problemas de salud identificables por la enorme carga de enfermedad y la gran mortalidad que se produjo en especial en las primeras olas de la COVID-19⁶, que sobrepasó en mucho las capacidades del propio sistema sanitario, que se vio incapaz de mantener los niveles de salud de la población en términos adecuados.

En el presente trabajo se analizan las características de la pandemia en la población adulta de la ciudad de Madrid desde el punto de vista de la morbilidad, pues su impacto en términos de mortalidad se estudia en ese capítulo y en el de esperanza de vida.

El objeto de este análisis es conocer la magnitud (incidencia) y la transcendencia (gravedad del curso clínico entre las personas infectadas sobrevivientes) de la pandemia de COVID-19, su relación con variables de determinantes sociales, comorbilidad, estilos de vida y otras del sistema de cuidados, así como encontrar modelos explicativos de las diferencias halladas.

También pretende conocer la incidencia del S. Post-COVID en la población madrileña, su relación con el curso grave de la infección y la frecuencia de limitación para la actividad habitual que puede dejar como secuela.

Metodología

Los resultados descriptivos y analíticos proceden de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 (ESCM'21). En dicha encuesta se preguntaba sobre si la persona que contestaba y que fue seleccionada en la muestra había sido diagnosticada de COVID-19 ("se considera diagnosticado/a si tuvo resultado positivo en la PCR, test de antígenos o test de anticuerpos"), desde el inicio de la pandemia, es decir desde marzo de 2020 hasta el momento en el que se hizo el trabajo de campo de dicha encuesta, entre noviembre y diciembre de 2021. Se deduce, por tanto, que no es necesario que a ese diagnóstico se llegue a través de una prueba diagnóstica de infección aguda (PDIA), ya que también serviría el resultado de otra, como la de anticuerpos que lo que demuestra es que se pasó en algún momento la infección.

Se preguntó, a continuación, cuál había sido la gravedad de la infección en las personas que contestaron afirmativamente a la primera pregunta, ofreciéndose las siguientes opciones de respuesta: "Asintomático/a; Síntomas leves/moderados; Estuve hospitalizado/a; Estuve ingresado/a en UCI y NS/NC". Se agrupan las respuestas más desfavorables (hospitalización e ingreso en UCI) para clasificar a las personas infectadas que tuvieron un curso más grave y distinguirlas de aquellas que lo tuvieron leve, pudiendo de esta manera analizar por separado a las que no resultaron infectadas o, al menos, no fueron diagnosticadas como tales, de las que pasaron la infección sin síntomas, de las que tuvieron una afectación pequeña y de las que experimentaron un curso más complicado. No es necesario añadir aquí, porque es evidente, que estas últimas son las sobrevivientes, es decir, las que además de mostrar una mala evolución de la enfermedad no fallecieron en el curso de esta. Aunque no sea necesario recordarlo, en todo el análisis se debe considerar que las características y percepciones de quienes no superaron la COVID-19, sin duda las que tuvieron una evolución más grave de la infección, no están incorporadas a la colección de datos que se va a analizar. Considérese, por tanto y aunque no se diga, que estudiaremos a las personas infectadas sobrevivientes.

Esas dos variables, infección y gravedad, fueron estudiadas presentando a continuación los resultados descriptivos obtenidos, tanto de las incidencias encontradas en general, como de las calculadas según las distribuciones que mostraron en relación con las variables de clasificación habitualmente usadas en este trabajo: sexo, edad, zona residencial según nivel de desarrollo de los distritos, nivel educativo, clase social ocupacional familiar, estatus migratorio y situación laboral. A las incidencias que se encontraron en dichas distribuciones se les calculó el IC del 95% según distribuciones de Poisson para conocer en qué márgenes se mueven en la población que conforma el universo muestral, y para conocer si entre las distintas categorías de cada una se encontraron diferencias suficientemente amplias como para deducir que estuvieron por encima de lo que es justificable meramente por el azar. Para comparar algunas diferencias entre tasas cuyas distribuciones están muy determinadas por la composición por edades de la población, y para eliminar su efecto, se estandarizarán por edades utilizando el método directo y tomando de población tipo la estándar europea de la OMS, mediante el software EPIDAT 4.2.

Estudiamos también a las personas diagnosticadas de síndrome Post-COVID (SPC) y su relación con el curso de la infección (grave/leve o asintomática) y con la limitación crónica para la actividad (LCA), la primera como supuesta causa y la otra como supuesto efecto del SPC. Se calcularon también las OR bivariantes de presentar LCA en el curso de un SPC, tanto en personas que manifestaron un curso grave de la infección como en las que lo tuvieron leve o asintomático.

En diferentes capítulos de este Estudio se utilizan esas mismas variables de efecto como variables de exposición para calcular en qué medida su presencia incrementa el riesgo para otras situaciones adversas de la salud, pero en éste nos centraremos en estudiarlas como efecto de otras variables independientes.

A continuación, y utilizando las dos variables de COVID-19 señaladas, se realizaron diversos análisis bivariantes tomando como variables independientes de cada una diversos determinantes sociales, determinantes de estilos de vida, determinantes del sistema sanitario y algún otro determinante de salud (comorbilidad) incluido en la ESCM'21, tras dicotomizar adecuadamente cada uno de estos factores, con el objeto de verificar qué relaciones encuentran una OR significativa con las dos variables de efecto.

En el capítulo de metodología de este Estudio se desarrollan las distintas codificaciones de las variables obtenidas de la ESCM'21, pero para este análisis de la pandemia de COVID-19 las variables de **determinantes sociales** utilizadas, enunciadas en términos de la categoría que se ha usado como exposición, fueron:

- Nivel estudios primarios o menos y secundarios (referencia: estudios universitarios)
- Sexo
- Edad (variable continua, sentido ascendente)
- Inmigrante económico
- Inmigrante económico residencia + 16 años
- Desempleo
- Trabajo doméstico no remunerado (solo)
- Vivienda con 5 o más personas
- Vivienda con más de un núcleo familiar
- Inseguridad residencial (temor a perderla en los próximos 6 meses)
- Pobreza energética
- Retrasos en pagos principales
- Dificultad para llegar a final de mes
- Baja renta familiar (<1.650 € netos/mes)
- Inseguridad de acceso económico alimentos
- No poder comer carne, pescado o pollo al menos cada dos días
- Ha requerido ayuda alimentaria
- Soledad
- Malestar asociado a la soledad
- Falta apoyo social (no contar con nadie en caso de necesidad)
- Insatisfacción con la vida social
- Pesimismo sobre el futuro (pesimista y muy pesimista)
- Grupo distritos de menor y medio bajo desarrollo

Las de estilos de vida:

- Sedentarismo durante el trabajo
- Sedentarismo tiempo de ocio
- Consumo de tabaco diario (frente a quienes fuman, pero no diariamente, y a quienes no fuman)
- Consumo de otras sustancias (hachís, marihuana, cannabis) mensual o diario
- Consumo alcohol (4 o más veces/semana)
- Consumo alcohol (2-3 veces/semana)

Otras variables de salud (comorbilidad):

- Negativa autopercepción de salud
- Limitación crónica actividad habitual (6m)
- Negativa calidad vida en relación con la salud (puntuación por encima de la media de la escala COOP-WONCA de la muestra, 20,7 puntos)
- Fragilidad 65 o más años (PRISMA-7)

- Exceso de peso (sobrepeso + obesidad)
- Riesgo mala salud mental (menor de 65 años) (según GHQ-12)
- Bajo bienestar emocional (65 o más años) (según WHO-5)
- Hipertensión arterial
- Alergia
- Hipercolesterolemia
- Asma
- Depresión
- Ansiedad crónica
- Diabetes mellitus

Y las relativas al funcionamiento del **sistema de cuidados**:

- Asistencia sanitaria no recibida o excesivamente demorada (ASNROED) por lista espera
- ASNROED por colapso sistema sanitario
- ASNROED por miedo al contagio de COVID-19
- Atención Salud Mental no recibida por motivo económico
- Medicación no adquirida por motivo económico
- Asistencia Sanitaria No Recibida (ASNR) por motivo económico
- Satisfacción con sistema sanitario público
- Tener o pagar asistencia sanitaria privada
- Asistencia sanitaria privada exclusivamente
- Búsqueda profesional de información sanitaria
- Opinión negativa o empeorada sobre las vacunas

Finalmente, con las variables que obtuvieron OR bivariantes significativas (con sus IC95% por encima, o por debajo, de la unidad) se realizaron análisis por regresión logística binaria multivariante (RLM) para cada grupo de determinantes y para cada una de las dos variables dependientes (infección de COVID-19 y gravedad de la infección de COVID-19), para buscar modelos explicativos del riesgo de infección y del riesgo de curso grave de infección en cada uno de los grupos de determinantes de la salud. Todas esas RLM se calcularon, primero, sin ajustar por edad y sexo, ni por variable socioeconómica alguna, es decir, incluyendo tan solo a las que resultaron significativas en los cruces bivariantes de cada grupo de determinantes, y, después, ajustando por ellas, con el interés de conocer cómo esos ajustes modifican las OR obtenidas en los modelos de RLM en que no participaron y, como se ha indicado, uno por cada grupo de determinantes y por cada variable dependiente. Se ensayó finalmente un modelo global de regresión con todos los determinantes que habían resultado explicativos en todos los cruces bivariantes previos, para cada variable dependiente.

Los análisis se hicieron con el software SPSS 17.0.

Resultados descriptivos

Infección por COVID-19

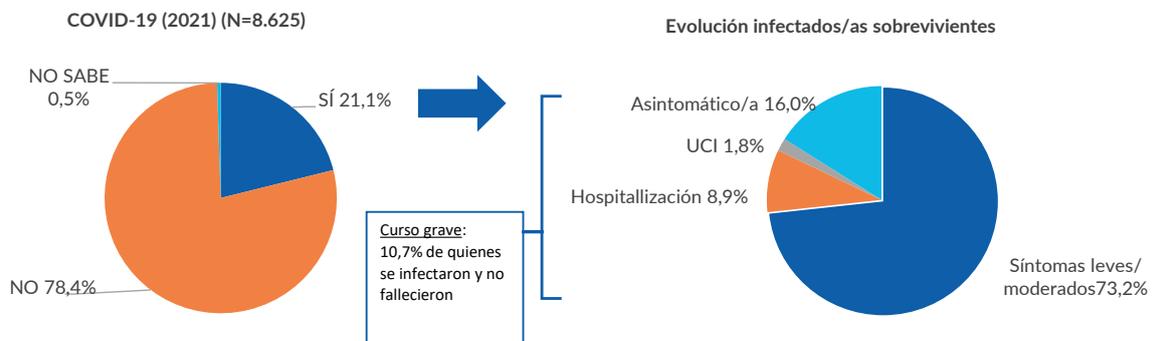
Como se ve en la **gráfica 4**, y con datos de la ESCM'21, el 21,1% de la muestra había sido diagnosticado/a de COVID-19 entre el inicio de la pandemia (marzo de 2020) y los meses de noviembre y diciembre de 2021. Es decir que según sus IC95% entre el 20,24% y el 21,96% de la población madrileña de 15 años o más había desarrollado la infección y había sido diagnosticado/a por ello, lo que equivale a entre 557.155 y 606.500 personas.

De todas ellas un 16,0% no tuvo síntomas y un 73,2% tuvo un curso de la enfermedad oligosintomático, mientras que un 8,9% necesitó hospitalización general y un 1,8% ingreso en UCI, es decir, un 10,7% de las personas infectadas tuvieron un curso grave o complicado de la infección entre los sobrevivientes, lo que equivale a entre 54.000 y 70.280 de 15 o más años, según sus IC95%.

La tasa de incidencia en hombres fue 21,5% y 20,7% en mujeres, sin diferencias significativas por sexo. Por edades (**gráfica 5**) se observa un claro gradiente en sentido descendente tras ordenar los grupos por edad, con incidencias de 27,8% [IC95%=25,5-30,0] entre 15 y 29 años, de 24,7% [IC95%=22,9-26,5] de 30 a 44 años, de 20,4% [IC95%=18,9-21,8] entre 45 y 64 años, y, en las personas de 65 o más años esa incidencia baja llamativamente a un 12,9% [IC95%=10,6-15,2]. Excepto entre los dos primeros grupos, los más jóvenes, entre los tres restantes hay diferencias significativas en sus respectivas incidencias según los IC95% calculados.

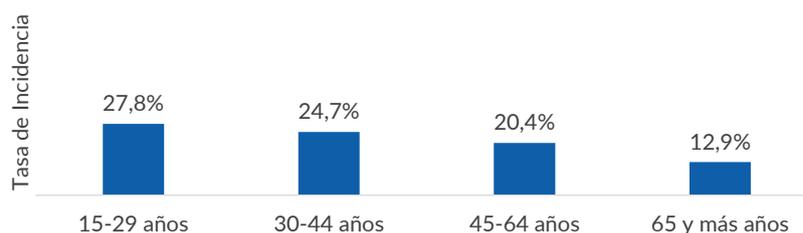
Por grupo de distritos de residencia clasificados según desarrollo humano (ver metodología) la distribución (**gráfica 6**) de las incidencias son parecidas sin observar gradiente: 22,7% en los de menor desarrollo [IC95%=20,7-24,7]; 20,3% en los de desarrollo medio-bajo [IC95%=18,8-21,7]; una incidencia de 19,5% [IC95%=17,9-21,1] en los de desarrollo medio-alto y, finalmente, una de 23,0% [IC95%=19,9-26,1] en el clúster de distritos de mayor desarrollo.

Gráfica 4. Tasa de incidencia de COVID-19 diagnosticado en personas de 15 años o más y distribución de la infección según sintomatología



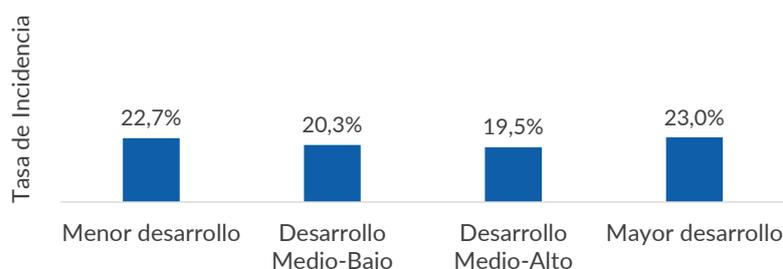
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 5. Tasa de incidencia de COVID-19 por edades según grandes grupos etarios



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 6. Tasa de incidencia de COVID-19 por grupo de distritos según desarrollo humano



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 7** vemos las incidencias de infección por SARS-CoV-2 según nivel de estudios, clase social ocupacional familiar y estatus migratorio. Se aprecia diferencia significativa para sus IC95% entre los estudios primarios o menos y los secundarios (16,5% [IC95%=14,6-18,3] vs 22,2% [IC95%=20,7-23,6]), aunque no entre estos y los universitarios (22% [IC95%=20,7-23,3]). Llama la atención la baja incidencia de las personas con estudios más elementales.

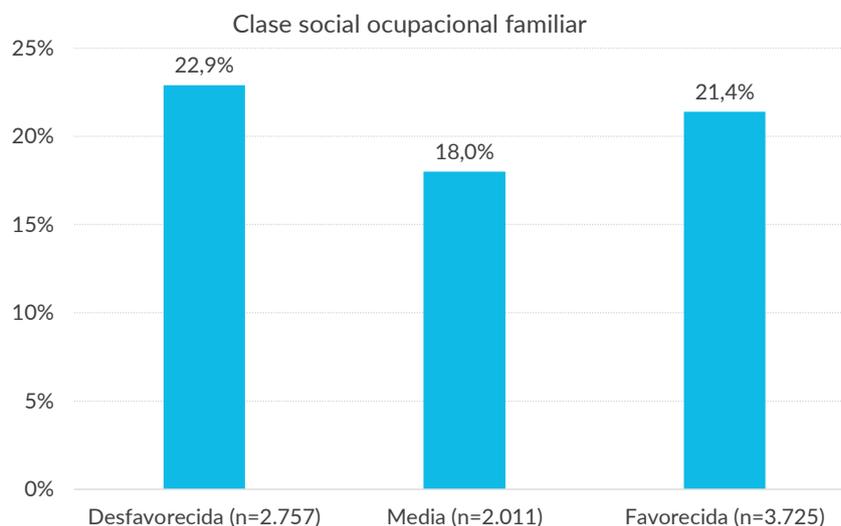
Para la posición social desde el punto de vista ocupacional y tras clasificar a las personas encuestadas según la clase adjudicable al sustentador/a principal (familiar) observamos en la misma gráfica que la incidencia de infectados/as en la desfavorecida fue de 22,9% [IC95%=20,5-25,3], en la media de 18,0% [IC95%=15,5-20,5] y en la favorecida 21,4% [IC95%=19,2-23,6], por lo que se pueden inferir diferencias significativas entre la desfavorecida y la media, esta última con las incidencias más bajas, aunque no entre la media y la favorecida, ni entre las dos que están en los extremos. En todo caso la ausencia de gradiente es llamativa.

Por último y según el estatus migratorio observamos una incidencia muy alta en las personas migrantes por motivos económicos (29,2% [IC95%=25,3-33,1]) en relación con el resto de la población (19,0% [IC95%=17,2-20,8]), con diferencias, además de marcadas, significativas.

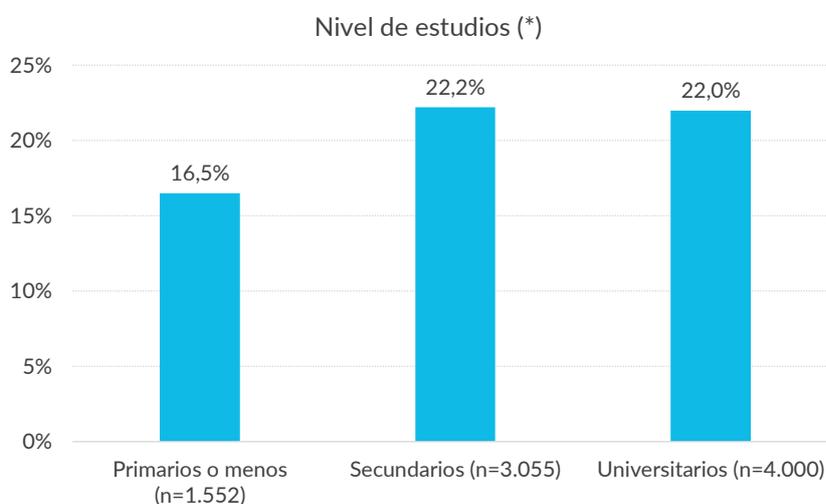
Habida cuenta de la distinta composición por edades de los grupos clasificados según nivel de estudios y según estatus migratorio y, considerando, como hemos visto, que la edad aporta su particular distribución de las incidencias, realizamos en ambos análisis un ajuste de tasas de incidencia por edades según el método directo con población estándar europea, comprobando que este ajuste hizo desaparecer las diferencias halladas por nivel de estudios pero se mantenían claramente las encontradas según estatus migratorio. Es decir que las más ba-

Las incidencias halladas en quienes tienen menor nivel de instrucción se justifican porque mayoritariamente es un grupo compuesto por personas mayores, quienes suelen tener estos perfiles de insuficiencia educativa más frecuentemente. La mayor probabilidad de infección en los/las migrantes económicos no está motivada por el hecho de que, mayoritariamente, sean personas más jóvenes.

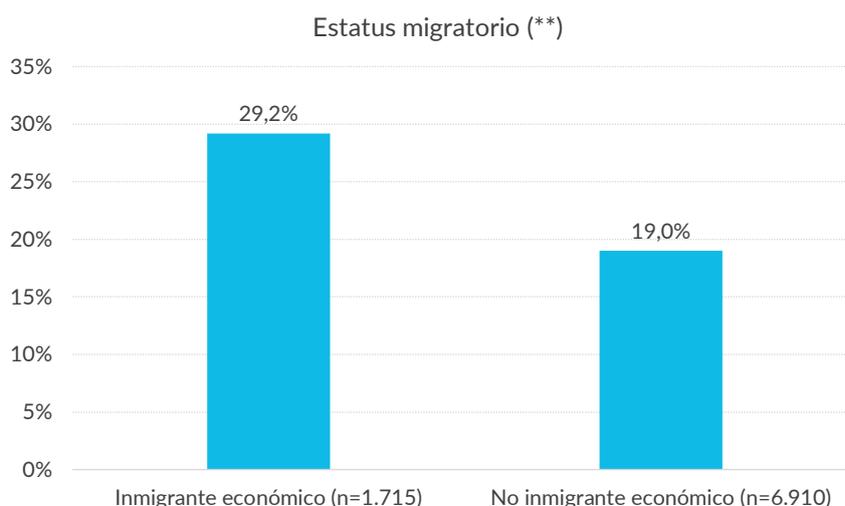
Gráfica 7. Tasa de incidencia de COVID-19 por clase social ocupacional familiar, nivel de estudios y estatus migratorio



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021



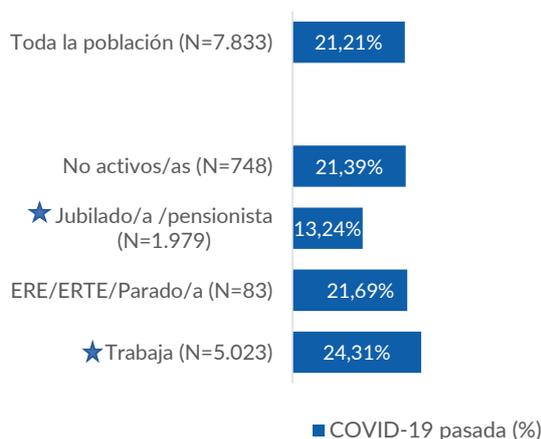
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. (*) Diferencias no significativas tras ajustar por edades



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021. (**) Diferencias significativas tras ajustar por edades

En la **gráfica 8** se pueden apreciar las tasas de incidencia de COVID-19 según la situación laboral de las personas encuestadas en la ESCM'21. Comparadas con la tasa de toda la población globalmente (21,10% [IC95%=20,24%-21,96%]), se observa que la tasa de jubilados/as y pensionistas es significativamente más baja, según los IC95% con que se puede inferir sus datos a la población (13,24% [IC95%=11,75-14,73]), mientras que quienes trabajan presentan una estadísticamente mayor (24,31% [IC95%=23,12-25,50]), sugiriendo que la situación de trabajo activo es un factor de riesgo para contraer la infección. Si ajustamos por edad y sexo estas incidencias en una RLM y ponemos a la población no activa como referencia vemos que para la población jubilada / pensionista desaparece esa ventaja, pero queda significativo el mayor riesgo de infección de la población que trabaja, que sobre la no activa se sitúa en un 35% más riesgo (OR= 1,35 [IC95%=1,02-1,70]).

Gráfica 8. Incidencia de COVID-19 según la situación laboral (tasas de incidencia %)



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

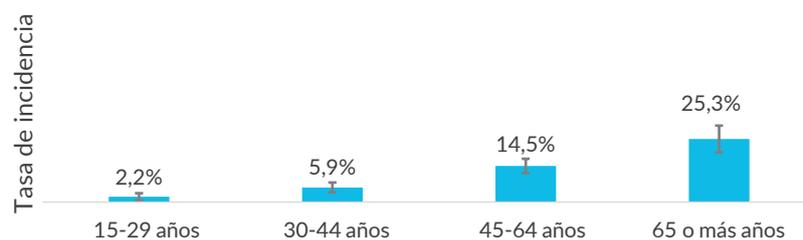
Nota. Total (N=7.833); COVID-19 pasada 21,21% (IC95%= 20,30-22,11) (*) diferencias significativas con la tasa global de incidencia según sus IC95%

Aunque el efecto de la pandemia sobre la salud mental se analiza en otra parte de este estudio, podemos señalar que el 22,5% de los y las madrileños/as, según esta encuesta, están “poco felices o deprimidos/as” [IC95%=20,5%-24,5%] (respuesta a la cuestión 9ª [“algo más que lo habitual” + “mucho más que lo habitual”] de la escala GHQ-12).

Personas que necesitaron hospitalización por COVID-19

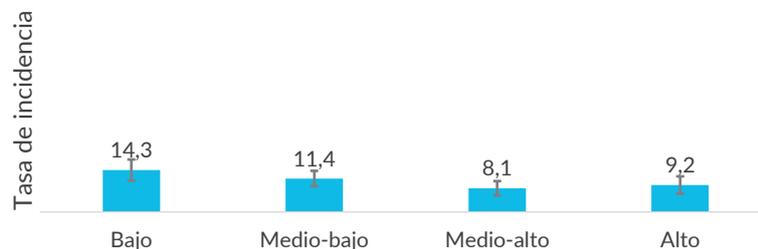
La muestra de este grupo se sitúa en tan solo 195 personas. La incidencia de hospitalización, con UCI o sin ella, fue en los hombres de 11,6% vs 9,9% en las mujeres, sin diferencias significativas (9,3-13,6 vs 7,9-11,7 respectivamente según sus IC95%). En la **gráfica 9** se observan las incidencias según edades, en grupos, apreciándose el claro gradiente ascendente (incidencia máxima en los/las mayores, un 25,3% y mínima en los/las más jóvenes, un 2,2%), mostrando como se ve en esa gráfica, diferencias entre grupos según sus IC95%. En la **gráfica 10** se observan las incidencias según grupo de distrito de residencia, donde se observa cierto gradiente en dirección hacia el de menor desarrollo (14,3% en ese grupo), dándose la cifra más baja en los del desarrollo medio-alto, si bien no hay diferencias significativas entre ningún grupo.

Gráfica 9. Tasa de incidencia de curso grave de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes, según edades en grandes grupos. Tasas con IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Gráfica 10. Tasa de incidencia de curso grave de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes, por grupo de distrito de residencia según desarrollo humano. Tasas con IC95%

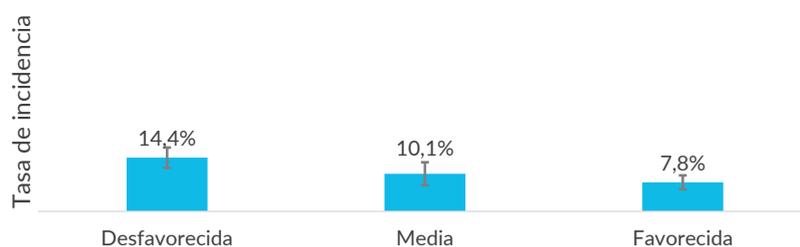


Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

En la **gráfica 11** se ven las incidencias de curso grave de la infección según la clase social ocupacional familiar. La tasa más alta es la de la clase desfavorecida, manteniendo un gradiente claro en sentido a las peores situaciones de posición socioeconómica, aunque no se pueden delimitar diferencias significativas según los IC95%. Ajustando por edades por el método directo las diferencias entre las distintas CSO permanecen no significativas.

En la **gráfica 12** se observa las tasas de incidencia, con sus respectivos IC95%, por nivel de estudios. La mayor tasa se da en el nivel más elemental, con claro gradiente en ese mismo sentido y, según los IC95%, con diferencias significativas entre todas las categorías. A pesar de ello, tras ajustar por edades las tres tasas según el método directo desaparecen las diferencias significativas, evidenciando, que era la edad la que realmente marcaba las diferencias en la incidencia de mala evolución y no la posición educativa.

Gráfica 11. Tasa de incidencia de curso grave de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes, según clase social ocupacional familiar. Tasas con IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

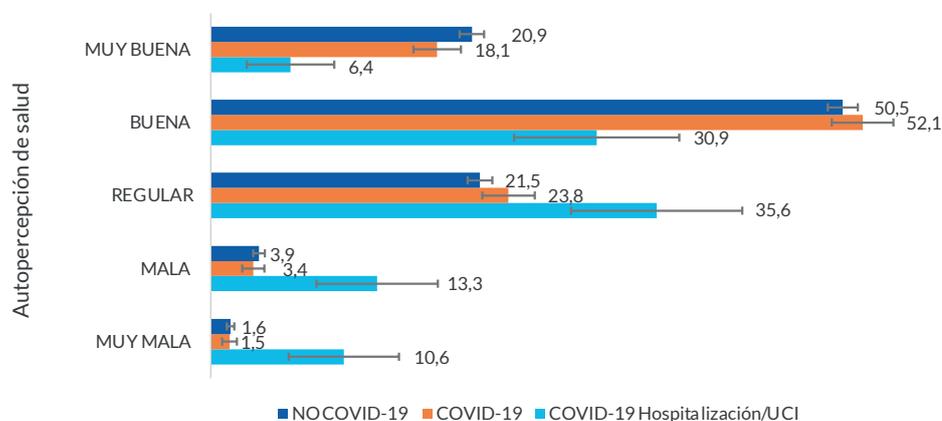
Gráfica 12. Tasas de incidencia de curso grave de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes según nivel de estudios. Tasas con IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Por último, en la **gráfica 13** observamos las incidencias de los distintos estatus infecciosos con relación a la COVID-19 (no la pasó, la pasó de modo leve o la pasó de modo grave) según autopercepción del estado de salud (AES) en sus cinco categorías. Como se aprecia, en las autopercepciones más favorables predominan las personas que no sufrieron la enfermedad o lo hicieron levemente y en las más desfavorables las que requirieron hospitalización (curso más grave). Llama también la atención los gradientes claros que se establecen entre las incidencias en coherencia con la autopercepción referida.

Gráfica 13. Incidencias de estatus infeccioso con relación a la COVID-19 según autopercepción de salud. Tasas en % con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Resultados analíticos

Los resultados de los análisis bivariantes realizados con los factores de cada uno de los grupos de determinantes para las dos variables dependientes se muestran en la **tabla 4**.

Como se observa, las variables de determinantes sociales que mantienen una relación de riesgo más importante con el hecho de haber sido diagnosticado/a de COVID-19 son: haber requerido ayuda alimentaria, vivir en una vivienda donde convive más de un núcleo familiar, ser inmigrante de procedencia de algún país en desarrollo, tener inseguridad residencial, sufrir inseguridad de acceso económico a los alimentos y haber tenido retrasos en los pagos principales de la vivienda. No hay una relación clara de riesgo con relación al sexo, aunque sí con la edad, disminuyendo el riesgo de infectarse en la medida que se van cumpliendo años. Se da una circunstancia curiosa, que no es otra que el hecho de que ser pesimista sobre el futuro aparece en el análisis bivalente correspondiente como un factor protector para la infección por COVID-19.

En relación con haber sufrido un curso grave de COVID-19 los factores que mayor riesgo mostraron con relación a este efecto fueron: realizar solamente trabajo doméstico no remunerado, haber requerido ayuda alimentaria, informar sobre inseguridad de acceso económico a los alimentos, llevar más de 16 años viviendo en este país en inmigrantes económicos y tener estudios primarios o menos y secundarios. El malestar asociado a la soledad también aparece como un factor de riesgo de sufrir una infección grave. Con relación a la edad observamos el efecto contrario al relatado para la infección por el SARS-CoV-2: en el caso de la gravedad el riesgo se incrementa en la medida que se cumplen años. Vivir en distritos de menor o de medio-bajo desarrollo también incrementa el riesgo de sufrir una COVID con un curso grave, al igual que reconocer insatisfacción con la vida social. En relación con el pesimismo, en este caso se observa el efecto contrario al comentado anteriormente: para el hecho de sufrir una COVID grave el riesgo se incrementa si se tiene una actitud pesimista sobre el futuro.

Para los estilos de vida el único que ha mostrado una relación de riesgo con la infección y con su gravedad es el tabaquismo, pero en la dirección contraria a la que podríamos imaginar, ya que para cada una de las dos variables de efecto el hecho de fumar diariamente se presenta como un factor protector. Ni la exposición al sedentarismo, ni al consumo de alcohol o de otras sustancias incrementaron de forma significativa el riesgo de infección por el SARS-CoV-2, ni su mala evolución.

Respecto a determinantes de comorbilidad, la mala salud percibida, el riesgo de mala salud mental, la limitación crónica para las actividades habituales y el asma incrementaron significativamente el riesgo de COVID-19 pero, curiosamente, algunos factores de riesgo cardiovascular, como la HTA, la hipercolesterolemia y la diabetes mellitus, aparecen en los análisis bivariantes como protectores de la enfermedad. Una vez infectados por este coronavirus, el riesgo de una mala evolución de la enfermedad, si nos ceñimos a los riesgos brutos que son los que se muestran en la **tabla 4**, es cuatro veces mayor en las personas que padecen diabetes mellitus, y más de tres veces en aquellas que presentan HTA, exceso de peso, mala calidad de vida en relación con la salud y mala auto-percepción de salud. Como se puede observar en la tabla referida, en general, la comorbilidad es globalmente un factor de mala evolución de manera notable.

Para aquellas variables que tienen que ver con determinantes del sistema de salud, observamos que las OR sin ajustar significativamente mayores en relación con el hecho de haber pasado la enfermedad, son la atención de salud mental necesitada pero no recibida por motivos económicos y tener atención sanitaria privada. La coherencia de los resultados se hace evidente cuando observamos que tener tanto miedo al contagio como para no asistir al sistema sanitario público, actúa como factor protector para la infección. Para este grupo de variables y considerando como efecto el mal curso de la infección observamos que tener una opinión negativa sobre las vacunas incrementó ese riesgo, mientras que también lo hizo la búsqueda profesional de información sanitaria. Actuó como protector de la mala evolución, según observamos en la tabla, el hecho de tener asistencia privada. Cabe recordar aquí que estos análisis se plantean bidireccionalmente, entre factor de exposición y efecto, pero no están ajustados por otras variables, por lo que en los dos últimos cruces referidos el perfil socioeconómico actuaría de manera indudable interfiriendo en esa relación de riesgo.

Tabla 4. Diagnóstico de COVID-19 (hasta nov-dic 2021) y curso grave de la infección (Hospitalización o UCI) en sobrevivientes a la misma. Análisis bivariantes con factores independientes por grupo de determinantes de la salud (OR con sus IC95%)

VARIABLE	COVID-19	COVID-19 GRAVE
DETERMINANTES SOCIALES		
Nivel estudios primarios o menos y secundarios	NS	2,20 (1,53-3,03)
Sexo	NS	NS
Edad (variable continua, sentido ascendente)	P<0,05 (OR<1)	P<0,05 (OR >1)
Inmigrante económico	1,76 (1,56-1,99)	NS
Inmigrante económico residencia + 16 años	NS	2,14 (1,28-3,60)
Desempleo	NS	NS
Trabajo doméstico no remunerado (solo)	NS	3,03 (1,45-6,33)
Vivienda con 5 o más personas	1,39 (1,18-1,64)	NS
Vivienda con más de un núcleo familiar	1,78 (1,44-2,18)	NS
Inseguridad residencial (próximos 6 meses)	1,61 (1,27-2,03)	NS
Pobreza energética	NS	NS
Retrasos en pagos principales	1,49 (1,24-1,79)	NS
Dificultad para llegar a final de mes	NS	NS
Baja renta familiar (<1.650 € netos/mes)	NS	1,50 (1,07-2,09)
Inseguridad acceso económico alimentos	1,52 (1,29-1,79)	1,88 (1,28-2,77)
No puede comer carne, pescado o pollo al menos cada dos días	NS	NS
Ha requerido ayuda alimentaria	1,86 (1,53-2,26)	2,39 (1,58-3,63)
Soledad	NS	NS
Malestar asociado a la soledad	NS	1,43 (1,03-2,00)
Falta apoyo social (no contar con nadie en caso de necesidad)	NS	NS
Insatisfacción con la vida social	NS	1,68 (1,19-2,37)
Pesimismo sobre el futuro (pesimista y muy pesimista)	0,82 (0,72-0,95)	1,81 (1,27-2,60)
Grupo Distritos Menor y Medio Bajo Desarrollo	NS	1,52 (1,12-2,07)
ESTILOS DE VIDA		
Sedentarismo durante el trabajo	NS	NS
Sedentarismo tiempo de ocio	NS	NS
Consumo diario de tabaco	0,62 (0,49-0,77)	0,27 (0,10-0,77)
Consumo de otras sustancias (hachís, marihuana, cannabis) mensual o diario	NS	NS
Consumo alcohol (4 o más veces/semana)	NS	NS
Consumo alcohol (2-3 veces/semana)	NS	NS
SALUD		
Negativa autopercepción de salud	1,28 (1,15-1,44)	3,90 (2,95-4,41)
Limitación crónica actividad habitual (6m)	1,18 (1,05-1,32)	2,98 (2,19-4,07)
Mala calidad vida en relación con la salud	NS	3,40 (1,55-7,57)
Fragilidad 65 o más años (PRISMA-7)	NS	2,61 (1,08-6,33)

Exceso de peso (sobrepeso + obesidad)	NS	3,40 (2,44-4,75)
Riesgo mala salud mental (menos de 65 años) (GHQ-12)	1,34 (1,13-1,60)	NS
Bajo bienestar emocional (65 o más años) (WHO-5)	NS	NS
Hipertensión arterial	0,75 (0,65-0,86)	3,03 (2,16-4,24)
Alergia	NS	NS
Hipercolesterolemia	0,77 (0,67-0,88)	2,23 (1,59-3,14)
Asma	1,42 (1,18-1,71)	NS
Depresión	NS	2,16 (1,41-3,33)
Ansiedad crónica	NS	2,10 (1,37-3,21)
Diabetes mellitus	0,70 (0,55-0,88)	4,42 (2,74-7,12)
SISTEMA SANITARIO Y SU UTILIZACIÓN		
ASNROED* lista espera	NS	NS
ASNROED* colapso sistema sanitario	NS	NS
ASNROED* miedo al contagio COVID-19	0,67 (0,55-0,82)	NS
Atención Salud Mental no recibida	1,49 (1,04-2,15)	NS
Medicación no adquirida motivo económico	NS	NS
ASNR** motivo económico	NS	NS
Satisfacción con sistema sanitario público	NS	NS
Tener o pagar asistencia sanitaria privada	1,19 (1,03-1,39)	0,58 (0,36-0,85)
Asistencia sanitaria privada exclusivamente	NS	NS
Búsqueda profesional de información sanitaria	NS	1,97 (1,11-3,50)
Opinión negativa o empeorada vacunas	NS	3,40 (1,55-7,57)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Nota. (*) ASNROED: Asistencia sanitaria no recibida o excesivamente demorada. (**) ASNR: Asistencia sanitaria no recibida

En la **tabla 5** se puede apreciar el resultado que obtuvo el modelo multivariante mediante regresión logística binaria entre el diagnóstico de COVID-19 (dependiente) y las variables independientes que forman parte del grupo de determinantes sociales que resultaron significativas en los sucesivos análisis bivariantes (ver **tabla 4**), además del sexo que no lo había sido. Este modelo se calculó con una N=8.120, clasificó correctamente el 78,5% de los casos y explicó entre 0,12 y 0,35 de la varianza.

Como se aprecia, de todos los incluidos tan solo permanecen en el modelo, tras ajustarlo, el hecho de ser inmigrante económico (44% más de riesgo de infección), vivir en una vivienda compuesta por más de un núcleo familiar (35% más riesgo) y la edad en sentido decreciente (disminuye el riesgo con la edad). Los demás factores no resultaron explicativos, el sexo entre ellos. En la **gráfica 14** se observa cómo se han modificado las OR de cada variable al ser ajustada por las demás en el modelo multivariante. Como se aprecia, todas las variables pierden magnitud cuando se ajustan entre sí, excepto la visión pesimista sobre el futuro, que incrementa el riesgo de infección hasta hacerlo no significativo.

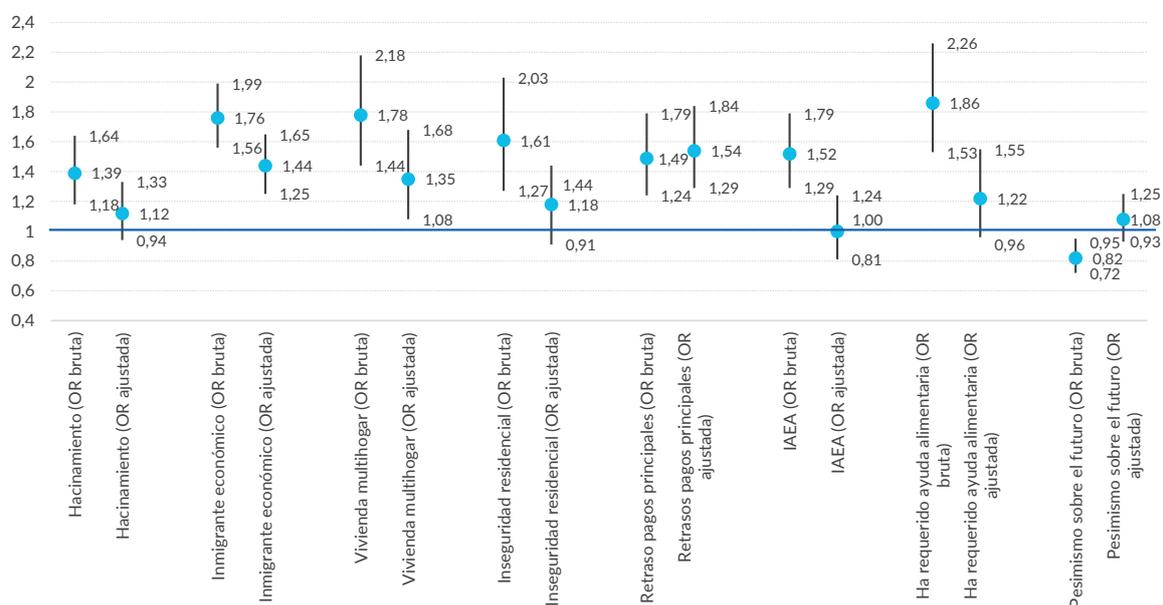
Tabla 5. COVID-19 (hasta nov-dic 2021). Análisis multivariante por regresión logística binaria con variables de determinantes sociales que obtuvieron OR significativas en los análisis bivariantes (variables independientes). OR ajustadas con sus IC95%

Determinantes sociales vs COVID-19	
Edad (variable continua, sentido ascendente)	0,77 (0,73-0,81)
Inmigrante económico	1,44 (1,25-1,65)
Vivienda con 5 o más personas	1,12 (0,94-1,33)
Vivienda con más de un núcleo familiar	1,35 (1,08-1,68)
Inseguridad residencial (próximos 6 meses)	1,18 (0,91-1,54)
Retrasos en pagos principales	1,04 (0,84-1,29)
Inseguridad acceso económico alimentos	1,00 (0,81-1,24)
Ha requerido ayuda alimentaria	1,22 (0,96-1,55)
Pesimismo sobre el futuro (pesimista y muy pesimista)	1,08 (0,93-1,25)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La edad en intervalos y tomada categóricamente, con el valor de referencia en el grupo de más edad (65 y más años), obtuvo en el modelo resultante las siguientes OR para cada categoría, ordenadas en el sentido descendente: 45 a 65 años: 1,53 (1,39-1,60); de 30 a 44 años: 1,99 (1,66-2,37) y de 15 a 29 años: 2,36 (1,96-2,84). El modelo también está ajustado por sexo, variable que arroja una OR NS

Gráfica 14. COVID-19. OR brutas (bivariantes) y ajustadas (multivariantes) de las variables independientes de Determinantes Sociales que resultaron significativas en los cruces bivariados. Ajuste según modelo de RLM, con los IC95% de las OR



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Para el curso grave de la infección, tal y como se ha definido, y los determinantes sociales estudiados, en la **tabla 6** se puede observar el modelo multivariante obtenido tras ajustar todas las que resultaron significativas en los respectivos cruces bivariantes. El modelo se calculó con 1.194 casos, clasificó correctamente el 90,7% de los casos, y explicó entre el 0,10 y el 0,23 de la varianza. Como se observa en la tabla tan solo permanecen 3 variables independientes en el modelo final: el sexo (el hombre casi un 80% más riesgo de mala evolución), la edad en el sentido contrario al encontrado en el análisis anterior, esto es, se incrementa la OR en la medida en que sube la edad, de forma que las personas mayores en este análisis tienen 20 veces más riesgo de mala evolución que las más jóvenes, asciendo ese riesgo, al menos, un 5% más con cada año de edad, además haber necesitado ayuda alimentaria, que incrementa, al menos, un 40% el riesgo de mala evolución. Las demás variables que habían resultado significativas en los cruces bivariantes, como se observa en esa tabla, se quedan fuera del modelo.

Tabla 6. Curso grave de la infección en diagnosticados/as de COVID-19. Análisis multivariante por regresión logística binaria entre determinantes sociales que obtuvieron OR significativas en los análisis bivariantes (variables independientes). OR ajustadas con sus IC95%

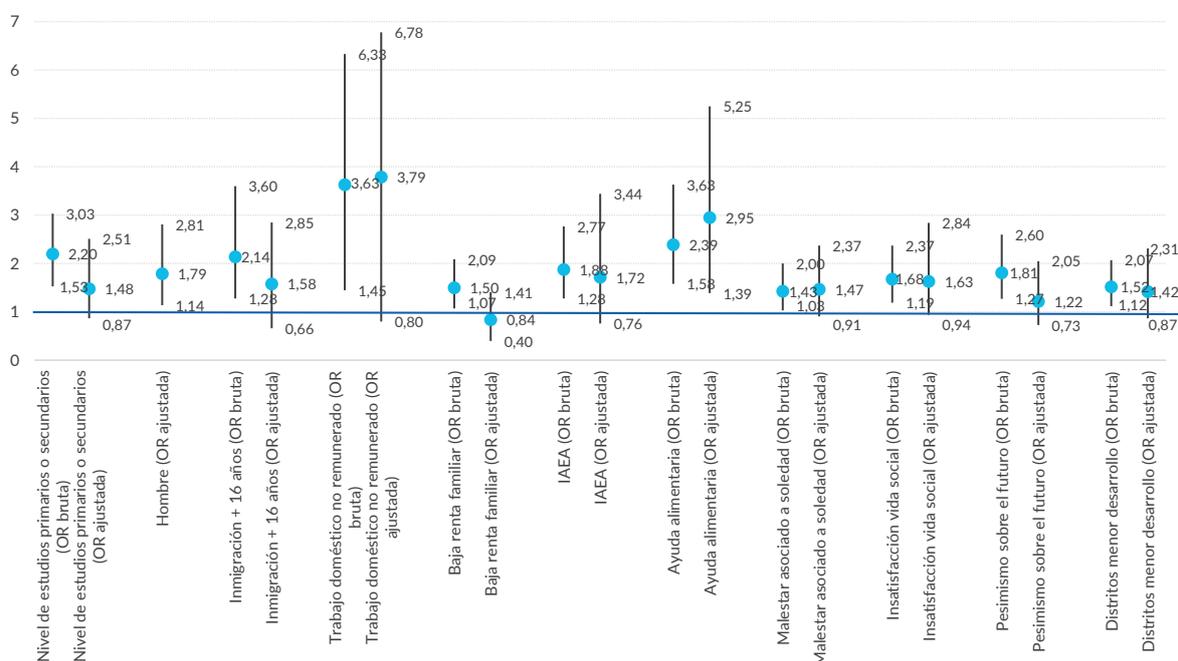
Determinantes sociales vs curso grave de la infección en diagnosticados/as de COVID-19	
Nivel estudios primarios o menos y secundarios	1,48 (0,87-2,51)
Sexo Hombre	1,79 (1,14-2,81)
Edad (variable continua, sentido ascendente)	1,06 (1,05-1,08)
Inmigrante económico residencia + 16 años	1,38 (0,66-2,85)
Trabajo doméstico no remunerado (solo)	2,49 (0,80-7,78)
Baja renta familiar (<1.650 € netos/mes)	0,84 (0,50-1,41)
Inseguridad acceso económico alimentos	1,72 (0,86-3,44)
Ha requerido ayuda alimentaria	2,95 (1,39-6,25)
Malestar asociado a la soledad	1,47 (0,91-2,37)
Insatisfacción con la vida social	1,63 (0,94-2,84)
Pesimismo sobre el futuro (pesimista y muy pesimista)	1,22 (0,73-2,05)
Grupo Distritos Menor y Medio Bajo Desarrollo	1,42 (0,87-2,31)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La edad en intervalos y tomada categóricamente, con el valor de referencia en el grupo de menos edad (15 a 29 años), obtuvo en el modelo resultante las siguientes OR para cada categoría, ordenadas en sentido ascendente: de 30 a 44 años: 2,53 (0,98-6,50); de 45 a 64 años: 7,51 (3,07-18,37) y de 65 y más años: 19,29 (7,48-49,76)

Además, en la **gráfica 15** observamos las variaciones de las distintas OR antes y después del ajuste del modelo multivariante comentado. Como en el modelo anterior para el diagnóstico de COVID-19, el ajuste provoca reducciones llamativas de las OR, hasta hacer que la mayoría dejen de ser significativas, excepto para las señaladas.

Gráfica 15. Curso grave de la infección en diagnosticados/as de COVID-19. OR brutas (bivariantes) y ajustadas (multivariantes) de las variables independientes de Determinantes Sociales que resultaron significativas en los cruces bivariados. Ajuste según modelo de RLM, con los IC95% de las OR



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

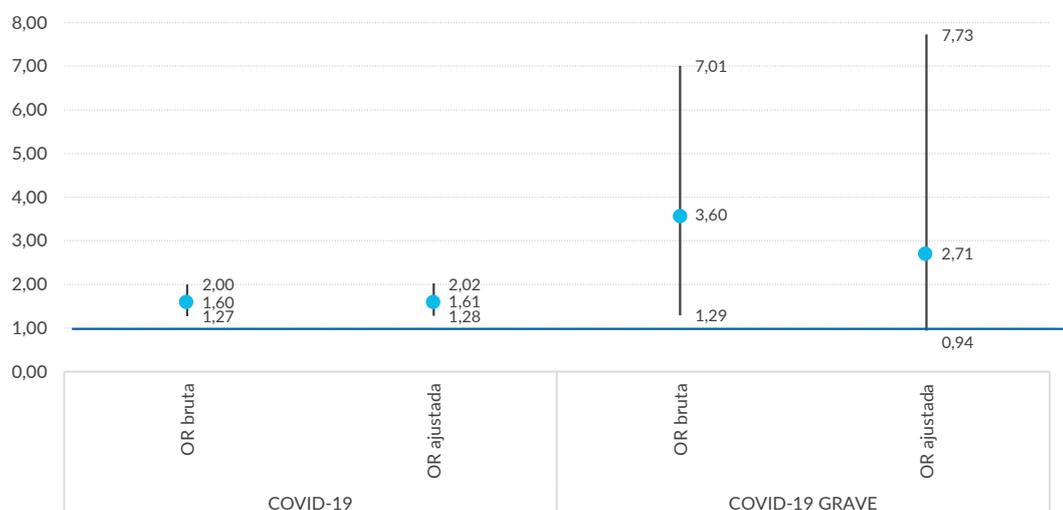
Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Respecto a las variables de estilos de vida, la única independiente de ese apartado de determinantes que aportó un riesgo significativo en el análisis bivariante fue “No fumar diariamente”, frente a fumar diariamente, tanto para COVID-19 como para la gravedad de COVID-19.

Tanto para el diagnóstico de la infección como para haberla cursado de forma complicada, se calculan modelos de análisis multivariante binario (RLM) ajustados, además de por la variable “no fumar diariamente”, también por la edad, sexo, estatus migratorio y clase social ocupacional familiar, pues aunque se trata de variables de determinantes sociales, se pretende despejar del cálculo la influencia de la posición social y el origen, además de la edad y el sexo, es decir algunas características demográficas y socioeconómicas (**gráfica 16**). Para el diagnóstico de COVID-19, la variable “no fumar diariamente” apenas sufrió cambios tras el ajuste por los determinantes sociales referidos (OR=1,61 [IC95%=1,28-2,02]), pero para el curso complicado de la infección la variable “no fumar diariamente” deja de ser un factor de riesgo (OR=2,71 [IC95%=0,94-7,73]).

Con relación a las otras variables que se usaron para el ajuste, la única que arrojó una OR significativa para la situación de “haber pasado la COVID-19” fue la situación de migrante económico (1,36; IC95%=1,23-1,64). Para haber pasado la infección de forma grave resultaron significativas las OR de las variables “hombre” (1,70; IC95%=1,08-2,67); “edad” como variable continua (OR 1,06; IC95%=1,04-1,08 por cada año que se incrementa) y la situación de “migración económica” (2,16; IC95%=1,22-3,85). En este último análisis la clase social no resultó significativa, además de “no fumar diariamente”, como se observa en la gráfica. En todo caso se puede pensar que, en parte, el paradójico efecto de riesgo de no fumar diariamente estaba provocado por las variables socioeconómicas citadas.

Gráfica 16. COVID-19 y mala evolución de la COVID-19 en infectados/as. OR brutas (bivariantes) y ajustadas (multivariantes según modelo de RLM) de la variable independiente "no fumar diariamente". OR con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El modelo de RLM fue ajustado también por edad, sexo, clase social ocupacional familiar y estatus migratorio

Para el siguiente grupo de determinantes, el que recoge la comorbilidad, tras seleccionar las variables que resultaron significativas en los respectivos bivariantes (ver **tabla 4**), se obtuvo el modelo multivariante por RLM que se muestra en la **tabla 7**, que está ajustado también por edad, sexo y una variable socioeconómica, en este caso dificultad para llegar a fin de mes. El modelo se calculó con una N= 3.305, clasificó correctamente el 76,5% de los casos y explicó entre 0,018 y 0,027 de la varianza. En la **gráfica 15** se observa cómo se modificaron las OR brutas (bivariantes) tras ajustar el modelo (multivariante) después de incluir también la edad, el sexo y la variable socioeconómica seleccionada para el ajuste. Ni el sexo, ni esta última (dificultad para llegar a fin de mes) resultaron con OR significativas. Hay que recalcar que algunos problemas crónicos que actuaron como “protectores” en sus respectivos cruces bivariantes, dejaron de serlo al ajustar el modelo multivariante, perdiendo sus OR la significación previa, en este caso OR e IC95% por debajo de 1, por lo que ese efecto inicial estaba erróneamente determinado por otras características (demográficas y socioeconómicas) que han quedado depuradas en el ajuste final del modelo de RLM (**gráfica 15**).

Tabla 7. COVID-19. Análisis multivariante por regresión logística binaria entre variables de salud (comorbilidad) que obtuvieron OR significativas en los análisis bivariantes (variables independientes), además de edad, sexo y dificultad para llegar a fin de mes. OR ajustadas con sus IC95%

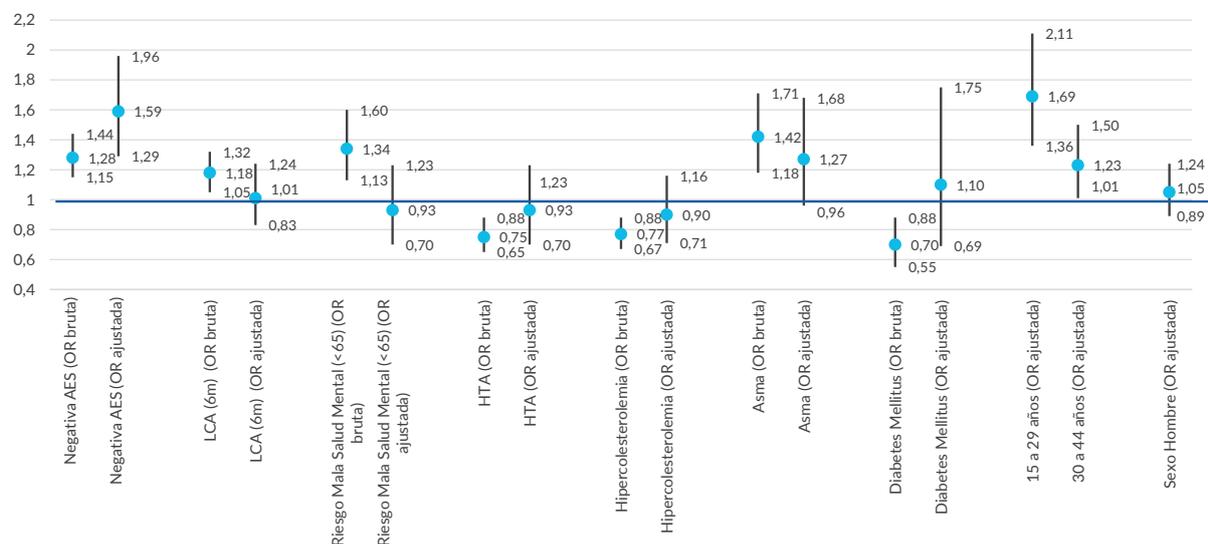
Variables de comorbilidad vs COVID-19	
Negativa autopercepción de salud	1,59 (1,29-1,96)
Limitación crónica actividad habitual (6m)	1,01 (0,83-1,24)
Riesgo mala salud mental (<65a) (GHQ-12)	1,12 (0,93-1,36)
Hipertensión arterial	0,93 (0,70-1,23)
Hipercolesterolemia	0,90 (0,71-1,16)
Asma	1,27 (0,96-1,68)
Diabetes mellitus	1,10 (0,69-1,75)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis multivariante afecta a la muestra de 15 a 65 años, pues la escala GHQ-12 solo se pasó entre esas edades

Nota. La edad en intervalos y tomada categóricamente, con el valor de referencia en el grupo de más edad (45 a 64 años), obtuvo en el modelo resultante las siguientes OR para cada categoría, ordenadas en sentido descendente: de 30 a 44 años: 1,23 (1,01-1,50) y de 15 a 29 años: 1,69 (1,36-2,11). El modelo también está ajustado por sexo, variable que arrojó una OR NS y por “dificultad para llegar a fin de mes”, que tampoco obtuvo una OR significativa

Gráfica 17. COVID-19. OR brutas (bivariantes) y ajustadas (multivariantes) de las variables independientes de salud (comorbilidad) que resultaron significativas en los cruces bivariados, además de edad y sexo y “dificultad para llegar a final de mes”. Ajuste según modelo de RLM, con los IC95% de las OR



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Para este mismo grupo de determinantes en relación con la variable de efecto “evolución complicada de la COVID” (Hospitalización o UCI) o gravedad del curso de la infección, las variables independientes de salud cuyos análisis bivariantes arrojaron OR significativas fueron (ver **tabla 4**):

Negativa AES, LCA (6m), Mala CVRS, Fragilidad funcional mayores (escala PRISMA-7), Exceso de peso, HTA, Hipercolesterolemia, Diabetes mellitus, Depresión y Ansiedad crónica.

Al trabajar con todas ellas a la búsqueda de un modelo multivariante no se halló ninguno válido frente a la variable dependiente (“Gravedad COVID-19”) (ninguna OR resultó significativa en el modelo de RLM binaria). La N de este análisis contó con 108 personas, el modelo clasificó correctamente el 74,1% de los casos y explicó entre 0,09 y 0,13 de la varianza.

La escala de fragilidad solo se aplica a personas de 65 o más años, por lo que la muestra incluida en este análisis es muy reducida. Si incluimos, para el ajuste, además de la edad y el sexo, que ya estaban en el modelo explicado sin obtener OR significativas (la edad como variable continua, no categórica, OR=1,01 [IC95%=0,93-1,10]), una variable socioeconómica para ajustar también por estas características de las personas infectadas, en este caso inmigración por motivo económico, y sacamos del mismo la fragilidad en mayores, para de esta forma ampliar la muestra que concurre al mismo, obtenemos un modelo diferente al comentado. Para este supuesto la N fue de 1.756, clasificó correctamente el 89,7% de los casos y explicó entre 0,10 y 0,21 de la varianza y su resultado se puede observar en la **tabla 8**.

Tabla 8. Mala evolución de COVID-19. Análisis multivariante por regresión logística binaria entre variables de salud (comorbilidad) que obtuvieron OR significativas en los análisis bivariantes (variables independientes), además de edad, sexo y estatus migratorio. OR ajustadas con sus IC95%

Variables de comorbilidad vs mala evolución de la COVID-19	
Negativa autopercepción de salud	2,08 (1,42-3,06)
Limitación crónica actividad habitual (6m)	1,72 (1,19-2,51)
Mala CVRS (COOP-WONCA)	0,93 (0,62-1,40)
Hipertensión arterial	1,09 (0,71-1,67)
Hipercolesterolemia	0,88 (0,59-1,32)
Sobrepeso u obesidad	1,84 (1,26-2,69)
Diabetes mellitus	1,53 (0,88-2,66)
Depresión	0,95 (0,54-1,66)
Ansiedad crónica	1,69 (0,98-2,94)

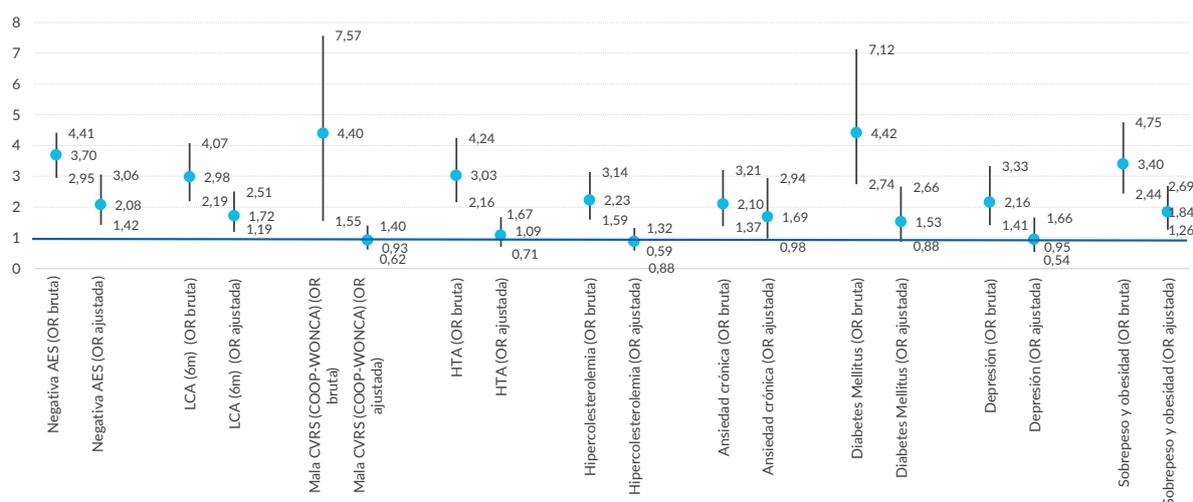
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El análisis multivariante no incluye la fragilidad en personas de 65 o más años, que resultó con OR significativa en el análisis bivariante. Incluye, no obstante, y para ajustar con su presencia las demás variables, el sexo (OR de los hombres 1,35 [0,95-1,90]); la edad (tomando el grupo de 15 a 29 años de referencia, la OR de 30-40 años fue de 2,46 [1,14-5,30], la del grupo 45-64 años de 5,50 [2,64-11,41] y la de 65 o más años de 11,03 [4,92-24,72]), además del estatus migratorio (migrante económico OR de 1,61 [1,09-2,38])

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

En la gráfica 18 se puede observar el comportamiento de las variables de comorbilidad usadas en este análisis, las que resultaron con OR significativas en los análisis bivariantes previos, frente al curso complicado de la COVID-19 en personas infectadas, antes y después de ser ajustadas en el modelo multivariante por RLM binaria.

Gráfica 18. Curso complicado de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes. OR brutas (bivariantes) y ajustadas (multivariantes) de las variables independientes de salud (comorbilidad) que resultaron significativas en los cruces bivariados, además de edad, sexo y una variable socioeconómica (estatus migratorio). Ajuste según modelo de RLM, con los IC95% de las OR



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las variables de ajuste sexo, edad y estatus migratorio no aparecen representadas, pero las OR que obtuvieron en el modelo se pueden leer en el pie de la tabla 8

Para el siguiente grupo de determinantes, las relativas al sistema sanitario y su utilización, si solo contamos con las variables que arrojaron datos significativos de OR en sus cruces bivariantes para la dependiente diagnóstico de COVID, además del sexo y edad, para ajustar por ellas, observamos que el modelo que obtenemos en la RLM binaria solo tiene como variable significativa la edad (variable sin categorizar), con una OR de 0,98 (IC95% entre 0,97 y 0,99). Si a ese modelo le introducimos también la autopercepción de salud negativa para ajustar también por comorbilidad, observamos que solamente la edad permanece en el modelo, además de la AES negativa, mientras que las demás no se modifican. Si, por último, introducimos la variable inmigración para ajustar por alguna variable socioeconómica obtenemos el resultado que se observa en la **tabla 9**.

Ese modelo resultante se calculó con una N de 974, clasificó correctamente el 79,5% de los casos y explicó entre 0,025 y 0,040 de la varianza. Como se observa y tras ajustar entre ellas, además de con el sexo y la edad y una variable socioeconómica que ha resultado muy explicativa de las variables pandémicas utilizadas, el estatus migratorio, vemos que el evitar el contacto con el sistema sanitario por miedo y el dejar de acceder a la atención de salud mental necesitada por motivos de bolsillo, apenas se modifican en el modelo, sin embargo, la circunstancia de tener o pagar atención de salud privada incrementa el riesgo de haber pasado la COVID-19.

Tabla 9. COVID-19. Modelo de análisis multivariante por regresión logística binaria con las variables del sistema de cuidados que obtuvieron OR significativas en los análisis bivariantes (variables independientes), además de edad, sexo y estatus migratorio. OR ajustadas con sus IC95%

VARIABLES DEL SISTEMA DE CUIDADOS VS DIAGNÓSTICO DE COVID-19	
ASNROED por miedo al contagio en algún dispositivo sanitario	0,68 (0,47-0,98)
Atención de salud mental necesitada pero no recibida por motivos económicos	1,51 (1,01-2,26)
Tener o pagar asistencia sanitaria privada	1,45 (1,05-2,02)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El modelo contó, para ajustar con su presencia las demás variables, con el sexo (OR de los hombres 1,20 [0,85-1,69]); la edad (tomando el grupo de 65 y más años de referencia, la OR del de 45-64 años fue de 1,78 [1,04-3,04], la del grupo 30 a 44 años de 2,06 [1,18-3,60] y la de 15-29 años de 1,99 [1,11-3,57]) y el estatus migratorio (migrante económico OR de 1,73 [1,17-2,60])

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Para la variable dependiente de gravedad de la infección entre las personas sobrevivientes infectadas, tomando los factores con OR significativas en los cruces bivariantes (**tabla 4**), obtenemos un modelo ajustado por edad (no categórica) y sexo, y sin poder incluir técnicamente la opinión sobre las vacunas, ya que sobre ella se interrogó solamente en la versión del cuestionario en la que no están incluidas las demás variables independientes que participan en el modelo, en que las OR ajustadas en la RLM multivariante apenas se modifican de las obtenidas en las bivariantes previas. Al incluir como variable de ajuste de posición socioeconómica, también aquí el estatus migratorio, se obtuvo un modelo en el que el valor de las OR fueron las que aparecen en la **tabla 10**. Ese modelo se calculó con una N de 903, clasificó correctamente al 88,6% de los casos y explicó entre un 0,10 y 0,20 de la varianza.

Tabla 10. Mala evolución de COVID-19. Análisis multivariante por regresión logística binaria entre variables del sistema de cuidados que obtuvieron OR significativas en los análisis bivariantes (variables independientes), además de edad, sexo y estatus migratorio. OR ajustadas con sus IC95%

VARIABLES DEL SISTEMA DE CUIDADOS VS MALA EVOLUCIÓN DE LA COVID-19	
Búsqueda profesional de información sanitaria	2,04 (1,11-3,77)
Tener o pagar asistencia sanitaria privada	0,58 (0,37-0,90)

Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El modelo contó, para ajustar con su presencia las demás variables, con el sexo (OR de los hombres 1,78 [1,14-2,80]); la edad (no categórica, OR 1,06 [1,05-1,08]), y el estatus migratorio (migrante económico OR de 2,19 [1,29-3,72])

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Nota. Aunque la opinión negativa o empeorada durante la pandemia sobre las vacunas presentó una OR bivalente significativa (3,40 [1,55-7,57]) no pudo incluirse en este análisis por RLM ya que solo se introdujo en la versión del cuestionario en que no figuran las demás variables independientes.

Por último, con todas las variables que resultaron explicativas en los diferentes cruces bivariados con todos los factores de los distintos grupos de determinantes de la salud (sociales, estilos de vida, salud-comorbilidad y sistema de cuidados) se calcularon sendos modelos finales, uno para cada variable dependiente, que se presentan a continuación (**tablas 11 y 12 y gráficas 19 y 20**).

El primer modelo, el que busca explicación al hecho de haber pasado la COVID-19, se calculó con N de 3.963, clasificó correctamente el 78,8% de los casos y explicó entre 0,035 y 0,054 de la varianza. El segundo, cuya variable de efecto es el curso complicado de la infección por el SARS-CoV-2 en personas infectadas sobrevivientes a la infección, se obtuvo con una N de 558, clasificó correctamente el 91% de los casos y explicó entre 0,15 y 0,34.

Como se observa, para el hecho de haber pasado la COVID-19 el modelo explicativo final contó con la edad, especialmente con ella (2,6 veces más riesgo las personas jóvenes que las personas de 65 o más años), el no ser fumador/a diario/a (64% más riesgo), informar de mala salud autopercebida (50% más) y ser inmigrante económico, con un 32% más. Quedan fuera del modelo: sexo, inseguridad residencial, vivir en una vivienda donde lo hacen más de 5 personas, necesidad de ayuda alimentaria, inseguridad de acceso económico a los alimentos, retrasos en pagos principales del hogar, pesimismo ante el futuro, HTA, Hipercolesterolemia, Asma, Diabetes mellitus y Limitación crónica para la actividad habitual.

En el modelo de RLM final con la variable dependiente de curso grave o complicado de la infección quedaron incluidos la edad (las personas de 65 o más años al menos 2,6 veces más riesgo de curso complicado que las más jóvenes), sexo hombre (3,2 veces más riesgo), tener como actividad principal el trabajo doméstico no remunerado (al menos un 2,4 más riesgo), vivir en alguno de los distritos de menor desarrollo (5 veces más riesgo de curso grave que quienes viven en uno de los de mayor desarrollo) y reconocer limitación para las actividades habituales por un problema crónico en los últimos 6 meses (2,3 veces más riesgo). En este modelo explicativo final quedaron excluidos el nivel educativo bajo, la ansiedad crónica, la depresión, la HTA, la hipercolesterolemia, la diabetes mellitus, el exceso de peso (sobrepeso u obesidad), tener un seguro privado de atención de salud, buscar información de salud en los/las profesionales, referir malestar asociado a la soledad, mostrar mala percepción de su vida social, ser inmigrante con residencia de más de 16 años, percibir una renta baja, haber necesitado ayuda alimentaria, presentar inseguridad de acceso económico a los alimentos, ser pesimista respecto al futuro y no fumar diariamente.

En este último análisis no participó ni la opinión negativa sobre las vacunas, ni la mala CVRS, por no contar con esa información los casos que formaron parte de esta RLM.

Tabla 11. COVID-19. Modelo final del análisis multivariante por regresión logística binaria con todas las variables de factores determinantes de la salud (sociales, de estilos de vida, de comorbilidad y del sistema sanitario) que obtuvieron OR significativas en los cruces bivariantes previos. OR ajustadas con sus IC95%

DETERMINANTES SOCIALES	
Edad	
• 15 a 29 años	2,56 (1,89-3,46)
• 30 a 44 años	2,41 (1,81-3,20)
• 45 a 64 años	1,90 (1,47-2,47)
• 65 y más años	1
Inmigrante económico	1,32 (1,10-1,59)
VARIABLES DE SALUD (COMORBILIDAD)	
Negativa Autopercepción de Salud	1,49 (1,26-1,77)
DETERMINANTES DE ESTILOS DE VIDA	
No fuma diariamente	1,64 (1,30-2,05)

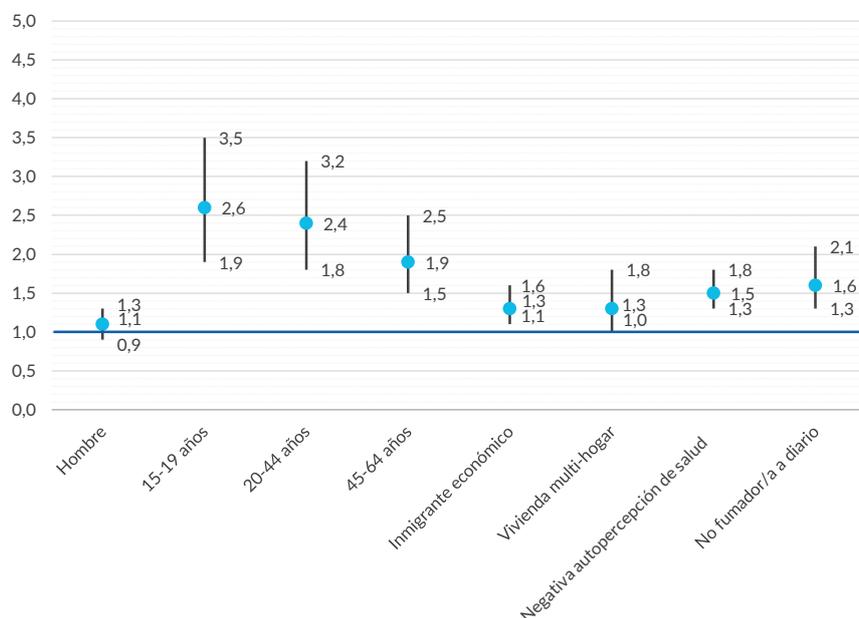
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las variables independientes seleccionadas son las que mostraron OR significativas en cada cruce bivariante de cada grupo de factores determinantes

Nota. Cuando la edad se introduce como variable continua en años simples sin categorizar y ordenados de modo ascendente, la OR obtenida por cada año fue de 0,98 (0,97-0,99)

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Gráfica 19. COVID-19. Modelo final del análisis multivariante por regresión logística binaria con todas las variables de factores determinantes de la salud (sociales, de estilos de vida, de comorbilidad y del sistema de cuidados) que obtuvieron OR significativas en los cruces bivariantes previos. OR ajustadas con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Tabla 12. Mala evolución de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes. Modelo final del análisis multivariante por regresión logística binaria con todas las variables de factores determinantes de la salud (sociales, de comorbilidad, del sistema de cuidados y de estilos de vida) que obtuvieron OR significativas en los cruces bivariantes previos. OR ajustadas con sus IC95%

DETERMINANTES SOCIALES	
Edad	
• 15 a 29 años	1
• 30 a 44 años	1,60 (0,41-6,15)
• 45 a 64 años	4,25 (1,13-16,00)
• 65 y más años	12,11 (2,60-56,85)
Sexo (Hombre)	3,20 (1,50-7,37)
Trabajo doméstico no remunerado exclusivo	12,98 (2,39-70,38)
Grupo de distrito según desarrollo	
• Mayor desarrollo	1
• Desarrollo medio-alto	1,34 (0,38-4,67)
• Desarrollo medio-bajo	1,87 (0,54-6,42)
• Menor desarrollo	4,77 (1,37-16,67)

DETERMINANTES DE COMORBILIDAD	
Limitación crónica para la actividad habitual	2,34 (1,10-5,00)

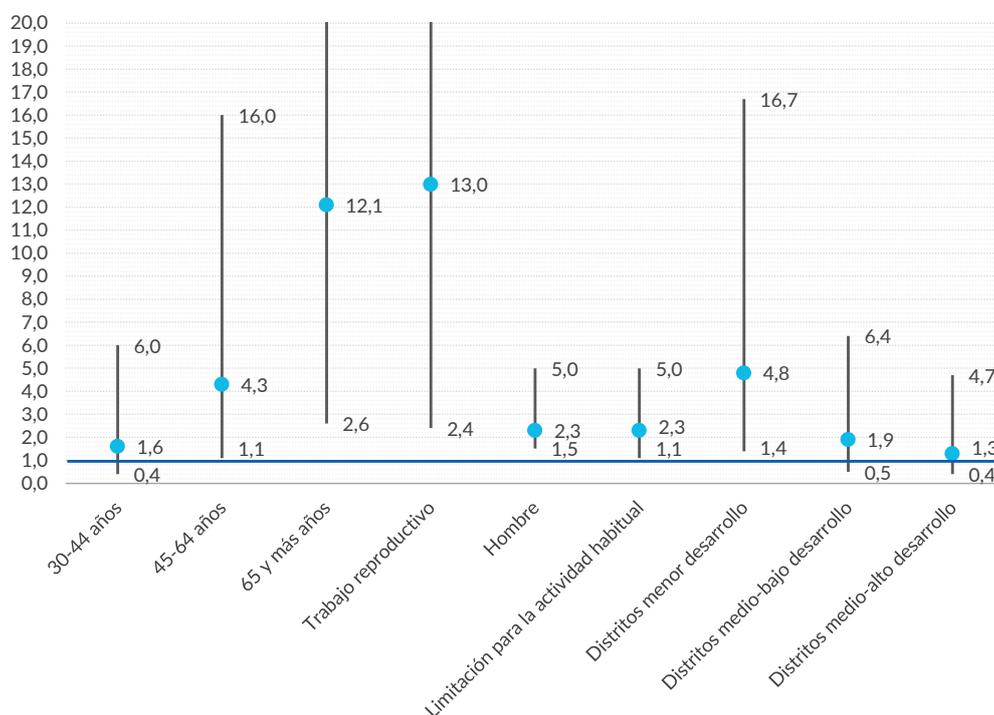
Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. Las variables independientes seleccionadas son las que mostraron OR significativas en cada cruce bivariante por cada grupo de factores determinantes

Nota. Cuando la edad se introduce como variable continua en años simples sin categorizar y ordenados de modo ascendente, la OR obtenida por cada año fue de 1,06 (1,04-1,07)

Nota. La categoría de referencia de cada variable independiente es la complementaria a la que está enunciada (dicotómicas)

Gráfica 20. Mala evolución de la COVID-19 en personas infectadas sobrevivientes. Modelo final del análisis multivariante por regresión logística binaria con todas las variables de factores determinantes de la salud (sociales, de estilos de vida, del sistema de cuidados y de comorbilidad) que obtuvieron OR significativas en los cruces bivariantes previos. OR ajustadas con sus IC95%



Fuente: Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021

Nota. El IC95% superior de la OR correspondiente al grupo de 65 y más años fue de 45,1, aunque no aparece en la gráfica por su magnitud en relación con los demás datos incluidos. El de la variable "trabajo doméstico", tampoco (IC95% superior: 70,4)

Síndrome Post-COVID y limitación para la actividad habitual

Según los datos de la ESCM'21, de las 1.768 personas que componen la muestra y han pasado la COVID-19, un 16,8% habían sido diagnosticadas de S. Post-COVID. Del conjunto de la muestra, apenas un 3,4% (incidencia global del síndrome). Además, el 29,1% [IC95%=28,1-30,1] de la muestra reconoció tener alguna limitación para la actividad debido a alguna enfermedad crónica en los 6 meses previos a la entrevista (LCA). Comprobamos que en el caso de quienes han pasado la infección por SARS-CoV-2 esta incidencia asciende al 32,1% [IC95%=29,9-34,2], esto es, sin diferencias significativas según sus IC95%.

Sin embargo, se observa también que las personas que han desarrollado S. Post-COVID reconocen LCA con una incidencia de 61,5% [IC95%=56,0-67,0], como se ve significativamente más alta que la que refiere el conjunto de la población y que las personas que habiendo pasado la COVID-19 no desarrollaron el S. Post-COVID (25,6% [IC95%=22,3-29,0]), quienes no presentan diferencias, sin embargo, para este problema, con el conjunto de la población.

En el análisis bivariante observamos, con estos datos, que la OR de LCA en quienes tienen S. Post-COVID es de 4,6 [IC95%=3,6-6,0] respecto a quienes no sufren un S. Post-COVID, tras superar la infección.

De las 188 personas que en la muestra reconocieron un curso grave de la infección, el 37,2% [IC95%=27,7-48,7] fueron diagnosticadas posteriormente de S. Post-COVID, mientras que de las personas que tuvieron un curso leve o asintomático tan solo un 14,4% [IC95%=11,5-17,2] fueron diagnosticadas de esa complicación crónica y poco conocida de la enfermedad. Es decir que, por un lado, vemos una asociación estadística sólida entre el S. Post-COVID y la LCA y, también, entre el curso grave o complicado de la COVID-19 y el S. Post-COVID.

En el caso de curso grave de la infección la incidencia de LCA fue de 54,3% [IC95%=47,1-61,5] en general y en personas que han desarrollado el S. Post-COVID de 81,4% [IC95%=64,8-97,9], mientras que quienes tuvieron un curso leve presentaban una incidencia de LCA de 29,1% (26,8-31,2) en general y de un 55,4% [IC95%=44,7-66,0] entre quienes tras el curso leve desarrollaron el Síndrome crónico. Por tanto, las diferencias en incidencias de LCA entre las personas que experimentaron un curso complicado de la infección y las de curso más benigno es significativa, no hallándose esas diferencias significativas según sus IC95%, seguramente por la escasez de muestra, entre quienes, con un curso u otro desarrollaron S. Post-COVID.

Ajustando un modelo de RLM con la LCA como variable dependiente (efecto) y como independientes (causa) el S. Post-COVID y el curso grave de la infección, más la edad, el sexo y el estatus migratorio para controlar el efecto de las otras variables independientes por esas características demográficas y socioeconómicas, obtenemos que el curso grave es predictor de la limitación crónica (OR de 2,3 [IC95%=1,6-3,2]) sobre el curso leve o asintomático y que el S. Post-COVID también lo es, de manera independiente, para ese efecto de la limitación (OR de 4,1 [IC95%=3,1-5,3]) en relación a quienes no tuvieron este S. Post-COVID, resultando, por tanto, más predictivo de la limitación crónica posterior a la infección que el propio curso complicado de la misma.

Discusión

La pandemia de COVID-19 produjo importantes afectaciones de la vida social, económica y en el nivel de salud de la población, tanto de la ciudad de Madrid como del conjunto del Estado y del mundo entero. Como es bien conocido y se expone en la introducción de este trabajo, se trata del efecto directo de la infección y, también, del indirecto y por amplificación, de las medidas que en todos los países se tomaron para su contención. La profunda alteración de la vida de las personas se extendió también al funcionamiento del sistema sanitario, estableciéndose un sistema de condiciones típico de lo que se considera en cooperación al desarrollo y en acción humanitaria en salud, una crisis sanitaria, esto es, la demanda puntual y aguda superó en mucho a las capacidades del sistema, tanto por los recursos humanos como por la estructura, la infraestructura y la tecnología instaladas.

En algún lugar habrá que evaluar en qué medida las políticas previas desarrolladas en nuestro país y en la Comunidad de Madrid, de restricción y recortes del sistema sanitario público, así como de su paulatina privatización, han estado entre las causas que han llevado a su colapso y, por tanto, han colaborado en el efecto que dicha pandemia ha tenido en el nivel de salud, medido básicamente por los incrementos en la carga de enfermedad y de mortalidad. En algunos otros capítulos de este mismo estudio se abordan estos últimos problemas con más profundidad, lo que no es óbice para que todo el Estudio esté atravesado, de principio a fin, por la pandemia de COVID-19 y sus efectos, lo que no podía ser de otra manera, habida cuenta de todo lo explicado hasta aquí.

Aunque abundan los análisis de la pandemia y sus consecuencias, este trabajo hace una aportación relevante al tratarse de una aproximación poblacional y no meramente institucional, es decir, no se hace desde el conocimiento de las situaciones de quienes acuden a un dispositivo sanitario, que es donde se seleccionan las muestras con que se hacen muchos de estos estudios, o a partir de registros del sistema sanitario o de los institutos de estadística. Aporta este, por tanto y de modo diferencial, la visión de referencia de la percepción y las circunstancias que rodean a aquellas personas que no se han visto afectadas por el problema, o quizás sí, pero están supuestamente sanas, en sus casas, por lo que su contribución no está sesgada por la necesidad de atención, como ocurre en otros trabajos.

Uno de cada 5 madrileños y madrileñas fue infectado por el coronavirus SARS-CoV-2 en los primeros 20 meses de pandemia de COVID-19. Seguramente esta proporción fue mayor, pero en este trabajo se cuenta tan solo con las personas que fueron diagnosticadas con alguna prueba objetiva de diagnóstico, tanto de infección aguda

como de infección pasada, pues no podemos olvidar que, como han demostrado algunas evidencias, una parte nada desdeñable de la población pasó la infección sin ser diagnosticada. Significa eso, ciñéndonos exclusivamente a la cifra comunicada, y atendiendo al margen de inferencia que nos permite la muestra de la ESCM'21, tanto por su volumen como por el método de selección muestral, que entre 557.155 y 604.500 personas fueron infectadas en ese periodo, es decir finalizada con holgura la cuarta ola epidémica.

En lo que concierne a este grupo de personas infectado con seguridad, no se hallan diferencias reseñables entre sexos, aunque con claridad se han infectado más frecuentemente las personas jóvenes que las mayores, de tal forma que la tasa de incidencia de infección del grupo de 65 o más años es algo menos de la mitad que la que se halla en personas de 15 a 29 años. Es importante reseñar también que en la distribución de esta nueva infección no se hallan diferencias por zonas de la ciudad, al menos bajo la óptica de agrupar a los distritos según su desarrollo humano, que es como se aborda el elemento residencial en este trabajo. Lo que sí queda claro es que la más baja tasa de incidencia que presentan las personas con nivel escolar insuficiente está justificada porque en ese grupo educativo abundan las personas mayores que, como se ha dicho, son quienes menos se han infectado (teniendo siempre en cuenta que hablamos de personas sobrevivientes que han respondido a nuestra encuesta telefónica), aunque de todos/as es sabido que fueron las personas de edad las que engrosaron en mayor porcentaje la cifra de muertes por la COVID-19 en nuestro medio, siendo la estandarización de esas tasas por edades las que nos ayudan a plantear esta hipótesis. No ocurre lo mismo con los inmigrantes económicos, que presentan tasas altas de infección y, sin embargo, tras ajustar por edades ese exceso de probabilidad de infectarse no se altera, siendo, por otra parte, lo esperable, ya que esa población presenta una estructura por edades más juvenil que la del resto.

La situación anímica de las personas tras el paso de la pandemia o durante su evolución se puede medir registrando, como aquí se hace, la proporción que reconocen estar “poco felices o deprimidos”, que se sitúa en la muestra de la ESCM'21 en un 22,5%, siendo en la ESCM'17, es decir, mucho antes del inicio de la pandemia, de 15,4%. El dato actual es muy parecido al encontrado en la Encuesta Europea de Salud en España (2020)⁸, pues en su muestra se halla un 20,3% de personas que reconocen “poco interés o alegría por hacer cosas”, tras desencadenarse la pandemia, un empeoramiento evidente de este ítem, ya que unos meses antes esa frecuencia estaba en el 18,2%. El deterioro de la percepción del estado anímico que reflejan estos cambios, en España y en su capital, es muy evidente.

En este trabajo se encuentra que el hecho de trabajar, independientemente de si se teletrabaja o no, es un factor de riesgo para adquirir la infección, mientras que no hacerlo (población jubilada y/o pensionistas), en el análisis sin ajustar resulta un factor protector. Cuando se ajusta por edad y sexo desaparece el efecto protector de la condición de jubilado/a y/o pensionista, lo que nos hace pensar que era una falsa conclusión causada por la edad de la mayoría de las personas que componen esos grupos, pero el riesgo asociado al trabajo activo permanece.

Una descripción diferente a la de las características que se encuentran en el grupo de personas de la muestra que, habiendo sido diagnosticado de COVID-19, han sobrevivido a la misma y han mostrado una evolución más grave o complicada que las demás sobrevivientes, pues necesitaron para su tratamiento y recuperación ingreso hospitalario o, incluso, ingreso en UCI. En este grupo, y en claro antagonismo con lo observado en el conjunto de infectados/as, predominan las personas mayores, observándose en su distribución por edades un gradiente hacia las edades más avanzadas muy evidente, sin hallarse diferencias entre sexos aquí tampoco. Muestran preferencia por esta evolución los/as infectados/as que residen en distritos del grupo de menor desarrollo, pertenecen a una familia de una clase social ocupacional desfavorable y tienen un nivel escolar más elemental. Como lo encontrado en el grupo general de infectados/as, esta mayor incidencia en niveles de estudio más elementales desaparece al estandarizar por edades, por lo que, seguramente, lo encontrado se deba a la distribución por edades y no directamente al nivel escolar. Según la información ofrecida, se observa una relación clara entre esta evolución tórpida y la autopercepción del estado de salud, de forma que quienes sufrieron este curso peor más frecuentemente informan de mala salud percibida. Parece, por tanto, que mientras la probabilidad de infección se ajusta más a los riesgos epidemiológicos de exposición, la mala evolución se ajusta más al perfil de un problema de salud distribuido según parámetros conocidos de desigualdad social en la salud.

En la parte analítica del estudio, se observa que la relación bivalente entre el hecho de haber sido diagnosticado/a de COVID-19 y algunos determinantes sociales analizados es sólida. De esta forma y en clara consonancia con la epidemiología conocida de esta enfermedad y de todas las infecciones que se transmiten por vía aérea, las condiciones de la vivienda, como el convivir con 4 o más personas, o vivir en una vivienda que contiene

más de un hogar, incrementan el riesgo de padecerla. En este caso, el perfil socioeconómico de la desigualdad aparece también bastante reforzado, pues las mayores odds ratio halladas entre las variables de este grupo de determinantes y la infección pasada están asociadas al hecho de ser migrante por motivos económicos, o sufrir precariedad importante, como indudablemente significa presentar inseguridad económica de acceso a los alimentos o haber necesitado durante la pandemia ayuda alimentaria. Por lo tanto, y ahondando algo más que la mera descripción, vemos que el riesgo de haber sido infectado/a es mayor en perfiles de situaciones socioeconómicas desfavorables, además de la edad (jóvenes). No obstante, al llevar todas estas variables a un análisis multivariante por RLM, ajustando no solo esas condiciones socioeconómicas sino también el sexo, además de la edad, vemos que las variables que definen dificultades para procurarse la alimentación adecuada (generalmente señalando problemas graves de bolsillo) desaparecen, permaneciendo solamente asociadas al riesgo de sufrir la enfermedad, el estatus de migrante, la edad y la existencia de más de un hogar en la vivienda.

La edad también, aunque en este caso la avanzada, se sitúa entre los riesgos bivariantes detectados para el curso grave de la enfermedad. Sin olvidar que estas OR no están ajustadas, por lo tanto son las que se deducen de forma bruta de la relación entre ambas variables, se debe señalar que al igual que para la infección general, la inseguridad de acceso económico a los alimentos y la necesidad de ayuda alimentaria caracterizan a quienes han experimentado mala evolución, además de la insatisfacción con la vida social, ser migrante económico con largo periodo de residencia en nuestro país, tener bajo nivel de estudios, percibir baja renta o realizar solo trabajo doméstico sin remunerar. Se potencian aquí los parámetros descriptivos que apuntaban a la desigualdad social en las personas con un curso especialmente complicado de la enfermedad. Vemos también que al ajustar todas ellas en una RLM, solo permanecen marcando un riesgo adicional de mala evolución, la edad, el sexo y, sobre todo, la necesidad referida de ayuda alimentaria. Es decir, el sexo no parece determinar riesgos de infección, aunque sí de mala evolución (hombres) y, mientras para la infección el modelo MV resultante pierde cualquier condición de precariedad, para la gravedad permanece una ciertamente seria: la necesidad de ayuda alimentaria. Extrapolando lo hallado, en la medida de lo que es razonable, diríamos que la infección muestra un patrón de riesgos típico de la exposición a un virus de transmisión respiratoria, mientras que la mala evolución, y no podemos obviar aquí que muchas de las personas que la tuvieron finalmente fallecieron por lo que, desgraciadamente, sus características y percepciones no se han podido analizar en este trabajo, aparece más determinada por las peores condiciones de vida. Es decir, como ocurre con la evolución, y hasta el desenlace, de la mayoría de los problemas crónicos y, por qué no, también agudos.

Consideración aparte merece el hallazgo, paradójico, de que ser fumador/a diario/a, en contraposición con no serlo (estos/as últimos/as son los/las que respondieron ser fumador/a ocasional + no fumador/a), es un factor protector, tanto para la infección como para el curso grave de la COVID-19 a tenor de los resultados hallados en los correspondientes análisis bivariantes. Se debe dejar constancia aquí de que, como es lógico, los estilos de vida poco saludables son, sobre todo, factores de riesgo de enfermedades no transmisibles, por lo que resulta natural que tanto para el hecho de la infección por el coronavirus como para el de sufrir una evolución compleja de esa infección, ni el sedentarismo, ni el consumo de alcohol, ni el consumo de otras sustancias, muestren la más mínima incidencia. Pero el tabaquismo, factor de riesgo conocido de muchas enfermedades crónicas, tiene un particular interés en este caso por tratarse del análisis de una infección respiratoria y porque las personas que fuman diariamente por lo habitual sufren diferentes padecimientos crónicos del árbol respiratorio (EPOC). A pesar de ello, como se ha indicado, este hábito en los análisis bivariantes no solo no incrementa el riesgo de sufrir la enfermedad o de sufrirla de forma grave, sino que, como se ha dicho, lo disminuye.

Se ha especulado desde el inicio de la pandemia con que la nicotina podría ser un factor protector del curso grave de la COVID-19. No obstante, el Ministerio de Sanidad y Consumo emitió un informe aclarando que nada de eso se había demostrado científicamente⁹. Antes de realizar análisis epidemiológicos hay que saber muy bien que los problemas de salud que no se explican desde el conocimiento científico que se tiene de ellos, que generalmente procede de su etiopatogenia, o que directamente apuntan en el sentido contrario a ese conocimiento, deben ser tomadas con la máxima precaución. En el caso que nos ocupa se debe señalar que, después de la sorpresa, al llevar este factor de riesgo, o de protección en este caso como singularmente aparece, a un análisis multivariante ajustado por edad, sexo y por alguna variable socioeconómica (estatus migratorio y clase social ocupacional de la familia), vemos que para la infección permanece la supuesta protección del tabaquismo diario, pero para el curso grave de la misma su efecto benefactor desaparece. Por lo tanto, podemos decir que ese primer efecto protector del curso grave de la infección estaba seguramente provocado por características

demográficas o socioeconómicas de las personas infectadas, pero no por el hecho de fumar en sí mismo. Sin embargo, el riesgo de sufrir la infección sí parece más pequeño en las personas que fuman todos los días. Aquí lo consignamos y abiertamente se comenta de la manera que se ha hecho.

Desde el inicio de la pandemia la comorbilidad ha sido considerada como un importante componente del riesgo de mala evolución y, en su caso, de mortalidad por esta infección. En este trabajo observamos que, para el hecho de sufrir la enfermedad, la mala autopercepción de salud, la limitación crónica, el riesgo de mala salud mental y el asma incrementaron el riesgo de infección mientras que, curiosamente, la hipertensión arterial, la hipercolesterolemia y la diabetes mellitus aparecían como protectores de esta. En el modelo multivariante, tras incluir a todas ellas y ajustar por edad, sexo y estatus migratorio, solo una de las variables que denotan globalmente comorbilidad, la mala autopercepción de la salud, permaneció como explicativa de la infección, además de la edad (joven), como estamos observando en todos los casos. Es decir, los demás problemas de salud señalados dejaron de apuntar ese supuesto efecto protector de la COVID-19 que el análisis previo anotó, a la vez que el asma y el riesgo de mala salud mental se convirtieron en problemas indiferentes para la infección tras el ajuste comentado. No parece descabellado aventurar que aquellas personas con esos padecimientos crónicos (HTA, hipercolesterolemia, diabetes mellitus), y tras conocerse de forma empírica desde el principio de la pandemia, su peor pronóstico en caso de infectarse, se hallan expuesto menos al SARS-CoV-2 que el resto de las personas, y esa eventualidad se refleje en un menor riesgo de infectarse, centrando por tanto ese supuesto efecto protector en la extrema precaución de situaciones comprometidas. Como quiera que las personas portadoras de esos problemas son mayoritariamente las personas de más edad, al eliminar el efecto de la edad (ajustando por ella) en el análisis multivariante, ese efecto favorable detectado previamente finalmente desaparece. Permanece, eso sí, una importante y conocida variable de comorbilidad global, como es la mala percepción de la propia salud, además de otra que detecta situaciones parecidas, la limitación crónica para la actividad habitual, así como el exceso de peso y la edad, que permanecieron en el modelo explicativo.

Para el grupo de determinantes que tienen que ver con el sistema de cuidados y en relación con el riesgo de infección, el miedo a la misma o, lo que es lo mismo, el hecho de rehusar a recibir atención en el sistema sanitario por ese motivo, resultó protector, en plena coherencia con lo sabido sobre su transmisión, en especial durante las primeras olas epidémicas, mientras que la atención de salud mental necesitada pero no conseguida por motivos económicos y disponer de asistencia sanitaria privada resultaron ser, en los cruces bivariantes, factores de riesgo para contraerla, ambos interactuando en aparente contradicción. Tras el pertinente ajuste en un modelo de regresión logística multivariante binario, en el que además de ellas se incluyeron la edad, el sexo y una variable socioeconómica (el estatus migratorio), todas ellas permanecieron significativas, además de la edad en el sentido conocido de que la juventud incrementa el riesgo de infección. Es decir que la relación existente entre ellas y la infección es independiente de las características socioeconómicas y demográficas de los individuos, al menos tal y como en este trabajo hemos podido deducir.

Para este mismo grupo de determinantes de la salud en relación con la gravedad del curso de la enfermedad, los cruces bivariantes arrojaron que la asistencia privada actuaba, en este caso, como protector, mientras que incrementaban el riesgo la opinión negativa sobre las vacunas y la búsqueda profesional de información ante los problemas de salud. En el modelo multivariante calculado tras los ajustes comentados, permanecían explicativos todos ellos, es decir, la búsqueda de información profesional, además del sexo (masculino) y la edad (avanzada) explican un mayor riesgo de mala evolución, a la vez que contar con asistencia privada se situaba en el modelo como factor de protección. Se debe llamar la atención sobre el hecho paradójico del riesgo incrementado en las personas que buscan información profesional para sus problemas de salud, relación poco comprensible, así como sobre que las distintas situaciones socioeconómicas o demográficas de las personas interfieran poco en el riesgo de infección o en su mala evolución determinados por distintos factores del sistema de cuidados, todo ello, desde luego, a partir de las variables aquí incluidas.

Por último y como compendio general de todos los hallazgos hasta aquí reseñados, en el análisis multivariante mediante RLM en que se incluyeron todas las variables que en los distintos cruces bivariantes habían resultado significativas para cada grupo de determinantes, observamos que el modelo explicativo final en relación a la infección por SARS-CoV-2 incluyó: la edad (2,6 veces más riesgo de infección las personas jóvenes que las de 65 o más años), el estatus migratorio (30% más riesgo los/las migrantes económicos), la mala percepción de la propia salud (45% más riesgo) y el hecho de no fumar diariamente, que incrementa, al menos, en un 30% el riesgo de infección. Quedan fuera, por tanto, de este modelo explicativo tras ajustar entre todos ellos, el sexo, la inseguridad residencial, vivir en una vivienda donde lo hacen más de 5 personas, la necesidad de ayuda alimentaria, la

[Volver al Índice](#) 

inseguridad de acceso económico a los alimentos, los retrasos en pagos principales, el pesimismo ante el futuro, la hipertensión arterial, la hipercolesterolemia, el asma, la diabetes mellitus y la limitación para la actividad habitual por una enfermedad crónica.

Para el curso grave o complicado de la infección el modelo final con todos los factores que resultaron positivos en los distintos cruces bivariantes previos, contó con las siguientes variables explicativas: la edad, 12 veces más riesgo las personas de 65 o más años que las más jóvenes; el sexo, los hombres 3,2 veces más riesgo que las mujeres; también la limitación a la actividad por una enfermedad crónica, 2,3 veces más riesgo; el trabajo doméstico no remunerado como actividad principal, al menos 2,3 veces más riesgo; además del hecho de vivir en un distrito de menor desarrollo, que implica casi 5 veces más riesgo de mala evolución. Quedan fuera de este modelo explicativo, el nivel de estudios, la ansiedad crónica, la depresión, contar con seguro de asistencia sanitaria privado, buscar información profesional para los problemas de salud, presentar exceso de peso, referir malestar asociado a la soledad o mala percepción de vida social, ser migrante económico de residencia larga en nuestro país, percibir una renta baja, sufrir diabetes mellitus, sentir mala salud, haber necesitado ayuda alimentaria, tener inseguridad económica de acceso a los alimentos, mostrar pesimismo ante el futuro, no fumar diariamente y padecer hipercolesterolemia o hipertensión arterial.

Cómo se ve, la edad es el elemento que con más claridad define el riesgo, tanto de padecer la infección como de sufrirla de manera grave, en el primer caso más las personas jóvenes y en el segundo las personas más mayores. El sexo solo determina riesgo para la mala evolución, en este caso, y como se ha visto, el masculino. Para ambas situaciones resulta decisivo también algún determinante social de las enfermedades (variable socioeconómica): para el caso de pasar la infección, el hecho de ser migrante económico; para el de pasarla de forma complicada, realizar trabajo doméstico no remunerado como actividad principal.

Para ambos efectos estudiados, también resulta determinante en este trabajo algún factor de comorbilidad entendido de manera global: para la COVID-19 la mala percepción de la propia salud; para la mala evolución, la limitación para la actividad habitual en los últimos 6 meses por algún problema crónico.

Por último, la gravedad en la evolución tiene cierto nivel de explicación en la distribución territorial de residencia de las personas en este trabajo: para la ciudad de Madrid, claramente, el hecho de vivir en una zona de la ciudad (grupo de distritos) de menor desarrollo humano. En otros trabajos, no obstante, se ha encontrado que el riesgo de hospitalización es mayor en migrantes, independientemente del factor residencial agregado desfavorable (privación alta)¹⁰.

La limitación crónica para las actividades habituales, uno de los factores estudiados y señalados con claridad por su efecto sobre la (mala) evolución de la COVID-19, no es más frecuente en quienes han pasado esta enfermedad, pero si lo es, precisamente, si se necesitó hospitalización con o sin ingreso en terapia intensiva, en clara relación bidireccional. El Síndrome Post-COVID afectó, según este trabajo, a algo menos de 2 de cada 10 infectados y, a la espera de que el tiempo vaya mostrando si sus efectos se mantienen y con qué intensidad, incrementa casi 2 veces más el riesgo de limitación crónica que el curso tórpido sin S. Post-COVID resultante. El ajuste del modelo de RLM obtenido indica que esta relación limitante es independiente de la edad, el sexo y la situación socioeconómica de las personas afectadas.

Se necesitan más trabajos como este y otros muchos con distintos diseños y realizados con otras poblaciones, para entender mejor la pandemia de COVID-19, los riesgos que se deben evitar para no infectarse, si es que fueran modificables por la voluntad humana o por las políticas de quienes nos gobiernan, y los factores que determinan su peor evolución, al menos entre las personas que sobrevivieron a la misma. Este conocimiento redundará, claramente, en la puesta en marcha de actividades preventivas que reduzcan el impacto de esta pandemia o de otras como ella que pudieran ocurrir en el futuro, sin tener que tomar medidas empíricas, algunas veces poco fundamentadas e innecesarias, para su control, sin alcanzar la eficacia esperada, e incrementando por ello la carga de morbilidad y la mortalidad que definen estas crisis sanitarias, además del empeoramiento de la calidad de vida de las personas.

Por lo mismo, reforzar el sistema sanitario público, asegurando su universalidad, ampliando su catálogo de prestaciones y garantizando el acceso de todas las personas que lo necesiten, con los recursos suficientes y preparado para afrontar estas contingencias, es la recomendación más importante que se debe extraer de un análisis como este, además de reducir las desigualdades sociales en la salud, que se incrementan de forma permanente y, en especial, tras el paso de estas crisis sanitarias.

Conclusiones

- La pandemia de COVID-19 provocó una crisis sanitaria sin precedentes cercanos, en la ciudad de Madrid, en España y en el mundo entero.
- La carga de enfermedad y el exceso de defunciones que provocó, junto con los efectos sociales y económicos de las medidas que se tomaron para contenerla, determinaron profundos cambios en la sociedad madrileña.
- Algo más de 20 de cada 100 madrileños/as habían sido diagnosticados/as de la infección en los 20 meses posteriores a la aparición de los primeros casos.
- Aunque la mayoría de los casos presentó síntomas leves, casi un 11% de las personas sobrevivientes tuvieron un curso más complicado, lo que obligó a su hospitalización o a su ingreso en UCI.
- Con excepción de los estilos de vida, todos los grupos de determinantes de la salud incidieron en su transmisión y en el curso grave de su evolución, en especial los determinantes sociales.
- La edad es el factor que mejor explica la infección por el SARS-CoV-2 y su mala evolución, aunque de manera antagónica: la juventud para la primera y la edad madura, para la segunda: el riesgo de pasar la infección es 2,4 veces más alto en jóvenes de 15 a 29 años que en mayores de 64 años, pero el de pasarla de forma grave es casi 20 veces mayor en estos que en aquéllos.
- La comorbilidad, analizada mediante variables globales, también explica la infección y su gravedad: la mala percepción de salud, el riesgo de padecerla y la limitación crónica para la actividad, su mala evolución.
- El sexo solo parece predecir adecuadamente la mala evolución de la infección una vez instaurada (hombres), pero no el riesgo de la propia infección.
- Los determinantes económicos incrementan más claramente el riesgo de mala evolución de la COVID-19 (trabajo doméstico no remunerado), aunque el de infección es notablemente mayor en los migrantes por motivos económicos. En cuanto al riesgo inherente a la zona de residencia, vivir en un distrito de la ciudad de menor desarrollo incrementa casi cinco veces el riesgo de gravedad de la evolución.
- El ajuste que se realiza en los análisis multivariantes muestra que muchos factores sociales o de comorbilidad inicialmente relacionados con la COVID-19 o con su desarrollo, no aportan por sí mismos, riesgos adicionales, al quedar fuera de los modelos explicativos encontrados.
- Los riesgos inherentes a los determinantes del sistema de cuidados analizados no se modifican por esos ajustes, señalando que existen y se establecen independientemente.
- Un 16,8% de las personas que pasaron la COVID-19 han sido diagnosticadas de S. Post-COVID, de las que el 61,5% [IC95%=56,0-67,0] reconoce tener una limitación crónica para la actividad habitual, más del doble que el conjunto de la población (29,1% [IC95%=28,1-30,1]).



Referencias

1. Dirección General de Salud Pública; Consejería de Sanidad. “Informe Epidemiológico Vigilancia de COVID-19. Datos acumulados hasta el 10 de mayo de 2020” Red de Vigilancia Epidemiológica, 2 de agosto de 2020. Disponible en: <http://bitly.ws/M9sj>
2. Díaz-Olalla JM, Blasco-Novalbos G, Valero-Oteo I. Incidencia de COVID-19 en distritos de Madrid y su relación con indicadores socioeconómicos y demográficos. Rev Esp Salud Pública. 2021; 95: 2 de julio e202107091.
3. IMSERSO. Actualización nº 101. Enfermedad por coronavirus (COVID-19) en Centros Residenciales. 29/1/2023. Disponible en: <http://bitly.ws/M9yh>
4. Secretaría de Estado de la Seguridad Social y Pensiones. Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones. Afiliación a la Seguridad Social, diciembre de 2022. Disponible en: <http://bitly.ws/M9wW>
5. Ayuntamiento de Madrid, Diario de Madrid. El Ayuntamiento ha multiplicado por cuatro las ayudas alimentarias con respecto a 2019. 19 nov 2020. Disponible en: <http://bitly.ws/M9xu>
6. Díaz-Olalla JM, Valero-Oteo I, Moreno-Vázquez S, Blasco-Novalbos G, del Moral-Luque JA, Haro-León A. Caída de la esperanza de vida en distritos de Madrid en 2020: relación con determinantes sociales. Gac Sanit. 2021. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2021.07.004>
7. Díaz-Olalla JM (Dirección técnica); Benítez-Robredo MT, Rodríguez-Pérez M, Sanz-Cuesta MR (Coordinación). Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2018. Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid; 2020. Disponible en: http://madridsalud.es/area_profesional/
8. INE; Encuesta Europea de Salud de España, nota de prensa, abril 2021. Disponible en: https://www.ine.es/prensa/eese_2020.pdf
9. Secretaria General de Sanidad. Dirección General de Salud Pública, Calidad e Innovación. Subdirección General de Promoción de la Salud y Vigilancia en Salud Pública. Ministerio de Sanidad. “Relación entre nicotina y enfermedad COVID-19”. Disponible en: <http://bitly.ws/M9FA>
10. Martínez-Alfonso J, Mesas AE, Jiménez-Olivas N, Cabrera-Majada A, Martínez-Vizcaíno V, Díaz-Olalla JM. (2022) Economic Migrants and Clinical Course of SARS-CoV-2 Infection: A Follow-Up Study. Int J Public Health 67:1605481. doi: 10.3389/ijph.2022.1605481



4

EXPLICACIÓN Y PRONÓSTICO DE LA SITUACIÓN DE LA SALUD DE LA POBLACIÓN DE LA CIUDAD DE MADRID



4

EXPLICACIÓN Y PRONÓSTICO DE LA SITUACIÓN DE LA SALUD DE LA POBLACIÓN DE LA CIUDAD DE MADRID

La situación de la salud en la ciudad de Madrid con datos de 2021, es buena en términos relativos, comparada, por ejemplo, con la del conjunto de la población nacional, ponderando indicadores de distinta naturaleza. Si tomamos la esperanza de vida al nacer, un indicador-resumen de la mortalidad de la población en un momento determinado, de uso generalizado y probada eficacia y validez para representar el nivel de la salud general, a pesar de sus limitaciones, y observamos su evolución en los últimos años comparándola con la de España y la de otra gran ciudad de referencia, Barcelona, podemos concluir que la población de las grandes ciudades tiene mejor salud que la del conjunto del país, al menos observándola desde la óptica de la mortalidad resumida en este indicador global.

De especial interés en este trabajo resulta el examen de los efectos que sobre la salud colectiva y, especialmente, sobre la de algunos grupos vulnerables, ha tenido la pandemia de COVID-19 y las medidas tomadas para su control, que mostraron su efecto álgido de marzo a diciembre de 2020, así como la capacidad de recuperación mostrada posteriormente por el tejido social. Lo es en términos generales y, en especial, como modelo de estudio del impacto de una auténtica crisis sanitaria, aguda e inesperada, caracterizada, como todas, por el hecho de que el sistema sanitario se vio desbordado ante la magnitud de la demanda, mostrándose incapaz de mantener bajo control la mortalidad de la población y satisfacer sus necesidades asistenciales, tanto las basales como las sobrevenidas. Esta situación, conocida y estudiada en sistemas sanitarios frágiles de países en desarrollo ante desastres naturales, guerra o violencia extrema y generalizada, resulta una novedad en contextos como el nuestro, países con alto nivel de desarrollo y sus grandes ciudades.

La situación socioeconómica de la población madrileña está caracterizada por la elevada tasa de pobreza y exclusión social (AROPE) y lo importante de la desigualdad registrada, tanto entre grupos sociales como territorialmente, situación que, lejos de moderarse, se va incrementando anualmente. El indicador de desarrollo humano empleado para clasificar en clúster los distritos de la ciudad informa de que ha descendido, en muchos de ellos, respecto a lo que se calculó para 2009, especialmente en el Sur y Sur-Este de la ciudad,



posiblemente por los problemas de la evolución de la renta per cápita de los territorios en ese periodo. En esas mismas zonas encontramos las secciones censales con mayor privación de la ciudad (Índice de Privación de Madrid Salud de 2021), fenómeno que explica el 15% de la mortalidad general encontrada en ellas, y que, desde la multidimensionalidad de los componentes utilizados para su cálculo, demuestra que la abstención electoral y el desempleo son los que mejor explican esa adversa situación de la salud que en esas secciones se halla.

Como se apuntó, la población de Madrid y Barcelona tienen una mejor esperanza de vida al nacer que la del conjunto de España: en 2019 casi 2 años de ventaja la de Barcelona sobre la nacional, tanto en hombres como en mujeres, mientras que en ese año prepandémico la de Madrid se situaba entre 1,5 y 1 año por encima, respectivamente. Durante el año 2020 la caída en la población nacional fue mucho más contenida que la de las grandes ciudades, apenas 1 año en la población española, en ellos y en ellas, mientras que la expectativa vital en Madrid cayó 3 años para los hombres y en la capital catalana 2,5 años para las mujeres, es decir, que en la práctica esa delantera histórica que mantenían ambas urbes desapareció. Se da la circunstancia de que, como resulta lógico al tratarse de un fenómeno coyuntural, agudo y autolimitado, al igual que pasaría con cualquier enfermedad infecciosa que no tienda a la cronicidad, tras ese primer año crítico, en 2021 se recuperó parte de lo perdido: en concreto, en la ciudad de Madrid el 77% de la esperanza de vida de los hombres y el 100% de las mujeres, ocurriendo en Barcelona un fenómeno similar (recuperación de un 60% y un 80%, respectivamente, respecto a la esperanza de vida al nacer del año previo a la pandemia), hasta acercarnos de nuevo a la preeminencia que históricamente ambas grandes ciudades mostraban sobre el conjunto del país.

La mortalidad, como se deduce de lo anterior, sufrió un incremento geométrico en la ciudad de Madrid y en el resto del país en 2020. Pero en aquella se incrementó un 46% el número de defunciones sobre el año anterior, mientras que en España ese aumento se concretó en un más amortiguado 18%, y en la ciudad de Barcelona lo hizo sobre un 33,5% en las mujeres y un 31% en los hombres. De esa forma, la mortalidad de la capital de España en ese año se situó en cifras de 2008-2009, en términos de tasas estandarizadas de mortalidad general, mientras que las del conjunto del Estado volvieron a las del año 2012. Sin duda por eso, el riesgo de morir en Madrid, ajustado por edades, fue el doble que el nacional (un poco más del doble para los hombres y un poco menos para las mujeres). Por ello y porque la mortalidad por COVID-19 justifica en la práctica todo ese crecimiento de las defunciones, hallamos que la mortalidad ajustada por esa causa es aproximadamente dos veces mayor que la de España en el primer año pandémico.

En 2020 las tasas ajustadas de mortalidad general de Madrid y España se equipararon, aunque en el año previo, las de Madrid, tanto para hombres como para mujeres, se situaban un 15% por debajo. Parece, por tanto, que las grandes ciudades sufrieron más intensamente el zarpazo de la COVID-19 en términos de mortalidad, y más intensamente Madrid que Barcelona, aunque la recuperación de ambas ciudades se ha mostrado contundente, hablando muy positivamente de su resiliencia. En este trabajo se vuelve a constatar algo conocido desde hace tiempo: el incremento preocupante de la mortalidad por cáncer de pulmón en las mujeres, mayor en las madrileñas que en las españolas, y la peor situación de la mortalidad por causas respiratorias en general de la población madrileña respecto a la nacional. La relación de la primera con el hábito tabáquico es conocida e indiscutible, la de la segunda con la calidad del aire es evidente, aunque en este trabajo no se ha podido estudiar esa relación con detenimiento.

Entre el 70% (mujeres) y el 77% (hombres) del tiempo de vida total que puede aspirar a vivir la población madrileña con datos de 2021 se hará en buenas condiciones de salud (sin limitaciones por algún problema crónico), proporción algo más baja que la de la población nacional. Sin embargo, una vez alcanzados los 65 años, las expectativas de proporción de la vida restante en calidad son algo mayores en la población de la ciudad.

La pandemia en su primer año afectó de manera notable a la estructura y a la dinámica poblacional. A la primera porque la mayoría de las personas fallecidas eran de edad avanzada y a la otra porque esos incrementos se vieron acompañados de descensos importantes de la natalidad y las migraciones, en consonancia con las restricciones a la movilidad impuestas para controlar la transmisión del SARS-CoV-2. Es decir, que el crecimiento vegetativo negativo de la población madrileña registrado desde hace algunos años no se pudo compensar con el saldo migratorio positivo que habitualmente lo solventa, resultando, por tanto, en 2020, un crecimiento demográfico global negativo, aunque en el año siguiente se recuperó en parte.

Quiere todo esto decir que la pandemia de COVID-19, por efecto directo e indirecto, afectó de forma muy importante y de manera global la vida y la salud de la población, de modo que puede establecerse en cualquier análisis demográfico, socioeconómico o de salud, transversal o cronológico, la huella clara de su impacto, en especial por todo lo acontecido en el primer año pandémico, 2020.

Sobre la autopercepción de salud de la población, apreciamos en este trabajo un estancamiento respecto a 2017, además de una peor situación respecto a la nacional: ambas circunstancias fueron constatadas en el anterior Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid (año 2018). Considerando la demostrada capacidad de este indicador para representar la situación global de la salud y de la mala salud de la población y su distribución en grupos sociales y en territorios, podemos deducir que la salud de la población madrileña sufre una cierta parálisis, una vez superada la fase inicial de la pandemia, confirmándose una situación algo desfavorable en relación con el conjunto de la población de España. No obstante, conviene enfatizar el hecho de que tan solo un poco menos de 3 de cada 10 madrileños y madrileñas viven su salud en términos no óptimos (como regular, mala o muy mala).

La calidad de vida en relación con la salud ha empeorado en los últimos 4 años, en especial para algunos grupos de población: así lo perciben las mujeres y las personas más jóvenes. En todo caso, el sexo (mujer), la edad (mayores de 64 años) y el sedentarismo resultan predictivos en este trabajo de una peor calidad de vida, de forma independiente a otros factores; huelga decir por su evidencia que el último de los tres es modificable desde la intervención sanitaria. Es importante señalar aquí que, según lo hallado en este estudio, la violencia de género y la mala salud mental también son predictivos de esa adversa situación, así como que en la medida en que los y las migrantes viven más tiempo entre nosotros/as empeora su calidad de vida relacionada con la salud.

La educación insuficiente predice la mala calidad de vida en relación con la salud, así como llevar una vida social insatisfactoria, tener dificultad para llegar a fin de mes o formar parte de un hogar en el que ingresan pocos recursos. Sufrir soledad no deseada y mostrar una actitud pesimista ante el futuro también lo hacen, mientras que pertenecer a un hogar donde la persona sustentadora principal es de una clase ocupacional desfavorecida o vivir en un distrito de menor desarrollo se asocian con esa negativa percepción personal sobre la situación en la vida, dentro del contexto cultural y de valores en que se vive, siempre en relación con objetivos, expectativas, valores e intereses.

Una elevada proporción de la población madrileña adulta, 7 de cada 10 personas, reconoce sufrir alguno de los problemas crónicos más frecuentes. Su distribución es la de los determinantes sociales de la salud negativos y en ello coincide con la distribución de la mala salud percibida, con la que está tan emparentada. Así, para ambas resulta predictivo ser mujer, tener una edad avanzada y una educación insuficiente, añadiendo para los problemas crónicos de salud el hecho de residir en un distrito de menor nivel de desarrollo y para la autopercepción negativa de la salud el pertenecer a un hogar de clase ocupacional desfavorecida.

Descansar pocas horas, resulta también predictivo de la mala salud percibida, mientras que el tener una póliza de atención privada lo es de la buena percepción de salud. La soledad y el hecho de rehusar a acudir a un establecimiento sanitario, aun necesítándolo, por miedo a contagiarse de COVID-19 predijeron el empeoramiento de la propia percepción de la salud, pero la mala salud percibida explica, en este análisis, el hecho de no teletrabajar y tener una vida social insatisfactoria.

La presencia de alguna enfermedad o problema crónico predice una mayor insatisfacción con el funcionamiento del SERMAS, en especial si aquellos son de los que producen dolor o pertenecen al área psíquica, además de un mayor consumo de fármacos y de la búsqueda de ayuda profesional ante algún problema de salud.

Haber pasado la COVID-19 y haberlo hecho de forma complicada se asocia con la mala percepción de salud y con la sensación de empeoramiento de la misma desde el inicio de la pandemia, siendo predictiva de esta opinión el mero hecho de haber sufrido la infección. Ser mujer es también predictivo del empeoramiento de la propia salud, a la vez que tener alguna limitación para la actividad habitual o declarar mala calidad de vida explican la opinión negativa sobre la propia salud. Esta mala opinión es más frecuente en quienes tienen trabajos precarios o no trabajan y en quienes viven en algún distrito de menor desarrollo.

La limitación de la actividad habitual por algún problema crónico es un indicador de salud que, en buena lógica, encuentra factores causales muy ligados a los de los problemas que la provocan. Además de su principal utilidad, la del cálculo de la esperanza de vida libre de limitación, a la que se suele asignar consensuadamente la capacidad



de delimitar la buena salud, su prevalencia en la población general y en determinados grupos informa de la carga de enfermedad de modo más eficaz que la propia frecuencia de problemas crónicos sobre una lista dada y de uso general, pues en ella se incluyen problemas que, a pesar de su alta prevalencia, no afectan de manera importante a la vida y la actividad habitual de las personas. Por ello sin duda, ser mujer, mayor (excepto para las limitaciones por problemas psíquicos en que destaca ser joven) y estar inmerso/a en situaciones de precariedad importantes, como reconocer dificultades para afrontar pagos principales del hogar, se sitúan entre sus causas, asociándose también a la necesidad de ayuda alimentaria y al bajo nivel educativo. No en vano sufrir esas limitaciones en los 6 meses previos explica, como factor independiente, la inseguridad alimentaria y el consumo de opiáceos, en especial si la limitación está causada por algún problema físico.

Es decir, que en los indicadores de salud analizados hasta ahora (autopercepción de la salud, calidad de vida relacionada con ella, problemas crónicos y limitación para la actividad, además de la mortalidad y la esperanza de vida), los factores causales encontrados para la mala salud que todos ellos resumen, pertenecen casi todos a los determinantes sociales, además de a la edad avanzada y al género femenino, resultando los hábitos y los factores del sistema sanitario poco explicativos de esos problemas, esto es, las condiciones de vida en sentido amplio resultan los factores más explicativos o predictivos de la salud, marcando su distribución tanto entre grupos sociales como territorialmente. Al menos desde las posibilidades de acercamiento a esa realidad que ha sido posible alcanzar en este trabajo.

La fragilidad en las personas mayores, que afecta a una de cada tres personas de más de 64 años y a más de 9 de cada 10 mayores de 85, se halla muy ligada a las situaciones de precariedad (educación insuficiente, clase ocupacional desfavorecida, sufrir inseguridad de acceso a los alimentos por causa económica), pero es muy importante señalar que también lo está a las relaciones (soledad y vida social insatisfactoria), sin olvidar que la mala percepción de la propia salud la predice de forma independiente a otras circunstancias. Cabe tomar nota de lo que ello significa y de las necesidades futuras de atención en una ciudad en la que una de cada 3 personas supera los 80 años, la fecundidad está bajo mínimos y la esperanza de vida se incrementa de forma constante, situaciones pandémicas aparte.

Casi la mitad de las personas de 18 o más años sufre la pandemia mundial moderna: el exceso de peso. En Madrid parece estabilizarse en cuanto a su prevalencia global, siendo peor la situación del conjunto del Estado. Sobre lo conocido, en este trabajo el sexo (hombre), la edad (más de 45 años) y la educación (insuficiente) aparecen como factores de riesgo de sobrepeso y obesidad, mientras que esos estados ponderales son factores causales del sedentarismo en el ocio y la adicción al juego, a pesar de que el conocimiento actual informa de una relación de causalidad inversa con el primero de los factores (sedentarismo). La existencia de una relación de causalidad entre ambos es lo indudable en este análisis, a pesar de que las limitaciones de este trabajo hayan señalado una dirección de los acontecimientos poco esperada. Además, la condición de migrante predice específicamente el sobrepeso, mientras que la clase social desfavorecida o residir en distritos de menos desarrollo lo hacen de la obesidad.

Una de las áreas en que se puede estudiar la salud en un trabajo como este, la salud mental, ha sido, sin duda, la más deteriorada en los últimos 4 años. Los datos aportados y otros trabajos recientes sitúan, de nuevo, a la COVID-19 y a las medidas implementadas para su control, en especial las que limitaban las relaciones sociales y la movilidad, en la causa de este empeoramiento. La incertidumbre ante una enfermedad desconocida que hizo colapsar el sistema sanitario y provocó una gran mortandad contribuyeron a consolidar esos problemas. Lo cierto es que una de cada tres personas residentes en la ciudad de Madrid está en riesgo de sufrir mala salud mental, prevalencia muy por encima de las conocidas hasta ahora. Como sabemos, la mala salud mental refleja con claridad las desigualdades sociales, afectando más y con mayor intensidad a quienes viven en situaciones de precariedad. En Madrid hemos hallado que el riesgo de sufrir estos problemas (básicamente ansiedad crónica y depresión) se asocia a la edad (joven), el sexo (mujer), las dificultades para llegar a fin de mes, la inseguridad para acceder a la alimentación por problemas económicos y haber necesitado ayuda alimentaria por tal motivo, sufrir soledad, tener una vida social insatisfactoria, padecer violencia de género y experimentar una baja calidad de vida en relación con la salud, además de mostrar pesimismo ante el futuro y adicción a las nuevas tecnologías de la información y la comunicación (TIC). Además, la mala autopercepción de salud es predictiva del bajo bienestar emocional (síntomas depresivos) en personas de 65 o más años, especialmente en mujeres.

De todas las referidas, la edad joven, la soledad, la dificultad para llegar a fin de mes, la insatisfactoria vida social, el pesimismo y la adicción a las TIC resultan en este trabajo explicativas del riesgo de mala salud mental, circunstancias todas ellas que merecen un abordaje multidisciplinar para prevenir este conjunto de problemas de salud muy invalidantes, que generan un elevado gasto sanitario y convierten la vida de muchos ciudadanos y ciudadanas en pesadas e indeseadas experiencias existenciales.

La mala salud mental, como cualquier problema de salud, a su vez es causa de otros problemas y enfermedades. En este estudio encontramos relaciones explicativas, entre estos problemas, que actuarían como factores de riesgo y: la soledad y el malestar asociado a la misma, la percepción de contar con poco apoyo social en caso de necesidad, la violencia, el consumo de riesgo de alcohol, el sedentarismo y el consumo de antidepresivos y ansiolíticos, esto último como muestra de coherencia y validez del análisis. La relación causal entre la mala salud mental con el consumo de riesgo de alcohol se halla especialmente con los problemas de ansiedad, mientras que con la soledad se halla la depresión.

Es imposible abordar cualquier análisis de la situación de salud de la población sin acercarnos a la pandemia de COVID-19 y a los efectos de la misma y de las medidas tomadas para su control. Como se dijo, su impacto en la ciudad de Madrid fue muy importante, al menos en términos de mortalidad, aportando este estudio la evidencia del antagonismo entre la distribución social y territorial de la epidemia general y la que evolucionó de forma especialmente severa. El riesgo de infectarse en los primeros 20 meses de la pandemia (el periodo que se ha podido analizar en la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021), plazo en que se infectó una persona residente en la ciudad de Madrid de cada cinco, encuentra una relación explicativa en la edad (más en jóvenes), en el estatus migratorio (más en migrantes), en la situación laboral (trabajan activamente y no teletrabajan), en la relación con el sistema sanitario (no limitan sus visitas pues no temen el contagio en los centros sanitarios), el acceso al sistema (tienen problemas de acceso por causa económica y/o tienen póliza privada) y, en general, la situación del hogar (habitan en viviendas donde existen varios hogares, hay menores o poca superficie por cada miembro), además de la percepción de salud (viven su salud negativamente). En general, los problemas de accesibilidad al sistema sanitario por causa económica han empeorado de forma llamativa desde el inicio de la pandemia, seguramente por la conjunción de circunstancias tales como el incremento de las necesidades y el colapso del sistema sanitario público. En todo caso, en este trabajo y por diferentes indicadores (satisfacción con la atención, peor accesibilidad por motivos económicos, etc.) se puede concluir que la atención sanitaria en los distritos de menor desarrollo se da en condiciones de desventaja respecto a la que reciben en las demás zonas de la ciudad.

La pandemia ha incrementado la soledad y el pesimismo de la gente de forma notable. Como se ve, la eventualidad de infectarse está poco condicionada por los determinantes sociales de la salud, si exceptuamos el estatus migratorio, pero sí lo están por el grado de exposición al SARS-CoV-2 (trabajar activamente, compartir la vivienda con más personas, no tener temor al contagio en los centros sanitarios) y otros factores del propio sistema de cuidados. En este capítulo, no obstante, hay que enfatizar que en su relación con el aseguramiento privado no es posible definir la causalidad, pues en un trabajo transversal como este la cronología de los acontecimientos es una incógnita.

La mala evolución de quienes sobrevivieron, uno de cada 10 infectados/as, encuentra capacidad predictiva en el sexo (hombre), la edad (mayores), la zona de la ciudad en que se reside (distritos de menor desarrollo), la situación previa de la salud (limitación para la actividad por un problema crónico) y la situación laboral (trabajo reproductivo como actividad fundamental). Además, se ha comprobado en este análisis que la evolución tórpida se relaciona con el bajo nivel de instrucción, con el hecho de formar parte de una familia de clase ocupacional desfavorecida, con sufrir inseguridad de acceso económico a la alimentación y con necesitar ayuda alimentaria, así como con la búsqueda de información para problemas de la salud en los/las profesionales sanitarios/as. Estas últimas características dejan de ser relevantes cuando se ajusta entre todas ellas, es decir, que carecen de capacidad explicativa, pero son importantes para definir un cierto perfil de quienes experimentaron una evolución complicada. Como se ve, por tanto, la mala evolución de la enfermedad, a diferencia del hecho de adquirirla, está causada básicamente por determinantes sociales de la salud negativos, de modo que la intervención sobre ellos, o sobre las circunstancias modificables que ellos provocan (factores intermedios), conformaría una inteligente y eficaz estrategia de prevención de sus peores efectos (curso grave y mortalidad). Quede esta reflexión derivada de los datos para futuras crisis de similares características, si ocurrieran. Aunque la comorbilidad



general (hipertensión, hipercolesterolemia, diabetes mellitus) se asocia tanto con el riesgo de infectarse como, después, con una peor evolución de la infección, para la primera se debe señalar también el asma crónica, y para la segunda, además, la depresión y la ansiedad crónica. El exceso de peso resulta predictivo, en este trabajo, de la hospitalización por causa de la COVID-19.

Los problemas de la salud bucodental (mala salud oral percibida e informada) muestran un perfil de inequidad (desigualdades injustas en la salud que se pueden modificar mediante la intervención sanitaria) muy notable, como corresponde a un déficit muy relevante de la universalidad de nuestro Sistema Nacional de Salud (SNS), considerando que esta se sostiene en tres pilares: la cobertura a toda la población, un catálogo de servicios amplio que contemple los servicios básicos y la gratuidad en el momento de la atención, es decir, sin pagos, copagos ni repagos. Como es conocido, las prestaciones para la salud oral, tanto preventivas como curativas y rehabilitadoras, están fuera del SNS, lo que en la práctica asegura una distribución de desigualdad social de la salud determinada por el componente de capacidad económica. En este trabajo encontramos como factores predictivos (causales) de la mala salud bucodental, que afecta a uno de cada 3 madrileños/as: la edad avanzada (por encima de los 64 años la prevalencia sube a 43%), el bajo nivel educativo, la clase social desfavorecida y la dificultad para llegar a fin de mes. En el ámbito de los hábitos, el consumo frecuente de dulces explica estos problemas; en el del funcionamiento del sistema sanitario, las dificultades de acceso a la atención bucodental por motivos económicos y no tener suscrita una póliza privada de asistencia de salud; y en el de la comorbilidad, la mala percepción de la propia salud en general también resulta explicativa de esos problemas. Se puede añadir a esta distribución de desigualdad social, la de la desigualdad territorial que, en la práctica, informa sobre la misma población, ya que vivir en algún distrito de menor desarrollo también se asocia con estos factores y con estos problemas de salud.

De modo singular, la relación entre determinantes (sociales, de hábitos, del sistema de cuidados o del entorno, tal y como se ha clasificado aquí) resulta así mismo muy elocuente y explicativa, despejando a veces el auténtico sentido de interacciones reiteradas en el análisis de la salud, generalmente previas a los ajustes en los análisis multivariantes con datos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021: son los factores de riesgo y, a veces, las causas de la mala salud.

La edad es la variable epidemiológica que más determina diferentes niveles de salud en la población, por ello en cualquier análisis es preciso observar la realidad comparada sin su participación (ajuste). Se observa en este estudio que pertenecer al tramo de edad más avanzada (65 y más años) se asocia a otros determinantes, como el pesimismo sobre el futuro, el poco tiempo de dedicación a las relaciones sociales, que con frecuencia son insatisfactorias, resultando explicativa la relación, en el caso de las mujeres, de esta edad más avanzada con el trabajo doméstico sin remuneración. En el ámbito de los hábitos, la relación de la edad mayor se encuentra con el sedentarismo y con el consumo frecuente de dulces, además del poco uso de las TIC y la escasa búsqueda de información ante problemas de salud. De alarmante se puede calificar el importante consumo de psicofármacos de las personas mayores en la ciudad de Madrid, especialmente en las mujeres.

La población más joven estudiada en este trabajo (fundamentalmente entre los 15 y los 44 años) nutre mayoritariamente, aún, el grupo de personas extranjeras a las que, por su procedencia, se ha considerado inmigrantes por motivos económicos, o simplemente inmigrantes, es decir, los/as nacidos/as en países en desarrollo o, lo que es lo mismo, quienes no proceden de la UE-15 más Noruega y Suiza, EEUU, Canadá, Japón, Australia y Nueva Zelanda. Muy interesante es la relación hallada en la población más joven con la soledad y el malestar con que se vive esta adversa situación, así como con la violencia en general y, específicamente, con la violencia de género. La población joven con más frecuencia se ve inmersa en hábitos perjudiciales para la salud, como el tabaquismo diario, el consumo frecuente de comida rápida y la adicción a los juegos de apuestas. Ser joven es un factor predictivo de las dificultades para la asistencia de salud mental por causa económica, a pesar de que, como se ha observado, estos problemas son especialmente prevalentes en este grupo. La población adulta de menor edad, además, presenta la tasa más baja de vacunación anti-COVID-19, a pesar de la mejora de la opinión que sobre la utilidad de las vacunas ha experimentado desde el inicio de la pandemia. En lo que se refiere al entorno y al hogar cabe destacar que es el grupo que con más frecuencia vive en menos superficie per cápita en la vivienda.

Las mujeres, como es conocido, acumulan más determinantes adversos para la salud y, sin duda, por ello, peor situación de salud (mala salud percibida, peor calidad de vida en relación con ella, más prevalencia de problemas crónicos y de limitación por ellos y peor salud mental). En este trabajo se ha podido relacionar de modo explicativo el género femenino con el trabajo reproductivo de labores del hogar (limpieza, preparación de comida),

con el sedentarismo, con las dificultades en el acceso al sistema sanitario (salud mental y bucodental), al que accedieron con mayor dificultad durante el periodo álgido de la pandemia (listas de espera, colapso del sistema sanitario, miedo al contagio), además de con el consumo muy habitual de psicofármacos, en especial en las mujeres de clase desfavorecida con problemas económicos.

Además, con datos de la Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021 se encuentra que las mujeres con más frecuencia tienen dificultad para asegurar la alimentación por motivos económicos todos los días, sufren soledad y la experimentan con malestar, refieren más insatisfacción con la vida social, son más pesimistas ante el futuro y más frecuentemente tienen trabajos temporales o de menor cualificación. A su vez, y en el ámbito de los hábitos, las mujeres que beben alcohol, con más frecuencia presentan consumos de riesgo, llamando la atención el hecho de que las mayores con más asiduidad apuestan en juegos. Por último, las mujeres madrileñas más frecuentemente se muestran insatisfechas con el funcionamiento del sistema sanitario público.

Ser mujer es explicativo de sufrir violencia en cualquier espacio, excepto en el educativo y dedicarse a la limpieza y preparación de comidas como actividad doméstica fundamental. Los hombres tienen una edad media más joven, con más frecuencia han alcanzado estudios secundarios y pertenecen a clases sociales familiares favorecidas. En el ámbito de los hábitos, consumen más frecuentemente tabaco a diario, tienen trabajos más sedentarios y consumen comida rápida, además de experimentar con más frecuencia un sueño reparador en el tiempo de descanso y dedicarse a las gestiones como actividad doméstica fundamental.

En este trabajo se observa que ser migrante por motivos económicos, tal y como se ha definido, y estar en desempleo son las dos características que más pobreza aseguran en la población madrileña. Ser migrante es predictivo de tener una vida social insatisfactoria, haber restringido el acceso al sistema sanitario durante la pandemia de COVID-19 por miedo al contagio, experimentar dificultades de acceso a los servicios de salud mental o salud bucodental y vivir en situación de hacinamiento en el hogar. Además, la población migrante pertenece con más frecuencia a clases ocupacionales desfavorecidas, presentan carencia material severa (dificultad para llegar a fin de mes, pobreza energética, inseguridad de acceso a los alimentos y necesidad de ayuda alimentaria, renta baja y retrasos en pagos importantes), teletrabajan menos frecuentemente, reúnen tasas de vacunación anti-COVID-19 más bajas y más usualmente conviven con menores en la vivienda. Destacable es también que se muestran más satisfechos con el funcionamiento del sistema sanitario y que, ante la necesidad de información sobre algún problema de salud, consultan con más asiduidad a los y las profesionales sanitarios/as, es decir que su inclusión en el sistema sanitario público normalizado, ante el alcance de los factores de riesgo para la salud señalados, es una garantía para su salud y, por ello, para la salud colectiva.

Las personas migrantes, con menos frecuencia presentan limitación para la actividad habitual, pero serlo es predictivo de exceso de peso (en especial sobrepeso) y explicativo de haber pasado la COVID-19. Con los años empeora la percepción de la propia salud, de modo que superar los 5 años de residencia es explicativo de tener peor percepción de salud que los demás migrantes. Quienes llevan más tiempo en España muestran peor CVRS, más prevalencia de enfermedad crónica, en especial de depresión y de las que producen dolor, de exceso de peso, de COVID persistente y de mala evolución de la COVID-19, esto último en los/las que superaron los 16 años de residencia.

La educación insuficiente en la población madrileña, predice tener dificultad para acceder a servicios de salud bucodental por causa económica, vivir en situación de hacinamiento y el hecho de no buscar información sobre la salud en las redes.

Por otra parte, se halla asociación entre bajo nivel educativo y clase ocupacional desfavorecida, especialmente en las mujeres. En la población madrileña, quienes tienen bajo nivel educativo con más frecuencia no teletrabajan, tienen dificultad para el acceso a los alimentos por razones económicas y por ello recurren más a la ayuda alimentaria y son más sedentarios/as en el ocio. Dedicar menos tiempo a las relaciones sociales y con más frecuencia sienten falta de apoyo social en caso de necesidad. Por el contrario, el nivel de estudios alto (universitarios) explica el consumo saludable de frutas y verduras diariamente, haber sido objeto de violencia, no visitar los dispositivos del sistema sanitario por miedo a contagiarse (COVID-19) y tener suscrita una póliza de atención privada. Cabe añadir que la mejora en el nivel de estudios es notable en la población migrante por motivos económicos y quienes lo alcanzaron suelen tener trabajos más sedentarios.



Las grandes ciudades reúnen una importante y variada cantidad de diferencias en la salud, no solo entre grupos sociales, como se está repasando, sino también entre territorios, como quiera que se definan según zonificaciones administrativas o de otra naturaleza (georreferenciación). Son el resultado final, como se comprende, de la distribución desigual, social o territorial, de los determinantes que conocemos. Se ha encontrado en este estudio que el hecho de vivir en alguno de los distritos de menor desarrollo humano de la ciudad predice con claridad un peor acceso al sistema sanitario, bien sea por una larga lista de espera, por el colapso del sistema sanitario durante la pandemia de COVID-19 o por falta de capacidad económica para sufragar los servicios de salud mental o bucodental, así como mayor insatisfacción con el funcionamiento del SERMAS. Por otra parte, vivir en esas zonas explica el hecho de que, con más facilidad, no se busque información ante los problemas de salud, así como el hacinamiento en la vivienda.

En general, entre quienes residen en esos distritos es más frecuente dedicar poco tiempo a las relaciones sociales, no teletrabajar, usar menos las TIC, no estar vacunado/a de COVID-19, aunque hayan mejorado la opinión general sobre las vacunas y consumir analgésicos opiáceos. En esos distritos viven mayoritariamente las personas migrantes procedentes de países en desarrollo.

En el caso contrario, vivir en alguno de los de mayor desarrollo predice un consumo alcohólico de riesgo, tomar antidepressivos y tranquilizantes, así como experimentar más frecuentemente un sueño reparador y tener una póliza de aseguramiento sanitario privado.

La clase social ocupacional familiar (la propia de la persona sustentadora principal del hogar) desfavorecida (clases III y IV de la agrupación del Goldthorpe, ocupaciones manuales) es predictiva de fumar diariamente, vivir con poco espacio en la vivienda y tener menor apoyo social en caso de necesidad. En general quienes forman parte de estas familias con más frecuencia sufren inseguridad de acceso económico a los alimentos y tienen necesidad de ayuda alimentaria, dedican poco tiempo a las relaciones sociales, no teletrabajan, son pesimistas respecto al futuro, sedentarios en el tiempo de ocio, dependen menos de las TIC y se vacunan de la COVID-19 con menos frecuencia que las personas de otras clases, aunque reconocen haber mejorado su opinión sobre la eficacia de las vacunas desde el inicio de la pandemia, en sentido general. Quienes ocupan esa desfavorable posición social sufren más frecuentemente soledad no deseada y más asiduamente participan en juegos de apuestas, al igual que las personas que pertenecen a una clase ocupacional favorecida.

En este trabajo se ha indagado sobre la distribución de algunos indicadores que conforman el capítulo de la carencia material severa del indicador de pobreza y exclusión social AROPE. Se trata de la renta baja (RB), la dificultad para llegar a fin de mes (DFM), las dificultades para asegurar la alimentación por motivos económicos (IAEA), la necesidad de ayuda alimentaria (NAA), la dificultad para acometer pagos principales (DPP) y la pobreza energética (PE). Como se dijo, todas estas circunstancias adversas, además de la inseguridad residencial, se asocian a la limitación para la actividad habitual, siendo la DPP explicativa de la limitación, mientras que esta predice la IAEA. La fragilidad en las personas mayores encuentra explicación en la IAEA, y se asocia en este estudio con la mala salud mental (IAEA y AA) debiendo señalarse, además, que la DFM la predice. La evolución tórpida de la COVID-19 es explicada en este trabajo por la necesidad de recibir ayuda alimentaria y se asocia de forma clara con la baja renta en el hogar y la IAEA.

Además, en las relaciones entre determinantes de la salud, se comprueba que los problemas de la seguridad alimentaria y la dificultad para llegar a fin de mes se interrelacionan estrechamente, como es natural, de modo que esta explica aquélla según estos datos; que el pesimismo ante el futuro predice esta dificultad económica para llegar a fin de mes, como también lo hace dedicarse al trabajo doméstico no remunerado como actividad principal y que la inseguridad alimentaria, la dificultad para llegar a fin de mes y la dificultad para acometer los pagos principales predicen el hacinamiento, mientras que la renta baja explica que las familias no opten por el aseguramiento privado. Por otro lado, los problemas de inseguridad alimentaria son explicados por el hecho de pertenecer a alguna de las clases desfavorecidas y por la falta de apoyos sociales en caso de necesidad y, lo más relevante para la planificación de políticas sociales, que todas estas circunstancias que definen la carencia material son más frecuentes en los hogares en los que convive algún menor de edad, en los de migrantes por motivos económicos o en los que viven personas desempleadas; según ello pertenecer a alguno de estos tres tipos de hogares o, aún más, a uno en que se dé más de una de estas situaciones, es la situación más adversa de las posibles en esta ciudad en relación al riesgo de pobreza y exclusión.

En todo caso y como remate a lo señalado hasta aquí, se puede añadir que ser mayor, ser mujer o residir en un distrito del clúster de menor desarrollo son factores de riesgo de sufrir inseguridad alimentaria que actúan de forma independiente de otros factores y que la renta baja en el hogar y la dificultad para llegar a fin de mes son circunstancias adversas que predicen baja calidad de vida en relación con la salud.

La mala percepción de la propia salud es causa de soledad y del malestar asociado a ella, pero, en este trabajo, la soledad aparece como predictiva del empeoramiento de la percepción de la salud y de una peor calidad de vida relacionada con ella. El riesgo de mala salud mental parece ser, a la vez, causa y efecto de la soledad y su presencia incrementa el riesgo de vivir con malestar ese sentimiento. Además, la soledad es predictiva de sufrir depresión. La COVID-19 incrementó la prevalencia de soledad y las personas que presentaron una peor evolución de esa infección viven de forma más negativa ese sentimiento.

La soledad (prevalencia de un 14%) es más frecuente en jóvenes, en mujeres y en migrantes, de tal modo que estas circunstancias predicen padecerla. Quienes la sufren tienen una tendencia mayor al tabaquismo diario y más frecuentemente se dedican al trabajo doméstico no remunerado como actividad principal. Además, la soledad es explicada, como parece natural, por los problemas de relaciones sociales (insatisfacción con la vida social y falta de apoyo), por el hecho de vivir solo/a, por el pesimismo ante el futuro y por tener una situación laboral diferente al empleo (desempleo, estudiante, jubilación, etc.), siendo a la vez causa y resultado de la violencia de género. Se puede señalar también que es un sentimiento más común en las clases desfavorecidas, sobre todo en las mujeres que ocupan esa posición social. Sentirla y referirla como muy frecuente, además, predice que se viva con malestar y que se lleve una vida sedentaria en el tiempo de ocio.

Aquellas personas que la viven con malestar, situación que se da en más proporción en la población joven y en las mujeres, refieren como insatisfactoria la vida social, siendo ese malestar el resultado de esta pobre valoración y, en general, del pesimismo ante el futuro. Haber alcanzado estudios universitarios predice vivir con malestar la soledad, cuando este sentimiento es frecuente.

Precisamente, la baja o escasa calidad y cantidad de la vida social, así como una menor posibilidad de encontrar apoyos en caso de necesidad, se cuentan entre los efectos de la mala salud general y la mala salud mental halladas y ya referidas un poco antes. Esta última explica también la falta de apoyos en caso de necesidad. La insatisfacción con las relaciones sociales es explicada por la edad (más de 64 años) y por el estatus migratorio (migrantes originarios de países en desarrollo), siendo más común en mujeres y resultando predictiva de la baja calidad de vida en relación con la salud. La interrelación entre los 3 aspectos de las relaciones sociales analizados (insatisfacción, falta de apoyos y escaso tiempo dedicado a ellas) resulta evidente cuando comprobamos que cada una explica y es explicada por las otras.

La falta de apoyos en caso de necesidad se puede predecir con estos datos por la inseguridad alimentaria por causa económica y por la pertenencia a una familia de clase desfavorecida, siendo más frecuente en mayores, en migrantes, incluso en quienes llevan más tiempo viviendo entre nosotros/as, y en personas con bajo nivel educativo. Abundando en ello, la posición social ocupacional desfavorecida, la poca instrucción formal, la edad madura, además de la residencia en alguna zona más deprimida de la ciudad son circunstancias comunes entre quienes dedican poco tiempo a las relaciones sociales.

La violencia de género, como factor de riesgo y según se especificó, explica la mala calidad de vida en relación con la salud, la negativa salud autopercebida, la limitación para las actividades habituales y la mala salud mental. Esta última predice, también, la violencia en general. Excepto en el ámbito educativo, la violencia en cualquier espacio es más frecuente en mujeres, en personas jóvenes, es explicada por el nivel educativo alto, por la vida social de baja calidad y por la falta de apoyos sociales en mayores de 64 años, además de ser referida frecuentemente por las personas no cis (personas que no viven bajo el género que les fue asignado al nacer). La violencia de género explica la vida social insatisfactoria, la sensación de falta de apoyos en caso de necesidad y la soledad, circunstancia que también la predice. En este estudio hallamos que la violencia de género explica un mayor consumo de fármacos tranquilizantes, antidepresivos y analgésicos opiáceos, independientemente de sufrir algún problema de salud que produzca dolor. Esta lacra es más frecuente en personas jóvenes.

Las personas no cis con más frecuencia consumen antidepresivos y viven el futuro con pesimismo. A su vez, el pesimismo, involucrado con la mala salud mental, es más frecuente en las mujeres en general, la población



mayor, la clase desfavorecida, las personas desempleadas y en las mujeres que realizan trabajos domésticos no remunerados como actividad principal. Esta visión negativa del futuro es explicada por los problemas de acceso a los servicios de salud mental por causa económica y, a su vez, predice las dificultades para llegar a fin de mes y la soledad. Las relaciones sociales no satisfactorias incrementan el riesgo independiente de mostrar una visión negativa sobre el futuro, mientras que las personas migrantes económicas la tienen especialmente positiva.

El desempleo, su relación con la precariedad más severa y su mayor frecuencia en mujeres y jóvenes, son circunstancias conocidas y ya han sido comentadas. Se debe resaltar, no obstante, que en las personas que se encuentran en esa situación, son mucho más frecuentes las variables que definen la carencia material severa (pobreza energética, inseguridad alimentaria, etc.) como era esperable.

En ese orden de cosas, el trabajo doméstico no retribuido se relaciona con el consumo de tranquilizantes y puede ser explicado por la presencia de menores en el hogar. Como se señaló, ser mujer predice el hecho de dedicarse a esas tareas en el hogar y ser hombre a las gestiones. El trabajo reproductivo se asocia con la falta de optimismo, especialmente en mujeres, con la soledad y con la clase social desfavorecida. Ser mayor de 64 años resulta predictivo de realizar ese tipo de actividad, mientras que es explicado por las dificultades para llegar a fin de mes.

Entre los hallazgos que tienen que ver con los hábitos destaca la relación que se ha encontrado entre diferentes estilos de vida nocivos. Así, el consumo de tabaco y de cannabis es predictivo del consumo de riesgo de alcohol y específicamente el de cannabis lo es del tabaquismo. Consumir frecuentemente comida rápida explica el de riesgo de alcohol, al igual que el hecho de residir en algún distrito de mayor desarrollo o tener un trabajo remunerado. Consumir frecuentemente dulces encuentra explicación en la edad (mayores de 64 años), mientras que el de comida rápida lo encuentra también en la edad (jóvenes de 15 a 29 años) y en el sexo (hombres). Como se vio, la soledad y el tabaquismo están relacionados, de la misma forma que aquella puede ser efecto, entre otros factores, del sedentarismo.

Es curioso constatar, como se ha hecho aquí, que el sedentarismo en el trabajo y en el ocio se distribuyen de modo antagónico en la población madrileña, de modo que el primero es más frecuente en hombres y en perfiles de buena posición social (universitarios) mientras que el segundo, más frecuente en mujeres y en personas mayores, se distribuye más bien en clave de precariedad (estudios elementales y clase desfavorecida).

Destaca, también, el hecho de que la brecha digital (poca frecuencia de conexión a las TIC) se distribuye igualmente con perfiles de precariedad (mayores, bajo nivel de estudios, residencia en distritos de menor desarrollo y clase ocupacional desfavorecida). Quienes sufren esta desconexión relativa, además, consumen más tranquilizantes que el resto de la población.

El sexo (hombre), la edad (mayor) y la zona residencial (mayor desarrollo) son factores predictivos de disfrutar de un sueño reparador, hábito de importancia pues el sueño escaso, que no facilita el descanso debido, se ha identificado en este trabajo como factor predictivo de mala salud autopercebida y de mala calidad de vida en relación con la salud.

Terminamos este grupo de determinantes señalando que quienes participan en juegos de apuestas consumen más analgésicos de gran potencia que los demás, pertenecen a edades jóvenes, son más frecuentemente hombres (y entre las mujeres más las mayores) y quienes muestran conductas de riesgo para las apuestas deportivas pertenecen a clases ocupacionales medias.

En lo que afecta a los factores determinantes que dependen del sistema de cuidados y su funcionamiento, este análisis identifica su relación causal con el empeoramiento de la salud autopercebida (asistencia no recibida o excesivamente demorada durante la pandemia por miedo al contagio o por colapso del sistema sanitario), la prevalencia de enfermedades crónicas en sentido inverso (ser portador de alguna de ellas predice insatisfacción con el sistema sanitario) y la mala salud bucodental (explicada por las dificultades de acceso por motivos económicos y por no contar con aseguramiento privado), entre otras.

La insatisfacción con el funcionamiento del sistema sanitario público en Madrid es más frecuente en las mujeres, mientras que el hecho de vivir en algún distrito del clúster de menor desarrollo y haber experimentado dificultades para acceder a la atención sanitaria por motivos económicos predice esa opinión. Quienes la tienen, con menor frecuencia tienen suscrita una póliza de seguro privado de atención.

El consumo de psicofármacos es elevado en la población madrileña y, por lo que se puede deducir de la información recogida, son usados frecuentemente para paliar problemas de relaciones personales y sociales o situaciones de precariedad (violencia de género, personas no cis, trabajo reproductivo). Ser mayor de 64 años predice el consumo frecuente de antidepresivos, tranquilizantes y opiáceos, mientras que ser mujer lo hace de los dos primeros grupos. En las zonas más deprimidas de la ciudad se consume con más frecuencia analgésicos potentes.

En relación con algunos aspectos de la alfabetización sanitaria se puede indicar que la búsqueda de información procedente de un/a profesional ante algún problema de salud es predictiva de portar una enfermedad crónica, a la vez que la mala evolución de la COVID-19 predijo que se decidiera ese tipo de búsqueda preferentemente.

Por otro lado, se da la circunstancia de que las mujeres, quienes viven en distritos de menor desarrollo y quienes pertenecen a una familia de clase desfavorecida han registrado tasas de vacunación anti-COVID-19 algo más bajas que el resto de la población, pero, sin embargo, han mejorado más su opinión previa sobre la eficacia de las vacunas en general.

Por último, en relación al hogar, las circunstancias señaladas como de carencia material severa (baja renta, dificultad para llegar a fin de mes, inseguridad alimentaria, necesidad de ayuda alimentaria, dificultad para realizar pagos principales de la vivienda y pobreza energética) son todas más frecuentes en hogares en que viven menores, mientras que el hecho de que alguna persona adulta tenga como actividad principal el trabajo doméstico no remunerado es explicado por la presencia de menores en el hogar. Por otro lado, tener de 15 a 29 años, ser migrante, tener bajo nivel educativo, vivir en un distrito de menor desarrollo, pertenecer a un hogar de clase ocupacional desfavorecida, sufrir inseguridad alimentaria por causa económica, referir dificultad para cubrir pagos principales de la vivienda, formar parte de una vivienda donde cohabitan varios hogares y la presencia de menores en el hogar son circunstancias predictivas del hecho de vivir en condiciones de escasa superficie por conviviente.

A modo de conclusión, un análisis como el que se ofrece en el presente Estudio de Salud de la Ciudad de Madrid 2022 es una ventana a la realidad de la salud de la población, limitado en lo que muestra, pero clarificador y, anhelamos, útil. La información que se pone a disposición de quienes tienen la responsabilidad de planificar servicios sociales y sanitarios, mejora su conocimiento de lo que ocurre y abre una oportunidad al diseño de políticas orientadas al avance de la salud de la población globalmente, y específicamente más a la de algunos grupos vulnerables de la misma.

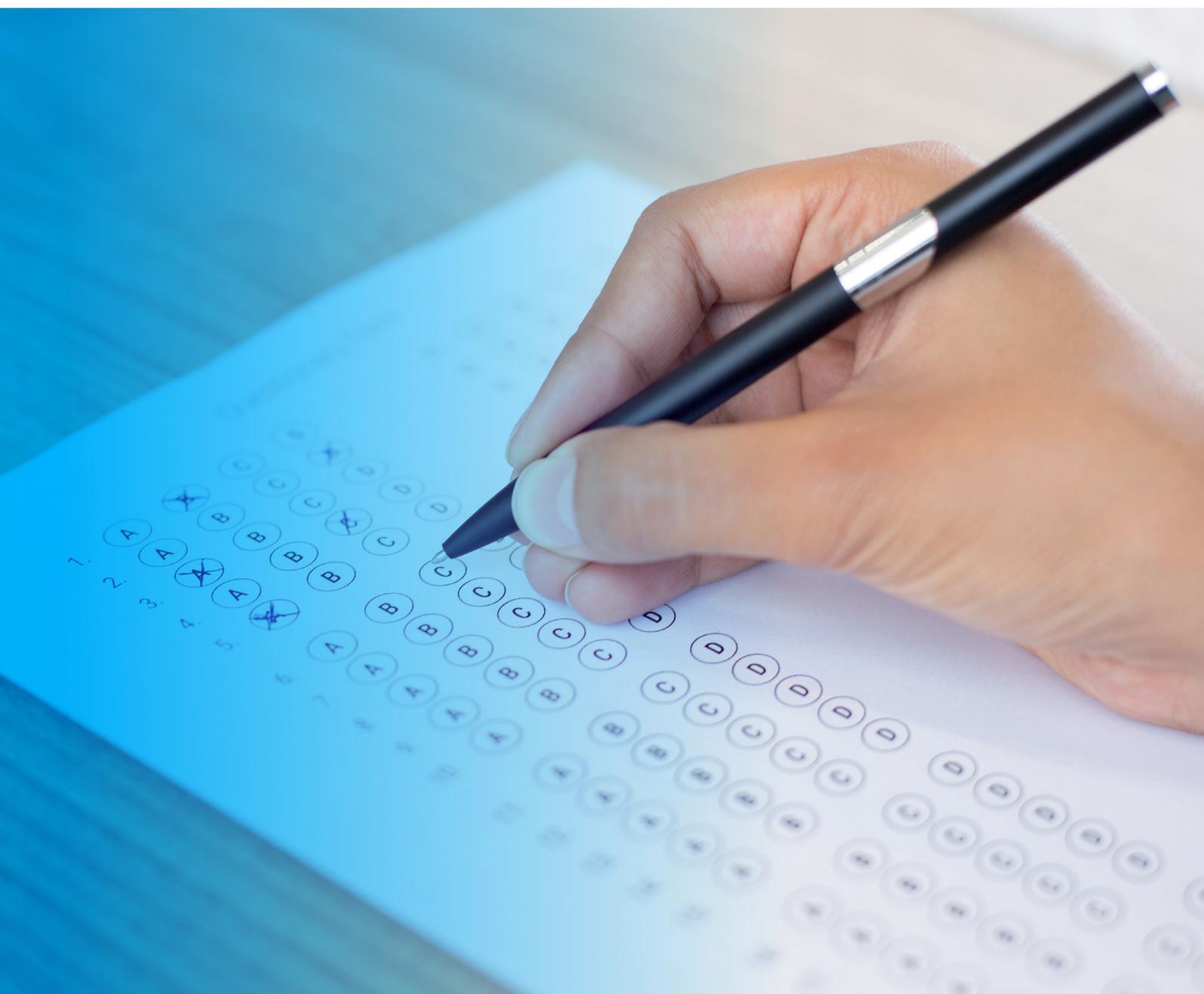
La ciudad de Madrid necesita ampliar, dotar y mejorar el funcionamiento del sistema sanitario público, en especial en los distritos de la ciudad con menor desarrollo, para estar más preparada ante crisis sanitarias como la vivida recientemente, así como trabajar por la universalidad de la atención, tanto en la cobertura como en la inclusión en sus catálogos de algunos servicios de gran importancia para la salud, como los bucodentales y los de atención mental.

La lucha decidida contra la pobreza y la desigualdad aparece en este trabajo como la política que más puede mejorar la salud colectiva, de la misma manera que fomentar las relaciones sociales y el ocio activo y saludable contribuiría a mejorar la salud mental y el bienestar psíquico. Las medidas que en este sentido se puedan tomar para prevenir la soledad no deseada tendrían un gran impacto en ello.

La prevención, especialmente en jóvenes, de hábitos poco saludables sería también de gran interés. La población en situación de precariedad y la migrante por motivos económicos son los grupos con más necesidades de salud según los datos analizados, por lo que una mejor y más adaptada atención sanitaria a sus principales problemas sería una gran herramienta para avanzar en la equidad en salud en nuestra ciudad.

Estar atentos a hábitos emergentes poco saludables que se antojan peligrosos para la salud, como la creciente adicción al juego, así como aumentar los recursos sanitarios en las zonas con mayor privación, señaladas entre otros factores por la alta abstención electoral y la elevada tasa de desempleo, incidiría directamente en la reducción de la mortalidad prematura y en la mejora de la calidad de vida de las personas que en ellas viven, a la vez que contribuiría a aminorar las desigualdades sociales en la salud, un reto de gran alcance, imperativo para el sistema sanitario público del que Madrid Salud forma parte.

ANEXO: CUESTIONARIOS DE LA ENCUESTA DE SALUD DE LA CIUDAD DE MADRID 2021 (ESCM´21)





BLOQUE COMUN + V1

CUESTIONARIO DE LA ENCUESTA DE SALUD DE LA CIUDAD DE MADRID 2021 (ESCM '21)

Buenos días/tardes, le llamo desde Madrid Salud del Ayuntamiento de Madrid. En estos momentos estamos llevando a cabo una encuesta de salud para saber las medidas que se pueden tomar para mejorar la salud de la población madrileña. La selección de las personas a las que se solicita la colaboración voluntaria en el estudio es estrictamente aleatoria, por lo que su colaboración resulta especialmente valiosa.

Toda la información que Vd. nos facilite está sujeta a las especificaciones de la Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de Protección de datos personales y garantía de los derechos digitales y por la Ley de Función Pública Estadística (Cap. III Secreto Estadístico) y será guardada en la actividad de tratamiento "Encuestas de Salud" responsabilidad de la Gerencia del Organismo Autónomo Madrid Salud, sita en Avda. del Mediterráneo, 62 Madrid - 28007, con la finalidad de la gestión de estudios comparativos del estado de salud y los condicionantes de la población del municipio de Madrid para promover actuaciones de salud pública, ante quien las personas afectadas podrán ejercer sus derechos.

Su hogar ha sido seleccionado al azar entre los/as residentes de su área de salud para participar en este estudio. Para ello necesitaría hablar con un/a hombre / mujer (personalizar según base de datos) de ___ años (personalizar según base de datos) que viva en el hogar.

- | | |
|----------------------------------------------------------|-------|
| - Accede a la entrevista | 1 |
| - Negativa hogar | 2 |
| - Negativa potencial entrevistado/a | 3 |
| - Solicita una cita | 4 |
| - No vive en Madrid actualmente, al menos 6 meses al año | 5→FIN |
| - Contesta el/la proxy/cuidador/a | 6 |
| - No es un hogar | 8→FIN |
| - No entiende el idioma | 9→FIN |

A. DATOS DE IDENTIFICACIÓN DEL ENTREVISTADO/A: sexo, edad, distrito de residencia

A0. ¿Ha nacido usted en España?

- Sí 1
- No 2

Sexo del entrevistado/a: _____ ¿Me podría decir su edad? ____

IDENTIDAD SEXUAL Y DE GÉNERO

A1. ¿Me podría decir con qué género se identifica? (A1)

- Hombre 1
- Mujer 2
- No binario (ni femenino, ni masculino) 3
- Prefiero no decirlo 9

Para comenzar vamos a preguntarle por cómo percibe su salud y la calidad de vida que tiene.

B. SALUD PERCIBIDA

B1. En los últimos doce meses, ¿diría que su estado de salud ha sido muy bueno, bueno, regular, malo, muy malo?



(No se leen las opciones)

- Muy bueno1
- Bueno2
- Regular3
- Malo4
- Muy Malo.....5
- No sabe8
- No contesta9

B2. Y comparando con su estado general de salud antes del comienzo de la pandemia, marzo 2020, su estado de salud hoy es: (B2)

- Mejor1
- Igual.....2
- Peor.....3
- No sabe8
- No contesta9

C. MORBILIDAD

1. ENFERMEDADES Y PROBLEMAS DE SALUD

PROXY. C1. A continuación le voy a leer una lista de enfermedades o problemas de salud. Para cada una de ellas, dígame si su médico/a le ha dicho que la padece o la ha padecido en los últimos doce meses o no.

(Léale al informante las enfermedades que se relacionan una a una, anotando la respuesta que proceda)

	SÍ	NO	NS/NC
1.Tensión alta (C1_1)	1	2	9
2. Infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria (C1_2)	1	2	9
3. Artrosis (excluyendo artritis) (C1_3)	1	2	9
4. Dolor de espalda crónico (cervical) (C1_4)	1	2	9
5. Dolor de espalda crónico (lumbar) (C1_5)	1	2	9
6. Alergia crónica, como rinitis, conjuntivitis o dermatitis alérgica, alergia alimentaria o de otro tipo (asma alérgica excluida) (C1_6)	1	2	9
7. Asma (incluida asma alérgica) (C1_7)	1	2	9
8. Diabetes (C1_8)	1	2	9
9. Colesterol alto (C1_9)	1	2	9
10. Depresión (C1_10)	1	2	9
11. Ansiedad crónica (C1_11)	1	2	9
12. Migraña o dolor de cabeza frecuente (C1_12)	1	2	9
13. Problemas de tiroides (C1_13)	1	2	9
14. Varices en las piernas (C1_14)	1	2	9
15. Cataratas (C1_15)	1	2	9
16.Problemas crónicos de piel (C1_16)	1	2	9
17. Síndrome post COVID/COVID persistente (C1_17)	1	2	9

PROXY. C1A. ¿Cómo describiría su estado de salud bucodental? (C1A)

- Muy bueno 1
- Bueno 2
- Regular 3
- Malo 4
- Muy malo 5
- No sabe 8
- No contesta 9

2. CORONAVIRUS / INFECCIÓN

PROXY. C2. ¿Ha sido usted diagnosticado/a de infección por coronavirus? (Se considera diagnosticado/a si tuvo resultado positivo en la PCR, test de antígenos o test de anticuerpos).

- Sí 1 → C2.1
- No 2 → C3
- NS/NC 9 → C3

PROXY. C2.1. ¿Cuál fue su gravedad? (C2_1)

- Asintomático/a 1
- Síntomas leves/moderados 2
- Estuve hospitalizado/a 3
- Estuve ingresado/a en UCI 4
- NS/NC 9

PROXY. C3. ¿Se ha vacunado usted frente al coronavirus y de no haberlo hecho, cuál fue el motivo?

- Sí, me he vacunado 1
- No, hace menos de 6 meses que pasé el COVID, y debo esperar 2
- No me he vacunado por indicación médica 3
- No me he vacunado por temor a los posibles efectos secundarios 4
- No me he vacunado porque no creo en la efectividad de la vacunación 5
- NS/NC 9

PROXY.C3A. ¿Ha sido algún familiar conviviente diagnosticado/a de infección por coronavirus? (Se considera diagnosticado/a si tuvo resultado positivo en la PCR, test de antígenos o test de anticuerpos). (C3_1)

- Sí 1
- No 2
- NS/NC 9

3. LIMITACIÓN POR PROBLEMAS DE SALUD

PROXY. C4. Durante al menos los últimos 6 meses, ¿en qué medida se ha visto limitado/a debido a un problema de salud para realizar las actividades que la gente habitualmente hace? (C4)

- Gravemente limitado/a 1 → C5
- Limitado/a, pero no gravemente..... 2 → C5
- Nada limitado/a 3 → C6
- No sabe 8
- No contesta 9

PROXY. C5. ¿Qué tipo de problema es la causa de su dificultad para realizar las actividades que la gente habitualmente hace?

- Físico 1
- Mental 2
- Ambos..... 3
- No sabe 8
- No contesta 9

5. ACCESO A ASISTENCIA SANITARIA

A continuación, le vamos a preguntar si desde el inicio de la pandemia ha recibido la asistencia sanitaria necesaria, si la ha precisado:

PROXY. (V1). C6. Desde el inicio de la pandemia ¿alguna vez ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando lo necesitaba por una lista de espera demasiado larga?

- Sí 1
- No 2
- No he necesitado asistencia médica 3
- No sabe 8
- No contesta 9

PROXY. (V1). C7. Desde el inicio de la pandemia ¿ha tardado en recibir o ha carecido de asistencia médica cuando lo necesitaba por colapso del sistema sanitario debido a la situación COVID?

- Sí 1
- No 2
- No he necesitado asistencia médica 3
- No sabe 8
- No contesta 9

PROXY. (V1). C8. Desde el inicio de la pandemia ¿ha tardado en solicitar o ha pospuesto la asistencia médica cuando lo necesitaba por temor a infectarse de coronavirus?

- Sí 1
- No 2
- No he necesitado asistencia médica 3
- No sabe 8
- No contesta 9

PROXY. (V1). C9. Desde el inicio de la pandemia ¿ha necesitado alguno de los siguientes tipos de atención sanitaria y no se lo pudo permitir por motivos económicos?

	Sí	No	No lo he necesitado	No sabe	No contesta
Atención médica (C9_1)	1	2	3	8	9
Fisioterapia, similares (C9_2)	1	2	3	8	9
Atención dental (C9_3)	1	2	3	8	9
Atención auditiva (C9-4)	1	2	3	8	9
Atención óptica (C9_5)	1	2	3	8	9
Algún medicamento que le habían recetado (C9_6)	1	2	3	8	9

Atención de salud mental (psicología, psiquiatría, psicoterapia, p. ej.) (C9_7)	1	2	3	8	9
---------------------------------------------------------------------------------	---	---	---	---	---

6. SATISFACCIÓN CON EL SISTEMA SANITARIO PÚBLICO

(V1) C10. A nivel general, en su opinión la sanidad pública en el municipio de Madrid funciona:

- Muy bien 1
- Bien 2
- Regular 3
- Mal 4
- Muy mal 5
- NS/NC 9

7. TIPO DE ASEGURAMIENTO Y UTILIZACIÓN DE OTROS SISTEMAS

PROXY. (V1) C11. Además del sistema sanitario público (SERMAS) ¿tiene algún otro tipo de aseguramiento sanitario (SANITAS, ASISA, ADESLAS, etc.? Pregunta filtro para las siguientes

- Sí 1
- No 2
- No, pero acudo a la atención privada cuando la necesito (pago por acto profesional) 3
- NS/NC 9

PROXY. (V1) C12. ¿Por qué suscribió una póliza de un seguro de salud privado?

- Porque el sistema sanitario público funciona mal 1
- Por comodidad y confort 2
- Por la rapidez en la atención 3
- Me lo ha contratado mi empresa 4
- Porque confío más en la atención privada 5
- Otros 6
- NS/NC 9

PROXY. (V1) C13. ¿Qué sistema sanitario utiliza más?

- Público 1
- Privado 2
- Ambos por igual 3
- NS/NC 9

PROXY. (V1) C14. ¿Para qué tipo de servicio utiliza el seguro privado?

- Atención Primaria 1
- Consultas de especialistas 2
- Hospitales 3
- Servicios de urgencia hospitalaria 4
- Servicios de urgencia extrahospitalaria 5
- Ninguno de ellos 6

8. ALFABETIZACIÓN SANITARIA

(V1) C14. Cuando necesita información para tomar decisiones sobre su salud, como realizar tratamientos, hacer ejercicio físico, realizarse pruebas preventivas de enfermedades, vacunarse etc. ¿Dónde la busca? (C15_1...C15_5) (Pregunta con respuesta múltiple)

- Acudo a profesionales de la salud..... 1
- En Internet 2
- En los medios de comunicación..... 3
- Consulto a familiares, amigos/as o conocidos/as..... 4
- No busco información para tomar decisiones sobre mi salud.... 5
- NS/NC..... 6

D. CALIDAD DE VIDA

2. DEPENDENCIA FUNCIONAL

PROXY. (V1). D16. A continuación, le voy a hacer unas preguntas en relación con su vida cotidiana y salud, por favor, conteste sí o no a cada una de ellas. Preguntar a partir de 65 años. (D16_1...D16_3)

	Sí	No
¿Necesita que alguien lo ayude regularmente?	1	2
¿En general tiene algún problema de salud que requiera que se quede en casa?	1	2
¿Usa regularmente bastón, andador o silla de ruedas?	1	2

E. HÁBITOS Y ESTILOS DE VIDA

ESTADO FÍSICO, EJERCICIO FÍSICO, OCIO Y TIEMPO LIBRE

A continuación, le vamos a hacer unas preguntas sobre hábitos de vida que tienen relación con la salud

1. PESO Y TALLA

PROXY E1. Aproximadamente, ¿cuánto pesa sin zapatos ni ropa? _____ kg 998 Nc 999 NS

PROXY E2. Aproximadamente, ¿cuánto mide sin zapatos? _____ cm 998 Nc 999 NS

4. ALIMENTACIÓN

Le voy a hacer ahora unas preguntas sobre su alimentación.

PROXY (V1) E3. Dígame si consume....

	Todos los días	Varios días a la semana	Algunos días al mes	Nunca o casi nunca	Ns / Nc
Fruta fresca (excluyendo zumos) (E3_1)	1	2	3	4	9
Verduras (E3_2)	1	2	3	4	9
Legumbres (E3_3)	1	2	3	4	9
Carne, pescado (E3_4)	1	2	3	4	9
Huevos (E3_5)	1	2	3	4	9
Leche y/o derivados lácteos (E3_6)	1	2	3	4	9
Dulces y/o bollería (E3_7)	1	2	3	4	9
Refrescos y/o zumos azucarados (E3_8)	1	2	3	4	9
Comida rápida (pizzas, hamburguesas...) (E3_9)	1	2	3	4	9



PROXY (V1) E4. ¿Es usted vegano/a o vegetariano/a? Entrevistador/a; Entendemos por vegano/a la persona que se alimenta exclusivamente de alimentos vegetales (no comen alimentos de origen animal). Vegetariano/a es aquella persona que sigue un régimen alimentario basado en el consumo de frutas, verduras y legumbres, al tiempo que se caracteriza por la abstinencia del consumo de carne y pescado y, en ocasiones, de otros alimentos de origen animal como el huevo, la leche o la miel.

- Vegano/a..... 1
- Vegetariano/a 2
- Ninguna de las dos 3

5. CONSUMO DE TABACO

PROXY (V1) E5. ¿Podría decirme si fuma tabaco actualmente? (Entrevistador/a; no incluye cigarrillos u otros dispositivos electrónicos similares).

- Sí, diariamente 1
- Sí, pero no diariamente 2
- No actualmente, pero he fumado antes 3
- No fumo, ni he fumado nunca de manera habitual 4
- No sabe 8
- No contesta 9

PROXY (V1) E6. ¿Utiliza usted cigarrillos electrónicos (vapear) u otros dispositivos electrónicos de administración de nicotina?

- Nunca los he utilizado 1
- Alguna vez en la vida 2
- En los últimos 12 meses 3
- En los últimos 30 días 4
- A diario en los últimos 30 días 5

6. CONSUMO DE OTRAS SUSTANCIAS

PROXY (V1) E7. Indique si usted ha consumido cannabis, marihuana o hachís.

	Nunca los he consumido	Alguna vez en la vida	En los últimos 12 meses	En los último 30 días	A diario, en los últimos 30 días	No contesta
Cannabis/marihuana/hachís	1	2	3	4	5	9

7. CONSUMO DE ALCOHOL

PROXY (V1) E8. ¿Con qué frecuencia toma alguna bebida alcohólica?

- Nunca 9 → Pasar a E11
- Una o menos veces al mes 1
- 2 a 4 veces al mes 2
- 2 o 3 veces a la semana..... 3
- 4 o más veces a la semana..... 4

PROXY (V1) E9. ¿Cuántos vasos de bebidas alcohólicas consume normalmente cuando bebe?



- 1 o 2 1
- 3 2
- 4 3
- 5 o 6 4
- 7 a 9 5
- 10 o más 6

PROXY (V1) E10. ¿Con qué frecuencia toma 6 o más bebidas alcohólicas en un solo día?

- Nunca 1
- Menos de una vez al mes ... 2
- Mensualmente 3
- Semanalmente 4
- A diario o casi a diario 5

8. JUEGO, NUEVAS TECNOLOGÍAS

E11. ¿Participa en juegos de apuestas deportivas? (Ejemplo: apuestas deportivas, apuestas al póker, a la ruleta, al bingo, a las slots/tragaperras, etc.)

- Nunca 1 → E13
- Muy rara vez 2
- Con cierta frecuencia 3
- Muy frecuentemente 4

E12. Ahora le voy a hacer unas preguntas relacionadas con las apuestas deportivas (se excluye Quiniela, Quinigol, Lototurf y Quintuple Plus).

	SÍ	NO	No Contesta
¿Gasta usted dinero en apuestas deportivas? (E12_1)	1	2	8
¿Gasta más de lo que debiera? (E12_2)	1	2	8
¿Le han comentado en alguna ocasión, sus familiares o amistades, que gasta mucho en apuestas deportivas? (E12_3)	1	2	8
Si alguna vez no puede apostar, por cualquier razón ¿se siente incómodo/a o pierde el interés por otras cosas? (E12_4)	1	2	8
¿Ha intentado reducir el gasto en apuestas deportivas y no lo ha conseguido de forma satisfactoria? (E12_5)	1	2	8

F. SALUD MENTAL

2. PERSPECTIVA DE FUTURO

F14. ¿Cómo se siente usted de cara al futuro?

- Muy pesimista 1
- Con cierto pesimismo 2
- A veces pesimista, a veces optimista 3
- Con cierto optimismo 4
- Muy optimista 5
- No contesta 9

3. SENTIMIENTO DE SOLEDAD

F15. ¿Con qué frecuencia se ha sentido usted solo/a durante el último año?

- Siempre o casi siempre 1
- Bastantes veces 2



- Pocas veces3
- Nunca o casi nunca4
- No contesta.....9

F3. Y cuando se ha sentido solo/a, ¿Cómo lo calificaría?

- Agradable la mayor parte de las veces 1
- Indiferente, unas veces agradable y otras desagradable 2
- Le ha provocado algún malestar 3
- Le ha provocado un intenso malestar..... 4

4. PARTICIPACIÓN SOCIAL

PROXY (V1) F4. ¿Participa de manera regular en las actividades de algún tipo de asociación voluntaria, como organizaciones políticas, religiosas, medioambientales, clubes deportivos, de cooperación, ONG, etc.?

- Sí, de manera regular 1
- Sí, en algunas ocasiones..... 2
- Nunca/casi nunca..... 3
- Ns/Nc 9

5. APOYO SOCIAL Y/O RELACIONES SOCIALES

F17. ¿Cuánto tiempo dedica usted a la semana a relacionarse con amigos/as y familiares como actividad principal, sin que se trate de actividades laborales? (presencial y/o telefónicamente)

_____ horas/semana

F18. ¿Cómo piensa que es su vida social?

- Muy satisfactoria 1
- Más bien satisfactoria 2
- Más bien insatisfactoria 3
- Muy insatisfactoria 4

F19. En caso de necesidad, ¿puede contar con alguien cercano/a usted?

- Sí 1
- No 2

G. PROXY. DETERMINANTES SOCIALES

1. **DEMOGRÁFICOS** (en tarjeta sanitaria: edad, sexo, lugar de nacimiento España u otro país, que venga indicado en la TS y distrito)

G1. ¿Cuánto tiempo lleva residiendo en el municipio de Madrid? (G1_A/G1_M)

___ años ___ meses

G2. ¿Cuánto tiempo lleva residiendo en España? (G2_A/G2_M)

___ años ___ meses

2. NIVEL DE ESTUDIOS

G3. ¿Cuál es el mayor nivel de estudios que ha completado?

(Anotar sólo el título académico más alto que se haya obtenido)

- No sabe leer o escribir 1
- Sin estudios..... 2



- Estudios primarios incompletos 3 → G4
- Estudios de 1er grado (Estudios primarios, EGB hasta 5º) 4
- Estudios de 2º grado, 1er ciclo (Graduado Escolar, EGB hasta 8º, Bachiller Elemental, etc.)..... 5
- Educación Secundaria Obligatoria (ESO) 6
- Estudios de 2º grado, 2º ciclo (Bachiller Superior, BUP, Formación Profesional, Aprendizaje y Maestría Industrial)..... 7
- Estudios de 3er grado, 1er ciclo (Graduado/a, Perito/a, Ingeniero/a Técnico/a, Escuelas Universitarias, Magisterio, etc.) 8
- Estudios de 3er grado, 2º y 3er ciclo (Ingeniero/a Superior, Licenciado/a, Doctorado/a, etc.) ...9

3. SITUACIÓN LABORAL/OCUPACIONAL

G5. ¿En cuál de las siguientes situaciones se encuentra Ud. actualmente? Respuesta múltiple.

• Trabaja	1 → G6
• ERTE	2
• ERE	3
• Jubilado/a o pensionista (anteriormente ha trabajado)	4
• Prejubilado/a	5
• Pensionista (anteriormente no ha trabajado)	6
• Parado/a y ha trabajado antes	7
• Parado/a y busca su primer empleo	8
• Estudiante	9
• Trabajo doméstico no remunerado	10

A quienes trabajan, preguntar por el teletrabajo.

G6. ¿Teletrabaja en la actualidad?

- Sí, toda la jornada semanal..... 1 → G7
- Sí, uno o varios días por semana 2 → G7
- No 3 → G8

G7. ¿Desde cuándo teletrabaja?

- Teletrabaja desde antes de la pandemia 1
- Empezó a teletrabajar por la COVID-19..... 2

G8. ¿Por qué no teletrabaja?

- Acude a su lugar de trabajo como lo hacía habitualmente, aunque podría teletrabajar 1
- No procede (su trabajo no le permite teletrabajar) 2
- No sabe 8
- No contesta 9

A quienes teletrabajan (G6= 1 o 2)

G9. En relación con su experiencia con el teletrabajo, dígame si está:



- Muy satisfecho/a 1
- Bastante satisfecho/a 2
- Regular 3
- Poco satisfecho/a 4
- Nada satisfecho/a 5
- No sabe 8
- No contesta 9

(Sólo si está desempleado/a. G5= 7/8)

G10. ¿Cuánto tiempo lleva usted desempleado/a? (G10_1/G10_2/G10_3/G10_9)

Días _____ Meses _____ Años _____
Nc (999)

(Sólo si está desempleado/a. G5=7/8)

G11. ¿Percibe usted prestación por desempleo u otro tipo de ayuda económica?

- Sí 1
- No 2
- No contesta..... 3

(Sólo si trabaja G5=1)

G12. ¿Qué tipo de contrato tiene usted en su empleo principal?

- Trabaja por su cuenta o no es asalariado/a 1
- Funcionario/a o estatutario/a 2
- Contrato indefinido 3
- Contrato temporal 4
- Sin contrato 5
- NS/NC 9

G13 ¿Cuál es la ocupación que desempeña en la actualidad o la última que ha desempeñado?
(Entrevistador/a: Apuntar con el mayor nivel de detalle posible) (trabajan o han trabajado antes)

CNO 2011

G14. ¿Cuál es la categoría profesional que tiene o tenía en la empresa donde trabaja o trabajaba?

- TRABAJADOR/A O EMPRESARIO/A POR CUENTA PROPIA
- Sin asalariados/as..... 1
 - Con 10 o más asalariados/as 2
 - Con menos de 10 asalariados/as 3
- TRABAJADOR/A POR CUENTA AJENA
- Gerente de empresa con 10 o más asalariados/as 4
 - Gerente de empresa con menos de 10 asalariados/as..... 5
 - Capataz, supervisor/a o encargado/a 6
 - Otro asalariado/a 7

SUSTENTADOR/A PRINCIPAL (Se considera sustentador/a principal, el miembro del hogar que aporta



periódicamente un mayor número de ingresos al presupuesto común del hogar)

G15. De todas las personas con quién convive, ¿quién es la persona que aporta más ingresos al hogar?

- Yo, la persona entrevistada 1 → PASAR A G21
- Otro/a 2 → PASAR A G16
- La persona entrevistada y otra casi a partes iguales 3 → PASAR A G21

G16. ¿Trabaja actualmente el/la sustentador/a principal?

- Sí 1
- No 2 → PASAR A G17

G17. ¿Ha trabajado anteriormente?

- Sí 1
- No 2 → PASAR A G20
- Ns/Nc 9

(Sólo si G15=2)

G18. ¿Cuál es la ocupación que desempeña en la actualidad o la última que ha desempeñado el/la sustentador/a principal?

(Entrevistador/a: Apuntar con el mayor nivel de detalle posible)

G19. ¿Cuál es la categoría profesional, del/la sustentador/a principal, que tiene o tenía en la empresa donde trabaja o trabajaba?

- TRABAJADOR/A O EMPRESARIO/A POR CUENTA PROPIA**
- Sin asalariados/as 1
 - Con 10 o más asalariados/as 2
 - Con menos de 10 asalariados/as 3
- TRABAJADOR/A POR CUENTA AJENA**
- Gerente de empresa con 10 o más asalariados/as 4
 - Gerente de empresa con menos de 10 asalariados/as 5
 - Capataz, supervisor/a o encargado/a 6
 - Otro asalariado/a 7

5. PROXY. VIVIENDA/HOGAR /HACINAMIENTO

Para poder clasificar sus respuestas necesitamos que nos conteste las siguientes preguntas

G21. ¿Cuántos metros útiles tiene la vivienda aproximadamente? _____m²

Para las personas que no sepan decir los m², al menos que se sitúen en los intervalos. (G21_INT)

- Menos de 46 m² útiles 1
- Entre 46 y 60 2
- Entre 61 y 75 3
- Entre 76 y 90 4
- Entre 91 y 120 5
- Más de 120 6
- No sabe 8
- No contesta 9



G22. ¿Cuántas personas viven en la vivienda, INCLUIDO/AUSTED? _____ n° personas

G23. De esas personas ¿cuántos/as son menores de 16 años? (sólo si no vive solo/a) _____ n° personas menores de 16 años

G24. ¿En la vivienda convive más de un núcleo familiar o con otro tipo de vínculo (amigos/as, estudiantes, trabajadores/as de la misma empresa, etc.)

- Sí1 ¿Cuántos núcleos diferentes? _____
- No2

6. PROXY. INSEGURIDAD RESIDENCIAL Y POBREZA ENERGÉTICA

G25. ¿En qué medida cree que es probable o improbable que usted tenga que dejar su vivienda en los próximos 6 meses porque no pueda pagarla?

- Muy probable 1
- Bastante probable 2
- Ni probable ni improbable 3
- Bastante improbable 4
- Muy improbable 5
- No contesta (ESPONTÁNEO) 8
- No sabe 9

G26. ¿Puede permitirse mantener la vivienda con una temperatura adecuada, durante todo el año?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

G27. ¿Ha tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, comunidad...) o en compras a plazos en los últimos 12 meses?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

7. PROXY. INGRESOS/POBREZA

G28. En relación con el total de ingresos de su hogar ¿cómo suelen llegar a fin de mes?

- Con mucha dificultad 1
- Con dificultad 2
- Con cierta dificultad 3
- Con cierta facilidad 4
- Con facilidad 5
- Con mucha facilidad 6

G29. ¿Podría decirme cuál de los intervalos siguientes representa mejor el ingreso mensual neto de todo su hogar, tras las deducciones por los impuestos, Seguridad Social, etc.?

- Menos de 1.100 € 1
- De 1.100 € a menos de 1.650 € 2
- De 1.650 € a menos de 2.300 € 3
- De 2.300 € a menos de 3.800 € 4



- De 3.800 € en adelante 5
- No sabe 8
- No contesta 9

8. PROXY. INSEGURIDAD DE ACCESO ECONÓMICO A ALIMENTOS (IAEA)

G30. Durante los últimos 12 meses ¿ha habido algún momento en que, por falta de dinero u otros recursos, se haya preocupado por no tener suficientes alimentos para comer?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

G31. ¿Se puede permitir una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

G32. ¿A raíz de la pandemia de COVID-19, ha necesitado acudir a alguna organización para recibir ayuda para alimentos?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

QUEREMOS AGRADECERLE EN NOMBRE DE MADRID SALUD SU PARTICIPACIÓN EN ESTA ENCUESTA. SUS RESPUESTAS SON DE GRAN INTERÉS PARA PLANIFICAR ACCIONES QUE MEJOREN LA SALUD Y CALIDAD DE VIDA DE LA CIUDADANÍA MADRILEÑA.

OBSERVACIONES DEL ENCUESTADOR/A (a completar con la empresa)

Fecha

Hora de inicio/hora de final

¿Contactos previos hasta realizar la encuesta?

Lugar que ocupa en el hogar la persona encuestada -en su caso-

A rellenar por el entrevistador/a

SINCERIDAD DEL ENTREVISTADO/A:

- | | | | |
|----------------|---|---------------|---|
| Mucha | 1 | Poca | 3 |
| Bastante | 2 | Ninguna | 4 |

BLOQUE COMUN + V2

CUESTIONARIO DE LA ENCUESTA DE SALUD DE LA CIUDAD DE MADRID 2021 (ESCM '21)

Buenos días/tardes, le llamo desde Madrid Salud del Ayuntamiento de Madrid. En estos momentos estamos llevando a cabo una encuesta de salud para saber las medidas que se pueden tomar para mejorar la salud de la población madrileña. La selección de las personas a las que se solicita la colaboración voluntaria en el estudio es estrictamente aleatoria, por lo que su colaboración resulta especialmente valiosa.

Toda la información que Vd. nos facilite está sujeta a las especificaciones de la Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de Protección de datos personales y garantía de los derechos digitales y por la Ley de Función Pública Estadística (Cap. III Secreto Estadístico) y será guardada en la actividad de tratamiento "Encuestas de Salud" responsabilidad de la Gerencia del Organismo Autónomo Madrid Salud, sita en Avda. del Mediterráneo, 62 Madrid - 28007, con la finalidad de la gestión de estudios comparativos del estado de salud y los condicionantes de la población del municipio de Madrid para promover actuaciones de salud pública, ante quien las personas afectadas podrán ejercer sus derechos.

Su hogar ha sido seleccionado al azar entre los/as residentes de su área de salud para participar en este estudio. Para ello necesitaría hablar con un/a hombre / mujer (personalizar según base de datos) de ___ años (personalizar según base de datos) que viva en el hogar.

- Accede a la entrevista 1
- Negativa hogar 2
- Negativa potencial entrevistado/a 3
- Solicita una cita 4
- No vive en Madrid actualmente, al menos 6 meses al año 5→FIN
- Contesta el proxy/cuidador/a 6
- No es un hogar 8→FIN
- No entiende el idioma 9→FIN

A. DATOS DE IDENTIFICACIÓN DEL ENTREVISTADO/A: sexo, edad y distrito de residencia

A0. ¿Ha nacido usted en España?

- Sí 1
- No 2

Sexo del entrevistado/a: _____ ¿Me podría decir su edad? ____

IDENTIDAD SEXUAL Y DE GÉNERO

A1. ¿Me podría decir con qué género se identifica?

- Hombre 1
- Mujer 2
- No binario (ni femenino, ni masculino) 3
- Prefiero no decirlo 9

Para comenzar vamos a preguntarle por cómo percibe su salud y la calidad de vida que tiene.

B. SALUD PERCIBIDA

B1. En los últimos doce meses, ¿diría que su estado de salud ha sido muy bueno, bueno, regular, malo, muy malo? (No se leen las opciones)

- Muy bueno1
- Bueno2
- Regular3
- Malo4
- Muy Malo.....5
- No sabe8
- No contesta9

B2. Y comparando con su estado general de salud antes del comienzo de la pandemia, marzo de 2020, su estado de salud hoy es:

- Mejor1
- Igual.....2
- Peor.....3
- No sabe8
- No contesta9

C. MORBILIDAD

1. ENFERMEDADES Y PROBLEMAS DE SALUD

PROXY. C1. A continuación le voy a leer una lista de enfermedades o problemas de salud. Para cada una de ellas, dígame si su médico le ha dicho que la padece o la ha padecido en los últimos doce meses o no.

(Léale al informante las enfermedades que se relacionan una a una, anotando la respuesta que proceda)

	SÍ	NO	NS/NC
1.Tensión alta (C1_1)	1	2	9
2. Infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria (C1_2)	1	2	9
3. Artrosis (excluyendo artritis) (C1_3)	1	2	9
4. Dolor de espalda crónico (cervical) (C1_4)	1	2	9
5. Dolor de espalda crónico (lumbar) (C1_5)	1	2	9
6. Alergia crónica, como rinitis, conjuntivitis o dermatitis alérgica, alergia alimentaria o de otro tipo (asma alérgica excluida) (C1_6)	1	2	9
7. Asma (incluida asma alérgica) (C1_7)	1	2	9
8. Diabetes (C1_8)	1	2	9
9. Colesterol alto (C1_9)	1	2	9
10. Depresión (C1_10)	1	2	9
11. Ansiedad crónica (C1_11)	1	2	9
12. Migraña o dolor de cabeza frecuente (C1_12)	1	2	9
13. Problemas de tiroides (C1_13)	1	2	9
14. Varices en las piernas (C1_14)	1	2	9
15. Cataratas (C1_15)	1	2	9
16. Problemas crónicos de piel (C1_16)	1	2	9
17. Síndrome post COVID/COVID persistente (C1_17)	1	2	9



2. CORONAVIRUS / INFECCIÓN

PROXY. C2. ¿Ha sido usted diagnosticado/a de infección por coronavirus? (Se considera diagnosticado/a si tuvo resultado positivo en la PCR, test de antígenos o test de anticuerpos).

- Sí 1 → C2.1
- No 2 → C3
- NS/NC 9 → C3

PROXY. C2.1. ¿Cuál fue su gravedad?

- Asintomático/a 1
- Síntomas leves/moderados 2
- Estuve hospitalizado/a 3
- Estuve ingresado/a en UCI 4
- NS/NC 9

PROXY. C3. ¿Se ha vacunado usted frente al coronavirus y de no haberlo hecho, cuál fue el motivo?

- Sí, me he vacunado 1
- No, hace menos de 6 meses que pasé la COVID-19, y debo esperar 2
- No me he vacunado por indicación médica 3
- No me he vacunado por temor a los posibles efectos secundarios 4
- No me he vacunado porque no creo en la efectividad de la vacunación 5
- NS/NC 9

PROXY. C3A. ¿Ha sido algún familiar conviviente diagnosticado/a de infección por coronavirus? (Se considera diagnosticado/a si tuvo resultado positivo en la PCR, test de antígenos o test de anticuerpos). (C3_1)

- Sí 1
- No 2
- NS/NC 9

3. LIMITACIÓN POR PROBLEMAS DE SALUD

PROXY. C4. Durante al menos los últimos 6 meses, ¿en qué medida se ha visto limitado/a debido a un problema de salud para realizar las actividades que la gente habitualmente hace?

- Gravemente limitado/a 1 → C5
- Limitado/a, pero no gravemente..... 2 → C5
- Nada limitado/a 3 → C6
- No sabe 8
- No contesta 9

PROXY. C5. ¿Qué tipo de problema es la causa de su dificultad para realizar las actividades que la gente habitualmente hace?

- Físico 1
- Mental 2
- Ambos 3
- No sabe 8
- No contesta 9



4. PROXY. CONSUMO DE MEDICAMENTOS

(V2) C6. A continuación voy a leerle una lista de tipos de medicamentos, por favor dígame si los ha consumido en el último año, en las últimas 2 semanas y si le fueron recetados por el/la médico/a (Entrevistador/a, léale al informante la lista de medicamentos y pregúntele, para cada uno de ellos, si los ha consumido o no en las últimas dos semanas o el último año. En caso afirmativo, si le fueron o no recetados por algún/a médico/a. Para cada medicamento consumido debe cumplimentar la columna "Recetado")

	C.6A Lo ha tomado	C.6B Recetado
Tranquilizantes, ansiolíticos o medicación para dormir (<i>lexatín, valium, orfidal, etc.</i>)	<ul style="list-style-type: none"> • En las últimas 2 semanas → • En el último año → • No ha tomado (C6A_1) 	<ul style="list-style-type: none"> • Siempre recetado por el/la médico/a • A veces sin prescripción • Siempre sin prescripción (C6B_1)
Antidepresivos (<i>fluoxetina, paroxetina, escitalopram, esertia, etc.</i>)	<ul style="list-style-type: none"> • En las últimas 2 semanas → • En el último año → • No ha tomado (C6A_2) 	<ul style="list-style-type: none"> • Siempre recetado por el/la médico/a • A veces sin prescripción • Siempre sin prescripción (C6B_2)
Medicamentos fuertes para el dolor (<i>tramadol, adolonta, dolantina, pazital, codeína y parches de morfina, fentanilo, metadona, etc.</i>)	<ul style="list-style-type: none"> • En las últimas 2 semanas → • En el último año → • No ha tomado (C6A_3) 	<ul style="list-style-type: none"> • Siempre recetado por el/la médico/a • A veces sin prescripción • Siempre sin prescripción (C6B_3)

9. VACUNAS

(V2) C15. Su opinión sobre la importancia de las vacunas (gripe, sarampión...) como medida preventiva de salud pública para el control de las enfermedades, es ahora:

- Mejor que antes de la pandemia 1
- Igual que antes de la pandemia 2
- Peor que antes de la pandemia 3
- No creo en las vacunas 4
- NS/NC 9

D. CALIDAD DE VIDA

1. CALIDAD DE VIDA/ COOP WONCA

Todas las preguntas que siguen se refieren a su calidad de vida en las DOS ÚLTIMAS SEMANAS.

(V2) D1. Forma física: durante las dos últimas semanas, ¿cuál ha sido la máxima actividad física que pudo realizar durante al menos dos minutos?

- Muy intensa (p. ej. correr deprisa)1
- Intensa (p. ej. correr con suavidad)2
- Moderada (p. ej. caminar a paso rápido).....3
- Ligera (p. ej. caminar despacio).....4
- Muy ligera (p. ej. caminar lentamente o no poder caminar).5

(V2) D2. Sentimientos: durante las dos últimas semanas, ¿en qué medida le han molestado los problemas emocionales tales como sentimientos de ansiedad, depresión, irritabilidad o tristeza y desánimo?

- Nada en absoluto1
- Un poco.....2



Moderadamente.....	3
Bastante	4
Intensamente.	5

(V2) D3. Actividades cotidianas: durante las dos últimas semanas, ¿cuánta dificultad ha tenido al hacer sus actividades o tareas habituales tanto dentro como fuera de casa, a causa de su salud física o por problemas emocionales?

Nada en absoluto	1
Un poco de dificultad	2
Dificultad moderada	3
Mucha dificultad.....	4
Todo, no he podido hacer nada.....	5

(V2) D4. Actividades sociales: durante las dos últimas semanas, ¿su salud física y estado emocional han limitado sus actividades sociales con la familia, amigos/as, vecinos/as o grupos?

No, nada en absoluto.....	1
Ligeramente.....	2
Moderadamente.....	3
Bastante	4
Muchísimo	5

(V2) D5. Cambio en el estado de salud: ¿cómo calificaría ahora su estado de salud, en comparación con el de hace dos semanas?

Mucho mejor	1
Un poco mejor	2
Igual, por el estilo	3
Un poco peor	4
Mucho peor	5

(V2) D6. Estado de salud: durante las dos últimas semanas, ¿cómo calificaría su salud general?

Excelente	1
Muy buena.....	2
Buena.....	3
Regular	4
Mala	5

(V2) D7. Dolor: durante las dos últimas semanas, ¿cuánto dolor ha tenido?

Nada de dolor	1
Dolor muy leve	2
Dolor ligero.....	3
Dolor moderado	4
Dolor intenso	5

(V2) D8. Apoyo social: durante las dos últimas semanas, ¿había alguien dispuesto/a a ayudarle si hubiera



necesitado ayuda? Por ejemplo: *se encontraba nervioso/a, solo o triste; *caía enfermo/a y tenía que quedarse en la cama; *necesitaba hablar con alguien; *necesitaba ayuda con las tareas de la casa; *necesitaba ayuda para cuidar de sí mismo/a.

- Sí, todo el mundo estaba dispuesto a ayudarme..... 1
- Sí, bastante gente..... 2
- Sí, algunas personas..... 3
- Sí, alguien había..... 4
- Nadie en absoluto..... 5

(V2) D9. Calidad de vida: ¿Qué tal le han ido las cosas en las dos últimas semanas?

- Estupendamente, no podían ir mejor..... 1
- Bastante bien..... 2
- A veces bien, a veces mal. Bien y mal a partes iguales..... 3
- Bastante mal..... 4
- Muy mal, no podían haber ido peor..... 5

3. VIOLENCIA SUFRIDA

A) Distintos tipos de violencia

Le voy a hacer unas preguntas sobre un problema común

(V2) D10. ¿Ha sufrido violencia en alguno/s de los ámbitos que le voy a señalar (violencia física, acoso, violencia verbal...)?

	Sí, en los dos últimos años	Sí, en el último mes	Sí, alguna vez en la vida	No	Prefiero no contestar
En el ámbito laboral (D10_1)	1	2	3	8	9
En la calle y/o espacios públicos (incluidos transportes) (D10_2)	1	2	3	8	9
Ciberacoso (D10_3)	1	2	3	8	9
En el ámbito educativo (D10_4)	1	2	3	8	9
En el ámbito familiar (D10_5)	1	2	3	8	9

B) Solo violencia de género:

SOLO A MUJERES

(V2) D11. En los últimos 12 meses, ¿ha mantenido usted una relación de pareja o contactos con expareja? (Entrevistador/a; por relación nos referimos a contacto personal o por teléfono, no necesariamente contacto sexual)

- Sí, relación de pareja..... 1 (ir a D12)
- Sí, contactos con expareja..... 2 (ir a D12)
- Ambos..... 3 (ir a D12)
- No..... 4 (ir a E1)
- No contesta..... 9 (ir a E1)

(Solo a mujeres y que tengan o hayan tenido pareja en los últimos 12 meses)

(V2) D12. En los últimos 12 meses, ¿alguna vez su pareja/expareja le dio una bofetada, patada, le empujó, o lastimó físicamente de alguna manera?



- Sí 1
- No..... 2
- Ns/Nc..... 9

(V2) D13. En los últimos 12 meses, ¿alguna vez su pareja/expareja le ha amenazado o le hizo sentir miedo de alguna manera?

- Sí 1
- No..... 2
- Ns/Nc..... 9

(V2) D14. En los últimos 12 meses, ¿alguna vez su pareja/expareja ha tratado de controlar sus actividades diarias, por ejemplo, con quien podía hablar o a dónde podía ir usted?

- Sí 1
- No..... 2
- Ns/Nc..... 9

E. HÁBITOS Y ESTILOS DE VIDA

ESTADO FÍSICO, EJERCICIO FÍSICO, OCIO Y TIEMPO LIBRE

A continuación, le vamos a hacer unas preguntas sobre hábitos de vida que tienen relación con la salud

1. PESO Y TALLA

PROXY.E1. Aproximadamente, ¿cuánto pesa sin zapatos ni ropa? _____ kg 998 Nc 999 NS

PROXY.E2. Aproximadamente, ¿cuánto mide sin zapatos? _____ cm 998 Nc 999 NS

2. SUEÑO

(V2) PROXY.E3. ¿Podría indicarme, aproximadamente, cuántas horas duerme habitualmente al día? Incluya las horas de siesta.

Nº de horas diarias | _ _ | (Se anotarán horas enteras y medias horas si procede)

(V2) E4. Las horas que duerme ¿le permiten descansar lo suficiente?

- Sí 1
- No..... 2
- Ns-Nc..... 9

3. ACTIVIDAD FISICA

(V2) PROXY. E5. ¿Cuál de estas posibilidades describe mejor la actividad principal en su trabajo, centro de enseñanza, hogar (labores domésticas) ...?

- Sentado/a la mayor parte de la jornada 1
- De pie la mayor parte de la jornada sin efectuar grandes desplazamientos o esfuerzos 2
- Caminando, llevando algún peso, efectuando desplazamientos frecuentes 3
- Realizando tareas que requieren gran esfuerzo físico 4
- No aplicable 5



- No sabe 8
- No contesta 9

(V2) PROXY.E6. ¿Cuál de estas posibilidades describe mejor la frecuencia con la que realiza alguna actividad física en su tiempo libre? Elegir la máxima actividad

- No hago ejercicio. El tiempo lo ocupo de forma casi completamente sedentaria (leer, ver la televisión, etc.) 1
- Practico alguna actividad física suave, como caminar, al menos 30 minutos durante 5 días a la semana 2
- Practico habitualmente alguna actividad física moderada (caminar a paso rápido, bailar, deportes ocasionales, etc.) 3
- Practico habitualmente actividad física intensa (gimnasia, competiciones deportivas, etc.).. 4
- No sabe 8
- No contesta 9

8. JUEGO, NUEVAS TECNOLOGÍAS

E11. ¿Participa en juegos de apuestas deportivas? (Ejemplo: apuestas deportivas, apuestas al póker, a la ruleta, al bingo, a las slots/tragaperras, etc.)

- Nunca 1 → E13
- Muy rara vez 2
- Con cierta frecuencia 3
- Muy frecuentemente 4

E12. Ahora le voy a hacer unas preguntas relacionadas con las apuestas deportivas (se excluye Quiniela, Quinigol, Lototurf y Quintuple Plus).

	SÍ	NO	No Contesta
¿Gasta usted dinero en apuestas deportivas? (E12_1)	1	2	8
¿Gasta más de lo que debiera? (E12_2)	1	2	8
¿Le han comentado en alguna ocasión, sus familiares o amistades, que gasta mucho en apuestas deportivas? (E12_3)	1	2	8
Si alguna vez no puede apostar, por cualquier razón ¿se siente incómodo/a o pierde el interés por otras cosas? (E12_4)	1	2	8
¿Ha intentado reducir el gasto en apuestas deportivas y no lo ha conseguido de forma satisfactoria? (E12_5)	1	2	8

(V2) E13 ¿Tiene dispositivos electrónicos con conexión a internet (teléfono móvil, ordenador, tablet, iPad, etc.)?

- Sí 1
- No 2
- NS/NC9

(V2) A continuación le voy a preguntar sobre el uso que hace de sus dispositivos electrónicos. Se excluye el uso por motivos de trabajo.

	Programas de mensajería instantánea (WhatsApp, Telegram, Messenger, Line, etc.)	Redes sociales (Facebook, Twitter, Instagram, Tik Tok, etc.)	Llamadas o videollamadas	Navegación por internet
--	---------------------------------------------------------------------------------	--------------------------------------------------------------	--------------------------	-------------------------

E.14. ¿Utiliza habitualmente?	Sí No→ F1 o F13 Ns-Nc (E14_1)	Sí No→ F1 o F13 Ns-Nc (E14_2)	Sí No→ F1 o F13 Ns-Nc (E14_3)	Sí No→ F1 o F13 Ns-Nc (E14_4)
E.15. ¿Dedica más tiempo del que cree que debiera a...?	Sí No Ns-Nc (E15_1)	Sí No Ns-Nc (E15_2)	Sí No Ns-Nc (E15_3)	Sí No Ns-Nc (E15_4)
E.16. ¿Le han dicho sus familiares o amigos/as que dedica demasiado tiempo a...?	Sí No Ns-Nc (E16_1)	Sí No Ns-Nc (E16_2)	Sí No Ns-Nc (E16_3)	Sí No Ns-Nc (E16_4)

F. SALUD MENTAL

1. RIESGO SALUD MENTAL

A continuación, una vez conocido su estado físico, quisiéramos profundizar sobre su estado emocional durante las ÚLTIMAS SEMANAS. Por favor conteste a todas las preguntas indicando la respuesta que a su juicio mejor puede aplicarse a usted. Recuerde que sólo debe responder sobre los problemas recientes y los que tiene ahora, no sobre los que tuvo en el pasado. Es importante que intente contestar TODAS las preguntas.

12 preguntas PARA MENORES DE 65 AÑOS

(V2) F1. ¿DURANTE LOS ÚLTIMOS 30 DÍAS HA PODIDO CONCENTRARSE BIEN EN LO QUE HACÍA?

- Mejor que lo habitual..... 1
 Igual que lo habitual..... 2
 Menos que lo habitual..... 3
 Mucho menos que lo habitual 4
 Ns/Nc [No leer] 9

(V2) F2. ¿SUS PREOCUPACIONES LE HAN HECHO PERDER MUCHO SUEÑO?

- No, en absoluto..... 1
 No más que lo habitual..... 2
 Algo más que lo habitual 3
 Mucho más que lo habitual 4
 Ns/Nc [No leer] 9

(V2) F3. ¿HA SENTIDO QUE ESTÁ JUGANDO UN PAPEL ÚTIL EN LA VIDA?

- Más útil que lo habitual..... 1
 Igual que lo habitual..... 2
 Menos que lo habitual..... 3
 Mucho menos que lo habitual 4
 Ns/Nc [No leer] 9

(V2) F4. ¿SE HA SENTIDO CAPAZ DE TOMAR DECISIONES?

- Más que lo habitual..... 1
 Igual que lo habitual..... 2
 Menos que lo habitual..... 3
 Mucho menos que lo habitual 4
 Ns/Nc [No leer] 9

(V2) F5. ¿SE HA NOTADO CONSTANTEMENTE AGOBIADO/A Y EN TENSIÓN?

No, en absoluto.....	1
No más que lo habitual.....	2
Algo más que lo habitual.....	3
Mucho más que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F6. ¿HA TENIDO LA SENSACIÓN DE QUE NO PUEDE SUPERAR SUS DIFICULTADES?

No, en absoluto.....	1
No más que lo habitual.....	2
Algo más que lo habitual.....	3
Mucho más que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F7. ¿HA SIDO CAPAZ DE DISFRUTAR DE SUS ACTIVIDADES NORMALES DE CADA DÍA?

Más que lo habitual.....	1
Igual que lo habitual.....	2
Menos que lo habitual.....	3
Mucho menos que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F8. ¿HA SIDO CAPAZ DE HACER FRENTE ADECUADAMENTE A SUS PROBLEMAS?

Más capaz que lo habitual.....	1
Igual que lo habitual.....	2
Menos capaz que lo habitual.....	3
Mucho menos capaz que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F9. ¿SE HA SENTIDO POCO FELIZ O DEPRIMIDO/A?

No, en absoluto.....	1
No más que lo habitual.....	2
Algo más que lo habitual.....	3
Mucho más que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F10. ¿HA PERDIDO CONFIANZA EN SÍ MISMO/A?

No, en absoluto.....	1
No más que lo habitual.....	2
Algo más que lo habitual.....	3
Mucho más que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F11. ¿HA PENSADO QUE USTED ES UNA PERSONA QUE NO SIRVE PARA NADA?

No, en absoluto.....	1
No más que lo habitual.....	2
Algo más que lo habitual.....	3
Mucho más que lo habitual.....	4
Ns/Nc [No leer]	9

(V2) F12. ¿SE SIENTE RAZONABLEMENTE FELIZ CONSIDERANDO TODAS LAS CIRCUNSTANCIAS?



- Más que lo habitual..... 1
- Igual que lo habitual..... 2
- Menos que lo habitual..... 3
- Mucho menos que lo habitual..... 4
- Ns/Nc [No leer] 9

(V2) F13. Por favor, indique para cada una de las cinco afirmaciones cual define mejor cómo se ha sentido usted durante las últimas dos semanas. (PARA PERSONAS DE 65 O MÁS AÑOS)

Durante las últimas dos semanas:	Todo el tiempo	La mayor parte del tiempo	Más de la mitad del tiempo	Menos de la mitad del tiempo	De vez en cuando	Nunca
1. Me he sentido alegre y de buen humor (F13_1)	5	4	3	2	1	0
2. Me he sentido tranquilo/a y relajado/a (F13_2)	5	4	3	2	1	0
3. Me he sentido activo/a y enérgico/a (F13_3)	5	4	3	2	1	0
4. Me he despertado fresco/a y descansado/a (F13_4)	5	4	3	2	1	0
5. Mi vida cotidiana ha estado llena de cosas que me interesan (F13_5)	5	4	3	2	1	0

3. PERSPECTIVA DE FUTURO

F14. ¿Cómo se siente usted de cara al futuro?

- Muy pesimista..... 1
- Con cierto pesimismo..... 2
- A veces pesimista, a veces optimista..... 3
- Con cierto optimismo..... 4
- Muy optimista..... 5
- No contesta..... 9

4. SENTIMIENTO DE SOLEDAD

F15. ¿Con qué frecuencia se ha sentido usted solo/a durante el último año?

- Siempre o casi siempre..... 1
- Bastantes veces..... 2
- Pocas veces..... 3
- Nunca o casi nunca..... 4
- No contesta..... 9

F16. Y sentirse solo/a en el último año ¿Cómo lo calificaría?

- Agradable la mayor parte de las veces..... 1
- Indiferente, unas veces agradable y otras desagradable..... 2
- Le ha provocado algún malestar..... 3
- Le ha provocado un intenso malestar..... 4

5. APOYO SOCIAL Y/O RELACIONES SOCIALES

F17. ¿Cuánto tiempo dedica usted a la semana a relacionarse con amigos/as y familiares como actividad



principal, sin que se trate de actividades laborales? (presencial y/o telefónicamente)

_____ horas/semana

F18. ¿Cómo piensa que es su vida social?

- Muy satisfactoria 1
- Más bien satisfactoria 2
- Más bien insatisfactoria 3
- Muy insatisfactoria 4

F19. En caso de necesidad, ¿puede contar con alguien cercano/a a usted?

- Sí 1
- No 2

G. PROXY.DETERMINANTES SOCIALES

1. **DEMOGRÁFICOS** (en tarjeta sanitaria: edad, sexo, lugar de nacimiento España u otro país, que venga indicado en la TS y distrito)

G1. ¿Cuánto tiempo lleva residiendo en el municipio de Madrid? (G1_A/G1_M)

___ años ___ meses

G2. ¿Cuánto tiempo lleva residiendo en España? (G2_A/G2_M)

___ años ___ meses

2. NIVEL DE ESTUDIOS

G3. ¿Cuál es el mayor nivel de estudios que ha completado?
(Anotar sólo el título académico más alto que se ha obtenido)

- No sabe leer o escribir 1
- Sin estudios 2
- Estudios primarios incompletos 3
- Estudios de 1er grado (Estudios primarios, EGB hasta 5º) 4
- Estudios de 2º grado, 1er ciclo (Graduado Escolar, EGB hasta 8º, Bachiller Elemental, etc.)..... 5
- Educación Secundaria Obligatoria (ESO) 6
- Estudios de 2º grado, 2º ciclo (Bachiller Superior, BUP, Formación Profesional, Aprendizaje y Maestría Industrial)..... 7
- Estudios de 3er grado, 1er ciclo (Perito/a, Ingeniero/a Técnico/a, Escuelas Universitarias, Magisterio, etc.)..... 8
- Estudios de 3er grado, 2º y 3er ciclo (Ingeniero/a Superior, Licenciado/a, Doctorado/a, etc.)... 9

3. PROXY. SITUACIÓN LABORAL/OCUPACIONAL

G5. ¿En cuál de las siguientes situaciones se encuentra Ud. actualmente? Respuesta múltiple

• Trabaja	1 → G6
-----------	--------



• ERTE	2
• ERE	3
• Jubilado/a o pensionista (anteriormente ha trabajado)	4
• Prejubilado/a	5
• Pensionista (anteriormente no ha trabajado)	6
• Parado/a y ha trabajado antes	7
• Parado/a y busca su primer empleo	8
• Estudiante	9
• Trabajo doméstico no remunerado	10

A quienes trabajan, preguntar por el **teletrabajo**.

G6. ¿Teletrabaja en la actualidad?

- Sí, toda la jornada semanal..... 1 → G7
- Sí, uno o varios días por semana 2 → G7
- No 3 → G8

G7. ¿Desde cuándo teletrabaja?

- Teletrabaja desde antes de la pandemia 1
- Empezó a teletrabajar por la COVID-19..... 2

G8. ¿Por qué no teletrabaja?

- Acude a su lugar de trabajo como lo hacía habitualmente, aunque podría teletrabajar 1
- No procede (su trabajo no le permite teletrabajar) 2
- No sabe 8
- No contesta 9

A quienes teletrabajan (G6= 1 o 2)

G9. En relación con su experiencia con el teletrabajo, dígame si está:

- Muy satisfecho/a 1
- Bastante satisfecho/a 2
- Regular 3
- Poco satisfecho/a 4
- Nada satisfecho/a 5
- No sabe 8
- No contesta 9

(Sólo si está desempleado/a. G5= 7/8)

G10. ¿Cuánto tiempo lleva usted desempleado/a? (G10_1/G10_2/G10_3/G10_9)

Días _____ Meses _____ Años _____
Nc (999)

(Sólo si está desempleado/a. G5=7/8)



G11. ¿Percibe usted prestación por desempleo u otro tipo de ayuda económica?

- Sí 1
- No 2
- No contesta..... 3

(Sólo si trabaja G5=1)

G12. ¿Qué tipo de contrato tiene usted en su empleo principal?

- Trabaja por su cuenta o no es asalariado/a 1
- Funcionario/a o estatutario/a 2
- Contrato indefinido 3
- Contrato temporal 4
- Sin contrato..... 5
- NS/NC..... 9

G13 ¿Cuál es la ocupación que desempeña en la actualidad o la última que ha desempeñado?
(Entrevistador/a: Apuntar con el mayor nivel de detalle posible) (trabajan o han trabajado antes)

CNO 2011

G14. ¿Cuál es la categoría profesional que tiene o tenía en la empresa donde trabaja o trabajaba?

TRABAJADOR/A O EMPRESARIO/A POR CUENTA PROPIA

- Sin asalariados/as 1
- Con 10 o más asalariados/as..... 2
- Con menos de 10 asalariados/as..... 3

TRABAJADOR/A POR CUENTA AJENA

- Gerente de empresa con 10 o más asalariados/as.....4
- Gerente de empresa con menos de 10 asalariados/as..... 5
- Capataz, supervisor/a o encargado/a..... 6
- Otro/a asalariado/a..... 7

SUSTENTADOR/A PRINCIPAL (Se considera sustentador/a principal, el miembro del hogar que aporta periódicamente un mayor número de ingresos al presupuesto común del hogar)

G15. De todas las personas con quién convive, ¿quién es la persona que aporta más ingresos al hogar?

- Yo, la persona entrevistada 1 → PASAR A G21
- Otro/a 2 → PASAR A G16
- La persona entrevistada y otro/a casi a partes iguales..... 3 → PASAR A G21

G16. ¿Trabaja actualmente el/la sustentador/a principal?

- Sí..... 1
- No 2 → PASAR A G17

G17. ¿Ha trabajado anteriormente?

- Sí..... 1
- No 2 → PASAR A G20

- Ns/Nc 9

(Sólo si G15=2)

G18. ¿Cuál es la ocupación que desempeña en la actualidad o la última que ha desempeñado el/la sustentador/a principal?

(Entrevistador/a: Apuntar con el mayor nivel de detalle posible)

G19. ¿Cuál es la categoría profesional, del/la sustentador/a principal, que tiene o tenía en la empresa donde trabaja o trabajaba?

TRABAJADOR/A O EMPRESARIO/A POR CUENTA PROPIA

- Sin asalariados/as..... 1
- Con 10 o más asalariados/as 2
- Con menos de 10 asalariados/as 3

TRABAJADOR/A POR CUENTA AJENA

- Gerente de empresa con 10 o más asalariados/as..... 4
- Gerente de empresa con menos de 10 asalariados/as 5
- Capataz, supervisor/a o encargado/a 6
- Otro/a asalariado/a 7

4. PROXY. TRABAJO REPRODUCTIVO

(V2) G20. ¿Con qué frecuencia suele realizar usted las siguientes actividades, excluyendo labores de voluntariado?

	A diario	Varias veces a la semana	Varias veces al mes	Cada varios meses	Nunca	NS/NC
Limpiar y ordenar (ropa, costura, plancha, etc.) (G20_1)	1	2	3	4	5	9
Preparar los alimentos o cocinar (G20_2)	1	2	3	4	5	9
Hacer la compra y guardar alimentos (G20_3)	1	2	3	4	5	9
Fregar la vajilla, recoger la cocina (G20_4)	1	2	3	4	5	9
Hacer compras (exceptuando alimentación) (G20_5)	1	2	3	4	5	9
Hacer gestiones (bancos, impuestos, etc.) suyas o de familiares (G20_6)	1	2	3	4	5	9
Hacer reparaciones, mantenimiento, cuidado de plantas o animales (G20_7)	1	2	3	4	5	9

5. PROXY. VIVIENDA/ HOGAR / HACINAMIENTO

Para poder clasificar sus respuestas necesitamos que nos conteste las siguientes preguntas

G21. ¿Cuántos metros útiles tiene la vivienda aproximadamente? _____m²

Para las personas que no sepan decir los m², al menos que se sitúen en los intervalos. (G21_INT)

- Menos de 46 m² útiles 1
- Entre 46 y 60 2
- Entre 61 y 75 3
- Entre 76 y 90 4
- Entre 91 y 120 5
- Más de 120..... 6
- No sabe 8

- No contesta 9

G22. ¿Cuántas personas viven en la vivienda, INCLUIDO/AUSTED? _____ n° personas

G23. De esas personas ¿cuántas son menores de 16 años? (sólo si no vive solo/a) _____ n° personas menores de 16 años

G24. ¿En la vivienda convive más de un núcleo familiar o con otro tipo de vínculo (amigos/as, estudiantes, trabajadores/as de la misma empresa, etc.)

- Sí1 ¿Cuántos núcleos diferentes? _____
- No 2

6. PROXY. INSEGURIDAD RESIDENCIAL Y POBREZA ENERGÉTICA

G25. ¿En qué medida cree que es probable o improbable que usted tenga que dejar su vivienda en los próximos 6 meses porque no pueda pagarla?

- Muy probable 1
- Bastante probable 2
- Ni probable ni improbable 3
- Bastante improbable 4
- Muy improbable 5
- No contesta (ESPONTÁNEO) 8
- No sabe 9

G26. ¿Puede permitirse mantener la vivienda con una temperatura adecuada?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

G27. ¿Ha tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, comunidad...) o en compras a plazos en los últimos 12 meses?

- Sí1
- No 2
- Ns/Nc 9

7. PROXY. INGRESOS/POBREZA

G28. En relación con el total de ingresos de su hogar ¿cómo suelen llegar a fin de mes?

- Con mucha dificultad 1
- Con dificultad 2
- Con cierta dificultad 3
- Con cierta facilidad 4
- Con facilidad 5
- Con mucha facilidad 6

G29. ¿Podría decirme cuál de los intervalos siguientes representa mejor el ingreso mensual neto de todo su hogar, tras las deducciones por los impuestos, Seguridad Social, etc.?

- Menos de 1.100 € 1



- De 1.100 € a menos de 1.650 € 2
- De 1.650 € a menos de 2.300 € 3
- De 2.300 € a menos de 3.800 € 4
- De 3.800 € en adelante 5
- No sabe 8
- No contesta 9

8. PROXY. INSEGURIDAD DE ACCESO ECONÓMICO A ALIMENTOS (IAEA)

G30. Durante los últimos 12 meses ¿ha habido algún momento en que, por falta de dinero u otros recursos, se haya preocupado por no tener suficientes alimentos para comer?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

G31. ¿Se puede permitir una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

G32. ¿A raíz de la pandemia de COVID-19, ha necesitado acudir a alguna organización para recibir ayuda para alimentos?

- Sí 1
- No 2
- Ns/Nc 9

QUEREMOS AGRADECERLE EN NOMBRE DE MADRID SALUD SU PARTICIPACIÓN EN ESTA ENCUESTA. SUS RESPUESTAS SON DE GRAN INTERÉS PARA PLANIFICAR ACCIONES QUE MEJOREN LA SALUD Y CALIDAD DE VIDA DE LA CIUDADANÍA MADRILEÑA.

OBSERVACIONES DEL ENCUESTADOR/A (a completar con la empresa)

Fecha

Hora de inicio/hora de final

¿Contactos previos hasta realizar la encuesta?

Lugar que ocupa en el hogar la persona encuestada -en su caso-

Actitud de la persona encuestada durante la entrevista: colaboración, percepción sobre sinceridad, etc.

Otras...

A rellenar por el entrevistador/a

SINCERIDAD DEL ENTREVISTADO/A:

- | | | | |
|----------------|---|---------------|---|
| Mucha | 1 | Poca | 3 |
| Bastante | 2 | Ninguna | 4 |



GLOSARIO DE SIGLAS Y ABREVIATURAS

AES	Autopercepción del estado de salud
AP	Atención primaria
AROPE	Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social / Lit.: At Risk of Poverty or Social Exclusion
ASNR	Asistencia sanitaria no recibida
ASNROED	Asistencia sanitaria no recibida o excesivamente demorada
AUDIT	Alcohol Use Disorders Identification Test
AVAD	Años de vida perdidos ajustados a discapacidad
AVD	Años de vida con discapacidad
AVP	Años de vida perdidos
BUP	Bachillerato Unificado Polivalente
CAM/CM	Comunidad de Madrid
CATI	Computer Assisted Telephone Interviewing
CCAA	Comunidades autónomas
CEAR	Centro Español de Ayuda al Refugiado
CIE-10	Clasificación Internacional de Enfermedades, 10.ª edición
Cis	Cisgénero/cissexual
CIS	Centro de Investigaciones Sociológicas
CM	Comunidad de Madrid
CNO11	Clasificación Nacional de Ocupaciones 2011
COOP-WONCA	Cooperative Research Network (COOP) and the World Organization of National Colleges, Academies, and Academic Associations of General Practitioners/ Family Physicians (WONCA)
COVID-19	Enfermedad por Coronavirus 2019/ Coronavirus Disease 2019
CSE	Clase social ocupacional de la persona entrevistada
CSF	Clase social ocupacional familiar
CSO	Clase social ocupacional
CVRS	Calidad de vida relacionada con la salud



DAASME	Dificultades de acceso a la atención sanitaria por motivos económicos
DDD	Dosis diarias definidas
DFLE	Disability-free life expectancy
DFM	Dificultad para llegar a fin de mes
DGT	Dirección General de Tráfico
DHD	Dosis por 1.000 habitantes día
DMA	Desarrollo medio-alto
DMB	Desarrollo medio-bajo
DPP	Dificultad para acometer pagos principales
DSM	Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales de la Asociación Americana de Psiquiatría / Lit.: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders
DSS	Desigualdades sociales en la salud
DT	Desviación Típica
Dto.	Distrito
EC	Enfermedad crónica
ECEPOV	Encuesta de características esenciales de la población y las viviendas
ECH	Encuesta continua de hogares
ECV	Encuesta de condiciones de vida
EDADES	Encuesta sobre alcohol y otras drogas en España
EDO	Enfermedades de declaración obligatoria
EESE	Encuesta Europea de Salud en España
EGB	Educación General Básica
EM	Estatus migratorio
EMMA	Espacio Mujer Madrid
ENSE	Encuesta Nacional de Salud de España
ENT	Enfermedades no transmisibles
EPA	Encuesta de Población Activa
EPIDAT	Programa para análisis epidemiológico de datos
EPOC	Enfermedad pulmonar obstructiva crónica
ERE	Expediente de Regulación de Empleo
ERTE	Expediente de Regulación Temporal de Empleo
ESB	Enquesta de Salut de Barcelona
ESCM'05	Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2005



ESCM'13	Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2013
ESCM'17	Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2017
ESCM'21	Encuesta de Salud de la Ciudad de Madrid 2021
ESO	Educación Secundaria Obligatoria
ESTUDES	Encuesta sobre uso de drogas en Enseñanzas Secundarias en España
EURO-REVES	Harmonization of Health Expectancy Calculations in Europe/ Lit.: Réseau sur l'espérance de vie en santé
EU-SILC	European Statistics on Income and Living Conditions
EV	Esperanza de vida
EV65	Esperanza de vida a los 65 años
EVBS	Esperanza de vida en buena salud
EVN	Esperanza de vida al nacer
EVP	Esperanza de vida de periodo
FAO	Organización de Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura / Lit.: Food and Agriculture Organization
FIES	Escala de Experiencia de Inseguridad Alimentaria / Lit.: Food Insecurity Experience Scale, FIES
FOMO	Fear of Missing Out
FRCV	Factor de riesgo cardiovascular
GALI	Global Activity Limitation Instrument
GD	Grupo de distritos
GHQ	General Health Questionnaire
GWP	Gallup World Poll
HBSC	Health Behaviour in School-aged Children
HFIAS	Household Food Insecurity Access Scale
HLS-EU	European Health Literacy Survey
HSH	Hombres que tienen sexo con hombres
HTA	Hipertensión arterial
HTX	Relaciones heterosexuales
IA	Inseguridad alimentaria
IAEA	Inseguridad de acceso económico a los alimentos
IAM	Infarto de miocardio, angina de pecho o enfermedad coronaria
IC	Intervalo de confianza
ICSCR	Índice Combinado de Salud, Conocimiento y Renta



IDH	Índice de desarrollo humano
IE	Inmigrante/Migrante por motivos económicos
IECM	Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid
IMC	Índice de Masa Corporal
IMNH	Ingreso mensual neto del hogar
INE	Instituto Nacional de Estadística
INTCF	Instituto Nacional de Toxicología y Ciencias Forenses
IP	Índice de privación
IPAQ	Cuestionario Internacional de Actividad Física Adaptada
IPH	Índice de Pobreza Humana
IROHLA	Intervention Research On Health Literacy of the Ageing population
ISF	Índice Sintético de Fecundidad
ITS	Infecciones de transmisión sexual
IVE	Interrupción voluntaria del embarazo
JIFE	Junta Internacional de Fiscalización de Estupefacientes
LCA	Limitación crónica de la actividad
LGTBI	Lesbianas, Gays, Trans, Bisexuales e Intersexuales
LGTBIQ+	Lesbianas, Gays, Trans, Bisexuales, Intersexuales, Queer y otras
LGTBIQA+	Lesbianas, Gays, Trans, Bisexuales, Intersexuales, Queer, Asexual y otras
LOT	Life Test Orientation
MEDEA	Atlas de mortalidad y desigualdades socioeconómicas y medioambientales
MS	Madrid Salud
NAA	Necesidad de ayuda alimentaria
nb	natural breaks
NB	Persona no binaria
ND	Prefiere no decirlo
NE	Nivel de estudios
NS/NC	No sabe / No contesta
OCDE	Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos
OEDA	Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones
OMS	Organización Mundial de la Salud
ONU	Organización de las Naciones Unidas
OPI	Observatorio Permanente de la Inmigración



OR	Odds ratio
OSS-3	The Oslo Social Support Scale
PAC	Porcentaje anual de cambio
PC	Problema crónico
PCR	Reacción en cadena de la polimerasa
PE	Pobreza energética
PEA	Presentación con enfermedad avanzada
PEMAN	Plan Territorial de Emergencia Municipal del Ayuntamiento de Madrid
PIAP	Plan de Inspecciones y Actividades Programadas
PIB	Producto Interior Bruto
PID	Personas que se inyectan drogas
PMH	Padrón Municipal de Habitantes
PNUD	Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo Humano
pp	Puntos porcentuales
PRISMA-7	Program of Research on Integration of Services for the Maintenance of Autonomy
RB	Renta baja
RBDpc	Renta bruta disponible per cápita
RDL	Real Decreto Ley
RENAVE	Red Nacional de Vigilancia Epidemiológica
RLB	Regresión logística binaria
RLM	Regresión logística multivariante
RME	Razón de mortalidad estandarizada
RMI	Renta Mínima de Inserción
RR	Riesgo relativo
RRSS	Redes sociales
RTME	Razón de tasas de mortalidad estandarizadas
SAF	Servicio de apoyo a las familias con menores
SAJIAD	Servicio de Asesoramiento a Jueces y Juezas, e información al/la detenido/a y a su familia
SAMUR-PC	Servicio de Asistencia Municipal de Urgencia y Rescate - Protección Civil
SARS-CoV-2	Severe Acute Respiratory Syndrome Coronavirus 2
SEE	Sociedad Española de Epidemiología
SEPD	Sociedad Española de Patología Dual
SEPE	Servicio Público de Empleo Estatal



SERMAS	Servicio Madrileño de Salud
SHARE	Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa / Lit.: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe
SIDA	Síndrome de Inmunodeficiencia Adquirida
SINIVIH	Sistema de información sobre nuevos diagnósticos de VIH
Sit.Lab	Situación laboral
SIVFRENT	Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo Asociados a Enfermedades No Transmisibles
SNS	Sistema Nacional de Salud
SPC	Síndrome Post-COVID
SPSS	Statistical Package for the Social Sciences
sscc	Sección censal
TAM	Tasa ajustada de mortalidad
TAR	Tratamiento antirretroviral
TBM	Tasa bruta de mortalidad
TBN	Tasa bruta de natalidad
TCD	Tasa de crecimiento demográfico
TDNR	Trabajo doméstico no remunerado
TEFE	Tasa específica de fecundidad por edades
TEME	Tasa de mortalidad específica por cada edad
TFG	Tasa de fecundidad general
TIC	Tecnologías de la información y la comunicación
TMN	Tasa de migración neta
UCI	Unidad de Cuidados Intensivos
UNESPA	Unión Española de Entidades Aseguradoras y Reaseguradoras
V1	Versión 1 del cuestionario
V2	Versión 2 del cuestionario
VIH	Virus de la inmunodeficiencia humana
VISRAM	Sistema de Vigilancia Sanitaria de Riesgos Ambientales
VT	Variable territorial
VVZ	Virus varicela zóster
WHO-5	The World Health Organisation- Five Well-Being Index





madrid
salud

