



UNIVERSIDAD DE GRANADA

Programa de Doctorado
en Ciencias Económicas
y Empresariales

TESIS DOCTORAL

Análisis de género del mercado
laboral, el nivel educativo, la
vivienda y variables regionales
socioeconómicas con la salud
percibida de los españoles y
europeos.

Doctoranda: Amanda Godoy Bermúdez

Director de tesis: José Jesús Martín Martín

Editor: Universidad de Granada. Tesis Doctorales
Autor: Amanda Godoy Bermúdez
ISBN: 978-84-1195-582-9
URI: <https://hdl.handle.net/10481/97509>

Agradecimientos

Si la culminación de esta tesis doctoral ha sido posible, es gracias al soporte y la contribución de numerosas personas e instituciones, a quienes deseo expresar mi más sincero agradecimiento.

En primer lugar, quiero agradecer especialmente a mi director de tesis, el Dr. José Jesús Martín Martín, por su ánimo constante para continuar, su disponibilidad y sus orientaciones y valiosas sugerencias a lo largo de este proceso, fundamentales para la realización de este trabajo.

El comienzo de esta andadura fue del lado de la Dra. María del Puerto López del Amo González, a quien quiero expresar mi gratitud por toda la confianza depositada en mí, y del Dr. Manuel Correa Gómez, a quien agradezco enormemente el tiempo invertido en mí y su generosidad.

Mencionar también a las doctoras María Teresa Sánchez Martínez, por compartir su experiencia en materia de vivienda, Araceli Rojo Gallego-Burín, por su implicación y accesibilidad, a Luisa Delgado Márquez, por su colaboración, y a Beatriz Fornell Puertas, por su disponibilidad.

Mi reconocimiento también va dirigido al Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Granada, que ha permitido el enriquecimiento de mi investigación brindándome los recursos y el entorno académico necesario para llevarla a cabo y a la Junta de Andalucía, por la ayuda concedida a través de la Fundación Biosanitaria de Andalucía Oriental para la realización del proyecto de investigación “Impacto Regional y de Género de las Características del Mercado Laboral en la Salud” (PI-0457-2016).

Finalmente, quiero dedicar esta tesis a mi familia, especialmente a mis padres y mi hermano, que han estado a mi lado en los momentos difíciles y en la celebración de cada logro, y a mi abuelo Salvador, que tanto me enseñó y a quien tengo presente cada día; así como a Pablo, por su inestimable apoyo emocional.

Índice

Listado de acrónimos.....	13
Listado de figuras, gráficos y tablas.....	17
Resumen	21
Introducción	27
1. Objetivos.....	35
2. Antecedentes.....	37
Género y salud	41
Educación y salud.....	44
Situación laboral y salud	48
Tenencia de la vivienda, pobreza energética y salud	51
Gasto sanitario y social y salud	54
3. Análisis de datos	59
3.1 Ámbito de estudio	60
3.2 Metodología	64
3.2.1 Desarrollo teórico.....	64
3.2.2 Modelo específico 1: Análisis por género de la relación de la salud percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público en España (2014-2017)	74
3.2.3 Modelo específico 2: Análisis por género de la relación de la salud percibida con la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos (2011-2014)	80
3.3 Software	84
4. Resultados	85
4.1 Modelo específico 1: Análisis por género de la relación de la salud percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público en España (2014-2017).....	86

4.2 Modelo específico 2: Análisis por género de la relación de la salud percibida con la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos (2011-2014)	97
5. Discusión.....	107
6. Conclusión	117
Bibliografía.....	121
ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017	145
Modelos conjunto.....	145
Modelos mujeres	147
Modelos hombres	149
ANEXO 2. Salidas STATA modelos base europea 2011-2014	152
Modelo conjunto	152
Modelos mujeres y hombres	153

Listado de acrónimos

ALMP. Active Labour Market Policies

AROPE. At Risk Of Poverty and/or Exclusion

AVAD. Años de Vida Ajustados por Discapacidad

CCAA. Comunidades Autónomas

COFOG. Classification Of the Functions Of Government

CPV. Coeficiente de Partición de la Varianza

ECV. Encuesta de Condiciones de Vida

EFECBSC. Emergency Fund to Enhance Community-Based Suicide Countermeasures

ENSE. Encuesta Nacional de Salud de España

EU-SILC. European Union Statistics on Income and Living Conditions

I+D. Investigación y Desarrollo

IC. Intervalo de Confianza

IHME. Institute for Health Metrics and Evaluation

INE. Instituto Nacional de Estadística

MANOVA. Multivariate ANalysis Of Variance

n.e.c.. not elsewhere classified

OCDE. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos

OMS. Organización Mundial de la Salud

ONU. Organización de las Naciones Unidas

OR. Odds Ratio, Odds Ratio

PI. Proyecto de Investigación

PIB. Producto Interior Bruto

RSME. Real Sociedad Matemática Española

SD. Standard Deviation

SE. Standard Error

UE. Unión Europea

UGR. Universidad de Granada

WHO. World Health Organization

Listado de figuras, gráficos y tablas

Figuras y gráficos

Ilustración 1: Marco conceptual de los determinantes sociales en salud.....	38
Ilustración 2: Prevalencia de mala salud percibida por comunidad autónoma y sexo. Resultados estandarizados.....	43
Ilustración 3: Prevalencia de mala salud autopercebida según nivel educativo, tipo de hogar y sexo de la muestra española (30-59años), 2014.....	46
Ilustración 4: Estructura del diseño rotante de la ECV.	60

Tablas

Tabla 1: Conjunto de variables a utilizar para la consecución del primer objetivo	74
Tabla 2: Conjunto de variables a utilizar para la consecución del segundo objetivo	80
Tabla 3: Grupos gasto sanitario público y gasto social según COFOG	82
Tabla 4: Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida en España (2014-2017). Mujeres.	86
Tabla 5: Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida en España (2014-2017). Hombres.	87
Tabla 6: Modelo multinivel lineal y logístico para la exploración de asociaciones del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida en España (2014-2017).....	91
Tabla 7: Modelo multinivel lineal y logístico para la exploración de asociaciones del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida por género en España (2014-2017). Mujeres.....	93
Tabla 8: Modelo multinivel lineal y logístico para la exploración de asociaciones del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida por género en España (2014-2017). Hombres.	94
Tabla 9: Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). Mujeres.....	97

Tabla 10: Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). Hombres. 98

Tabla 11: Modelo multinivel logístico para la exploración de asociaciones de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). 102

Tabla 12: Modelo multinivel logístico para la exploración de asociaciones de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). Mujeres y hombres. 104

Resumen

Esta tesis doctoral examina desde una perspectiva de género la influencia de distintas variables de desigualdad económica, estatus social y de políticas de gasto público sobre la salud percibida de los ciudadanos españoles (2014-2017) y europeos (2011-2014), a través del análisis de la relación de la salud percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público en España entre 2014-2017 y el análisis de la relación de la salud percibida con la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos entre 2011-2014, todo ello diferenciado por género y usando como cimiento el marco teórico de referencia de la Organización Mundial de la Salud de los determinantes sociales de la salud.

En primer lugar, se realiza una revisión de la literatura en la que se identifican evidencias contrapuestas e insuficientes en determinados aspectos, como las incipientes investigaciones que focalizan su análisis en las diferencias por género. Mientras que la mayoría de los estudios confirman que un mayor nivel educativo conlleva una mejor salud, la evidencia sobre la influencia del desempleo en la salud no termina de ser homogénea. Por su parte, los trabajos que se centran en la brecha de género existente entre el régimen de tenencia de la vivienda y la salud son limitados y contradictorios, ocurriendo lo mismo con el análisis de la pobreza energética como variable de interés. Por último, la literatura sobre la influencia del gasto sanitario en la salud percibida arroja resultados dispares y ciertos estudios apuntan que las políticas sociales tienen una mayor influencia en la mejora de la salud de la población.

A continuación, en este documento se da paso al análisis de datos, donde se expone el ámbito de estudio, la metodología empleada y el software utilizado, Stata.

Concretamente, por una parte, se construye una base de datos a partir de los archivos de microdatos longitudinales de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) y el Informe Estadístico de Gasto Sanitario Público para la serie temporal 2014–2017, compuesto por 8.331 mujeres y 8.111 hombres de entre 16 y 60 años residentes en alguna de las 17 comunidades autónomas que componen nuestro país. Las variables que se encuentran en dicha base de datos son salud percibida, edad, sexo, enfermedad crónica, situación laboral, nivel de estudios, renta disponible del hogar, carencia material severa, baja intensidad del empleo en el hogar, el indicador AROPE y el gasto sanitario público por cápita.

Por otra parte, se construye otra base de datos a partir de los archivos de microdatos longitudinales de la Encuesta Europea de Condiciones de Vida (EU-SILC) y Eurostat para la serie temporal 2011-2014, y que, tras el criterio de inclusión (población mayor de 15 años), incluyó un total de 175.365 mujeres y 155.525 hombres que residen en alguno de los siguientes 24 países europeos: Austria, Bélgica, Bulgaria, Chipre, República Checa, Estonia, Grecia, España, Finlandia, Francia, Hungría, Irlanda, Italia, Lituania, Luxemburgo, Letonia, Malta, Países Bajos, Polonia, Portugal, Rumanía, Suecia, Eslovenia, y Reino Unido. Las variables que componen esta segunda base de datos son salud percibida, edad, sexo, enfermedad crónica, situación laboral, nivel de estudios, renta disponible del hogar, pobreza energética, tenencia de la vivienda, gasto sanitario como % del PIB y gasto social como % del PIB.

En multitud de áreas de investigación se trabaja con bases de datos en las que se pueden establecer estructuras jerárquicas. Con la utilización de los modelos de regresión tradicionales, únicamente se contempla la variabilidad entre sujetos, conducente a una subestimación de la varianza que da lugar a interpretaciones incorrectas, así como a problemas conceptuales como las falacias ecológica y atomista. Por otra parte, el análisis de medidas repetidas (datos longitudinales) ha supuesto un reto para la estadística aplicada por el manejo de la interdependencia de las observaciones repetidas sobre cada individuo y la limitación de los métodos clásicos que requieren disponer del mismo número de observaciones para cada individuo. Todos estos inconvenientes son sorteados por los modelos multinivel, cuyos inicios se sitúan en el campo de la educación y salud, pero se han extendido al ámbito de las ciencias sociales. Estos modelos permiten determinar separadamente el efecto directo de las variables explicativas individuales y grupales, si las variables explicativas de grupo modelan las relaciones a nivel individual, y la variabilidad de los individuos y la de los grupos a los que pertenecen. Las ventajas de usar este tipo de modelos son numerosas, pues al modelar cada nivel de jerarquía proporcionan una versión más realista con mejores estimaciones y no necesitan la hipótesis de independencia entre las medidas de la variable dependiente. Los datos longitudinales se pueden ver como datos multinivel con medidas repetidas anidadas dentro de los individuos. En su forma más simple, esto conduce a un modelo de dos niveles, con la serie de medidas repetidas en el nivel más bajo, y los individuos en el nivel más alto.

Particularmente, en este estudio se especifican modelos multinivel longitudinales con especificaciones tanto logística (con la salud percibida colapsada en buena y mala salud) como lineal (pudiendo percibirse la salud como muy mala, mala, regular, buena o muy buena), de tres niveles (nivel 1, año, nivel 2, individuo y nivel 3, comunidad autónoma) a partir de la base de datos española para el periodo 2014-2017, considerando en primer lugar toda la base de datos y estimando posteriormente de forma independiente una variedad de modelos para mujeres y hombres.

De otro lado, a partir de la base de datos europea se especifican modelos de regresión logística multinivel longitudinal (con la salud percibida colapsada en buena y mala salud) de tres niveles (nivel 1, año, nivel 2, individuo y nivel 3, país) para el periodo 2011-2014, inicialmente de manera conjunta y a continuación para mujeres y hombres por separado.

Del estudio de la base de datos española se obtiene en términos globales que el desempleo se asocia con peor salud percibida, que niveles educativos inferiores se relacionan con una peor autopercepción de la salud y que ser mujer se asocia con reportar peor salud que los hombres, mientras que, según el análisis diferenciado por género, un bajo nivel educativo se asocia con una peor salud en las mujeres, en tanto que el desempleo se relaciona negativamente con la salud solo de los hombres. El gasto regional en salud pública per cápita no está estadísticamente asociado con la salud percibida en ninguno de los modelos.

De los análisis realizados a partir de la base de datos europea se obtiene, en primer lugar de manera conjunta, que encontrarse en situación de pobreza energética se relaciona sustancialmente con percibir una peor salud, que no ser propietario de la vivienda donde se habita se asocia con una peor autopercepción de la salud y que ser mujer se vincula con reportar peor salud que los hombres. Del mismo modo, los análisis diferenciados por género muestran evidencia de un deterioro significativo de la salud de las mujeres que viven de alquiler y señalan a la pobreza energética como variable asociada negativamente con la salud tanto en mujeres como en hombres. El gasto social como % del PIB se postula como factor protector de la salud de ambos sexos y el gasto sanitario como % del PIB no es estadísticamente significativo en ningún caso.

Obtenidos los resultados, el presente texto ofrece una discusión de los mismos, estableciendo una comparativa con la literatura disponible y presentada en los

antecedentes, así como indicando las limitaciones identificadas a lo largo de la investigación llevada a cabo.

Finalmente, esta tesis concluye destacando la importancia de una comprensión pormenorizada de la influencia de variables relacionadas con el estatus social y laboral y las condiciones de vivienda en la salud percibida de los ciudadanos europeos para un diseño efectivo de políticas públicas preventivas destinadas a paliar estos efectos negativos y las desigualdades de género existentes. Así, el desarrollo de programas de empleo efectivos, de reformas del mercado laboral, de sistemas de protección para los desempleados y de ayudas económicas hacia aquellos en mayor riesgo de privación social, puede resultar más beneficioso para evitar riesgos para la salud que el mero aumento del gasto sanitario agregado; del mismo modo que, el perfilado de políticas públicas a nivel europeo que aborden la pobreza energética y favorezcan las condiciones de habitabilidad de la población de la mano de un incremento en el gasto social puede jugar un papel fundamental en la prevención de enfermedades y la mejora de la calidad de vida de los ciudadanos.

Introducción

El estudio del estado de salud percibida se ha convertido en un campo de creciente interés dentro de las ciencias sociales y de la salud. La percepción que los individuos tienen de su propia salud es un indicador crucial que puede influir en diversas políticas públicas y en la planificación de servicios sanitarios. Sin embargo, esta percepción no se forma en el vacío, sino que está profundamente influenciada por una multitud de factores socioeconómicos y demográficos. En este contexto, el análisis de género emerge como una dimensión fundamental para entender las disparidades en la salud percibida entre diferentes grupos de la población.

Esta tesis doctoral se enfoca en el análisis de la relación entre el mercado laboral, el nivel educativo, la vivienda y otras variables regionales socioeconómicas con la salud percibida de los ciudadanos españoles y europeos, con una especial atención a las diferencias de género. La elección de estas variables se basa en la variada literatura que estudia cómo cada uno de estos factores puede influir en la salud y el bienestar de los individuos, pese a que, a priori, las miradas se puedan focalizar sobre las listas de espera, la relación médico-paciente u otros factores estrechamente vinculados al propio sistema sanitario.

El mercado laboral y las condiciones de empleo son determinantes clave de la salud percibida. La estabilidad laboral, los ingresos y las condiciones de trabajo pueden tener impactos directos e indirectos en la salud física y mental. Por otro lado, el nivel educativo no solo está asociado con mejores oportunidades laborales, sino que también conlleva un mayor conocimiento y acceso a prácticas saludables y recursos sanitarios.

La vivienda, como espacio físico donde se desarrolla gran parte de la vida diaria, también tiene un impacto significativo en la salud percibida. Las condiciones de habitabilidad, la seguridad del entorno y el acceso a servicios básicos son aspectos cruciales que pueden afectar tanto la salud física como la mental.

Además, las variables regionales socioeconómicas, que incluyen factores como la riqueza regional, la cohesión social y la calidad del entorno, aportan un contexto adicional que puede amplificar o mitigar las desigualdades en la salud percibida.

El enfoque de género es esencial para esta investigación, ya que hombres y mujeres suelen experimentar y reportar su salud de manera diferente debido a roles sociales,

expectativas culturales y desigualdades estructurales en el acceso a recursos y oportunidades. Este análisis de género permitirá una comprensión más profunda de cómo las interacciones entre el mercado laboral, la educación, la vivienda y las condiciones socioeconómicas regionales influyen en la salud percibida de manera diferenciada entre hombres y mujeres.

Por tanto, con esta investigación se pretende tanto ampliar el conocimiento existente y estudiar cómo difieren las asociaciones para hombres y mujeres, como identificar políticas públicas específicas con potencial para reducir las brechas de género detectadas a lo largo del análisis.

El origen de la razón de esta tesis doctoral se encuentra en mi colaboración en el proyecto financiado por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía titulado “Impacto Regional y de Género de las Características del Mercado Laboral en la Salud”, con nº de expediente PI-0457-2016, durante la cual finalicé el máster en Estadística Aplicada, con el Trabajo de Fin de Máster “Aplicación de distintas técnicas de modelos multinivel longitudinales para valorar la relación entre precariedad laboral, características regionales y salud percibida en España (2012-2015)”, premiado en la Jornada RSME-UGR Fin de Máster 2018; y di comienzo a mis estudios de Doctorado en Ciencias Económicas y Empresariales de la mano de un gran equipo investigador del Departamento de Economía Aplicada, que motivó mi interés por la investigación y me brindó la oportunidad, como matemática, de orientar y aplicar modelos estadísticos al ámbito de los determinantes sociales en salud no solo en España, sino también ampliándolo al conjunto de países de la Unión Europea.

Desde entonces, las aportaciones de este trabajo de investigación se han difundido en congresos, jornadas y encuentros, colaborando también en otras investigaciones. Todo ello se detalla a continuación:

Título	<i>Impacto de las características del mercado laboral y el gasto social regional en la salud percibida en España (2012-2015)</i>
Autoría	Amanda Godoy; José Jesús Martín, María del Puerto López; Manuel Correa
Reunión	IV Jornadas Doctorales de la Universidad de Murcia
Fecha	29 al 31 de mayo de 2018

Introducción

Lugar	Murcia
Título	<i>Análisis de género entre la salud percibida y características socioeconómicas individuales y regionales</i>
Autoría	Amanda Godoy; José Jesús Martín, María del Puerto López; Manuel Correa
Reunión	XXXVIII Jornadas de Economía de la Salud
Fecha	20 al 22 de junio de 2018
Lugar	Las Palmas de Gran Canaria
Título	<i>Análisis de género y regional de la influencia de las características del mercado laboral en la enfermedad crónica en España (2012-2015)</i>
Autoría	Amanda Godoy; José Jesús Martín, María del Puerto López; Manuel Correa; Teresa Sánchez
Reunión	XXXVIII Jornadas de Economía de la Salud
Fecha	20 al 22 de junio de 2018
Lugar	Las Palmas de Gran Canaria
Título	<i>Análisis multinivel de la relación entre la salud percibida, el desempleo, la pobreza, la precariedad laboral y el gasto sanitario público regional (2012-2015)</i>
Autoría	Amanda Godoy; José Jesús Martín Martín, María del Puerto López del Amo González
Reunión	XXXII Congreso Internacional de Economía Aplicada
Fecha	4 al 7 de julio de 2018
Lugar	Huelva
Título	<i>Salud percibida y diferencias de género después de la crisis económica</i>
Autoría	Amanda Godoy; José Jesús Martín, María del Puerto López; Manuel Correa
Reunión	V Encuentro Internacional de Especialización para la Investigación en Economía y Empresa.
Fecha	29 y 30 de noviembre de 2018
Lugar	Granada
Título	<i>Análisis de la relación entre el género, vivienda y calidad institucional, y la salud percibida de la población europea en el periodo 2011-2014</i>

Introducción

Amanda Godoy Bermúdez; María Teresa Sánchez Martínez; Manuel Correa;
Autoría Beatriz Fornell Puertas; Carmen Fernández Aguilar; Araceli María Rojo Gallego-Burín; M. Puerto López del Amo González; José Jesús Martín Martín
Reunión XXXIX Jornadas de Economía de la Salud
Fecha 12 al 14 de junio de 2019
Lugar Albacete

Título *Mercado laboral, calidad institucional y salud percibida en Europa (2011-2014)*
Amanda Godoy Bermúdez; Manuel Correa; Beatriz Fornell Puertas; Carmen
Autoría Fernández Aguilar; Araceli María Rojo GallegoBurín; María Teresa Sánchez
Martínez; M. Puerto López del Amo González; José Jesús Martín Martín
Reunión XXXIX Jornadas de Economía de la Salud
Fecha 12 al 14 de junio de 2019
Lugar Albacete

Título *Effect of a 'Mindfulness' intervention in the use of heuristics in the decision-making process*
Carmen Fernández Aguilar; José Jesús Martín Martín; Sergio Minué Lorenzo;
Autoría Alberto Fernández Ajuria; Amanda Godoy Bermúdez
Reunión XXXIX Jornadas de Economía de la Salud
Fecha 12 al 14 de junio de 2019
Lugar Albacete

Título *The relationship between the institutional design of the Member States of the European Union and the individual health of its citizens*
Amanda Godoy; Manuel Correa; Beatriz Fornell; Carmen Fernández; Araceli
Autoría María Rojo; M^a Teresa Sánchez; M^a del Puerto López del Amo; José Jesús Martín
Reunión 17th ISQOLS Annual Conference
Fecha 4 al 7 de septiembre de 2019
Lugar Granada

Título *Regional multilevel analysis of health and gender differences in the Spanish labour market*

Autoría	Beatriz Fornell; Manuel Correa; Amanda Godoy; Carmen Fernández; Araceli María Rojo; M ^a Teresa Sánchez; M ^a del Puerto López del Amo; José Jesús Martín
Reunión	17th ISQOLS Annual Conference
Fecha	4 al 7 de septiembre de 2019
Lugar	Granada

Parte de los resultados que se presentan en esta tesis doctoral han sido publicados en julio de 2023 en un artículo en la revista *PLoS ONE*, situada en el cuartil 1 en la categoría de Ciencias Multidisciplinarias con un factor de impacto de 2.9. La referencia del mismo es la siguiente:

Godoy-Bermúdez, A., Rojo-Gallego-Burin, A., Delgado-Márquez, L., Martín-Martín, J. J., Sánchez-Martínez, M. T., & López del Amo-González, M. P. (2023). *Variation in perceived health across gender, working status, educational level, and regional health care expenditure in Spain (2014-2017)*. PLoS ONE 18(7): e0269613. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0269613>

La estructura de este documento responde a 6 apartados diferenciados. En el primero de ellos, “Objetivos”, se formulan los objetivos que definen el rumbo de lo que se pretende conseguir en esta tesis. En el segundo apartado, “Antecedentes”, se presenta el marco teórico de los determinantes sociales de la salud y se expone una recopilación de la evidencia científica disponible en relación a la salud y el género, la educación, la situación laboral, el régimen de tenencia de vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario y el gasto social. En tercer lugar se realiza el “Análisis de datos”, describiendo el ámbito de estudio, la metodología empleada para el desarrollo de los modelos que permiten la consecución de los objetivos y exponiendo el software usado para el tratamiento de las bases de datos y la aplicación de los modelos. En el cuarto apartado se presentan los “Resultados” obtenidos en dos subapartados, uno por cada objetivo propuesto. El quinto apartado se dedica a la “Discusión” de los resultados obtenidos, contrastando los principales hallazgos del estudio con la literatura previa disponible presentada en los antecedentes. Por último, en sexto lugar se resumen las “Conclusiones” del trabajo realizado.

1. Objetivos

Este trabajo de investigación se propone analizar desde una perspectiva de género la relación de la salud auto percibida y las principales variables de desigualdad económica y estatus social, así como la relación de variables agregadas regionales a través de dos objetivos:

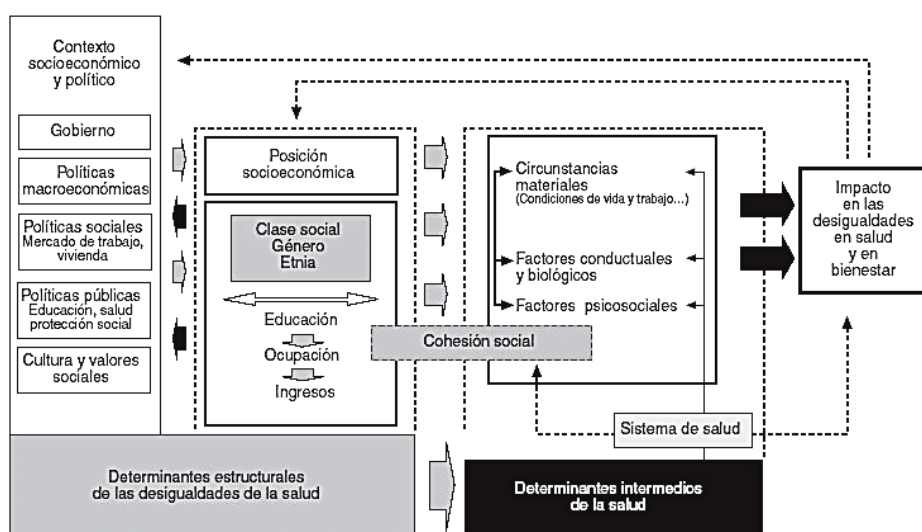
1. Analizar desde una perspectiva de género la relación de la salud auto percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público en España entre 2014-2017.
2. Analizar desde una perspectiva de género la relación de la salud auto percibida con la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos entre 2011-2014.

2. Antecedentes

La salud de las personas no está determinada solo por su genotipo ni por la atención sanitaria disponible, sino que se ve influenciada de forma intensa por múltiples factores como las condiciones en que trabajan y viven. Considerando estas circunstancias, la Organización Mundial de la Salud (OMS) define las desigualdades sociales en salud como aquellas diferencias en salud injustas y evitables entre grupos poblacionales definidos social, económica, demográfica o geográficamente (Solar & Irwin, 2010). Estas desigualdades, que tienen gran impacto en la salud de los grupos sociales menos favorecidos, se presentan como consecuencia de una distribución desigual, a nivel mundial y nacional, del poder, los ingresos y los recursos (WHO Commission on Social Determinants of Health & World Health Organization, 2008). La evidencia científica señala que las desigualdades en salud pueden reducirse mediante la aplicación de las intervenciones y políticas públicas sanitarias y sociales adecuadas. De esta forma, se ha indicado que ignorar las condiciones económicas precarias, que provocan un empeoramiento de la salud y aumentan las desigualdades, tiene un coste más elevado que hacerles frente (Leppo et al., 2013).

Para promover políticas y acciones que contribuyan a mejorar el bienestar de la población, es vital identificar y actuar sobre los determinantes sociales que generan las desigualdades en salud. Entre los distintos modelos existentes para explicar los factores determinantes de desigualdades en salud, Solar & Irwin (2010) proponen un marco teórico para la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la OMS.

Ilustración 1: Marco conceptual de los determinantes sociales en salud.



Fuente: Solar & Irwin (2010).

Dicho marco teórico está basado en dos elementos principales: los factores estructurales y los factores intermedios de las desigualdades en salud, que mantienen una estrecha relación de influencia mutua y de condicionamiento entre ellos.

Los determinantes estructurales engloban el contexto socioeconómico y político y se refieren a los factores que afectan a la estructura social y a la distribución de poder y recursos dentro de ella, incluyendo la tradición política de los gobiernos, sus políticas macroeconómicas, sus políticas sociales (mercado de trabajo, vivienda), sus políticas públicas (educación, salud, protección social), la cultura y los valores sociales.

Dicho contexto influye en la posición socioeconómica que las personas ocupan en la sociedad de acuerdo con aspectos como su clase social, su género, su edad, su etnia o raza y el territorio y que se configuran como ejes de desigualdad. Asimismo, la educación de las personas se relaciona con su ocupación, y ésta a su vez influye en los ingresos. El marco considera, de este modo, diferentes ejes de desigualdad, que determinan jerarquías de poder en la sociedad y las oportunidades de tener una buena salud, a través de la exposición a los denominados determinantes intermedios de la salud.

Los determinantes intermedios de la salud vienen preestablecidos por los estructurales y hacen referencia a los recursos materiales (condiciones de vida y trabajo, disponibilidad de alimentos), los factores psicosociales (redes sociales, respuesta al

estrés y situaciones adversas, control sobre la propia vida), los factores conductuales y biológicos (hábitos de vida, carga genética), así como los servicios sanitarios a través de la accesibilidad y el grado de uso de los mismos. En el marco teórico también se hace referencia en este sentido a la cohesión social, relacionada con el grado de integración social, la presencia de fuertes vínculos comunitarios, altos niveles de participación ciudadana en actividades cívicas y confianza en los demás (Puime & Zunzunegui, 2011).

Siguiendo el marco conceptual anteriormente descrito, este trabajo se centra, proponiéndose para ello dos objetivos, en el estudio de la asociación de la salud autopercebida con las características del mercado laboral y las políticas de gasto social y sanitario, como determinantes estructurales de la salud, en función del género y el territorio, como ejes de desigualdad y teniendo en cuenta los determinantes intermedios, el desempleo, la precariedad, la vivienda y la pobreza y exclusión social.

Específicamente, en los siguientes apartados se profundiza no solo en el marco teórico, sino también en la evidencia empírica disponible que relaciona la salud y cada uno los determinantes de este estudio.

Un marco conceptual que se ocupa de los determinantes sociales de la salud postula que los entornos financieros y sociales son fuertes factores determinantes de la salud de los individuos. Por lo tanto, mayores ingresos, niveles educativos y estar empleado se asocian con una mejor salud (Solar & Irwin, 2010; Gueorguieva et al., 2009; Marmot et al., 2008; Braveman & Gottlieb, 2014).

No obstante, la evidencia empírica, tanto a nivel nacional como internacional, se encuentra lejos de ser concluyente o unánime, siendo muy contradictoria y, en ciertos sentidos, insuficiente. En su mayor parte, la literatura relevante consiste en análisis parciales de la relación entre la salud y ciertas variables sociales y económicas, como el papel del desempleo o la pobreza en la salud (Brzezinski, 2019; Stuckler et al., 2009; Stuckler et al., 2017; Abebe et al., 2016; Tøge & Blekesaune, 2015; Suhrcke & Stuckler, 2012; Fornell et al., 2018).

Sin embargo, se encuentran pocos estudios que analicen simultáneamente la brecha de salud basada en el género en su relación con los niveles de logro educativo y situación laboral.

Género y salud

De acuerdo con la OMS, el género se refiere a los roles, las características y oportunidades definidos por la sociedad que se consideran apropiados para los hombres, las mujeres, los niños y niñas y las personas con identidades no binarias. Como construcción social, el género varía de una sociedad a otra y puede cambiar con el tiempo, siendo también producto de las relaciones entre las personas y pudiendo reflejar la distribución de poder entre ellas. El género interactúa pero es un concepto distinto al sexo biológico, que se refiere a las diferentes características biológicas y fisiológicas de mujeres, hombres y personas intersexuales, como los cromosomas, las hormonas y los órganos reproductivos.

La relación entre género y salud es compleja y abarca una variedad de aspectos que incluyen diferencias biológicas, sociales, económicas y culturales entre hombres y mujeres que pueden influir en la salud y el bienestar.

Aunque existen muchas similitudes en la estructura corporal entre hombres y mujeres, también hay diferencias significativas en lo que anatomía y fisiología se refiere, que pueden hacerlos más propensos a determinadas lesiones o enfermedades, así como distinciones hormonales que pueden influir en la susceptibilidad a ciertas condiciones médicas y en la respuesta a tratamientos médicos. Además de lo anterior, existen diferencias en la expresión genética y la regulación epigenética entre hombres y mujeres que pueden influir en una variedad de procesos biológicos, incluida la respuesta al estrés, la inmunidad y la predisposición a enfermedades. No obstante, las diferencias biológicas entre sexos son insuficientes para explicar las tendencias de salud divergentes, que se ha demostrado que pueden prevenirse y evitarse (Coen & Banister, 2012).

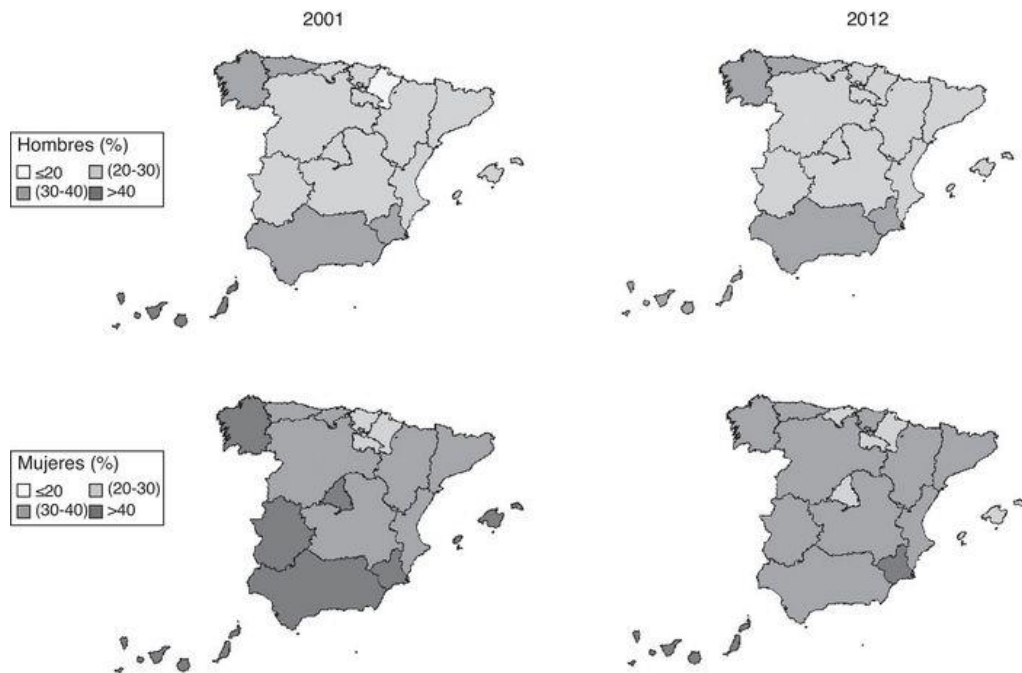
Los roles de género y las expectativas sociales sobre cómo deben comportarse hombres y mujeres pueden influir en la salud al adoptar comportamientos de riesgo como pueden ser la elusión de buscar atención médica o el énfasis en el cuidado de otros a expensas de la propia salud. Así, las normas de género construidas social y culturalmente determinan los roles y oportunidades que se ofrecen a todos los individuos y surgen como fuertes determinantes estructurales de la salud, con

implicaciones importantes pero diferentes para mujeres y hombres (Solar & Irwin, 2010; García-Calvente et al., 2007). Esas diferencias se vuelven problemáticas cuando dan lugar a desigualdad y discriminación. En efecto, de acuerdo con el desglose por sexo de los datos realizado por la WHO (2018), los hombres tienen una menor esperanza de vida (4,4 años menos en 2016) y una mayor carga de años de vida ajustados por discapacidad (AVAD) que las mujeres (IHME, 2016). Gran parte de estas diferencias se deben a factores relacionados con el género. Así, por ejemplo, hay normas sociales que determinan que los hombres estén más expuestos al tabaco y las bebidas alcohólicas, lo que a su vez genera tasas de AVAD tres veces superiores en los hombres que en las mujeres (Hawkes & Buse, 2013). Sin embargo, también existen normas sociales y de género que aumentan la carga de algunas enfermedades entre las niñas y las mujeres como la tasa de ceguera debido a que tienen relativamente menos acceso a los servicios de tratamiento de la catarata.

Las dinámicas de poder de género, que se encuentran entre las principales causas de la desigualdad de género, son también algunos de los determinantes sociales más fuertes de la salud, con un efecto claro en cómo las personas nacen, crecen, viven, trabajan, envejecen y finalmente mueren (Sen & Östlin, 2008).

No obstante, aunque las mujeres tienen una mayor esperanza de vida que los hombres, la percepción que tienen sobre su estado de salud es más pobre. En este sentido, en un estudio llevado a cabo en España, Aguilar-Palacio et al. (2015) observan diferencias por sexo en la prevalencia de mala salud por comunidades autónomas, obteniendo como resultado que en todas las CCAA, excepto Asturias, existió una mayor percepción de mala salud en las mujeres que en los hombres, como se muestra en la siguiente ilustración.

Ilustración 2: Prevalencia de mala salud percibida por comunidad autónoma y sexo. Resultados estandarizados.



Fuente: Aguilar-Palacio et al. (2015).

Por todo lo anterior, en numerosos estudios, el género aparece como un eje de desigualdad particularmente influyente (Solar & Irwin, 2010; WHO, 2010), siendo, no obstante un factor que puede crear inequidades sanitarias por sí solo.

Educación y salud

El nivel educativo, como lo atestigua la literatura, es un importante determinante social de la salud. La mayoría de los análisis confirman que un mayor nivel educativo conlleva una mejor salud, pero también una mayor longevidad con buena salud. Esto se hace aún más evidente cuando se hacen comparaciones con personas con bajos niveles de educación (Pinillos-Franco & García-Prieto, 2017; Gumà et al., 2019b; López del Amo et al., 2018). Sin embargo, no se han explicado suficientemente los detalles de cómo los beneficios de la educación se distribuyen de manera desigual entre mujeres y hombres, y las conclusiones a las que se llega están lejos de ser unánimes. Dado que las mujeres generalmente están en desventaja en lo que respecta a la distribución de recursos socioeconómicos como el poder, la autoridad, los ingresos, los ingresos del hogar y la riqueza general, su salud y supervivencia podrían depender más de la educación que la de sus homólogos masculinos.

Este estudio examina si la asociación beneficiosa entre la educación y la salud es particularmente fuerte para las mujeres y si la educación por sí sola puede ser suficiente para superar las diferencias de género en la percepción de la salud.

Investigaciones anteriores han concluido que las mujeres con bajos niveles educativos tienen una salud autopercebida particularmente baja en comparación con hombres con un nivel educativo similar después de controlar otras características (Gumà et al., 2019b; López del Amo et al., 2018; Calzón Fernández et al., 2017; Solé-Auró & Alcañiz, 2016).

Un reciente análisis llevado a cabo en España entre población adulta estableció que, para las mujeres, la asociación entre un bajo nivel educativo y una mala salud autopercebida era particularmente fuerte (Wärnberg et al., 2021).

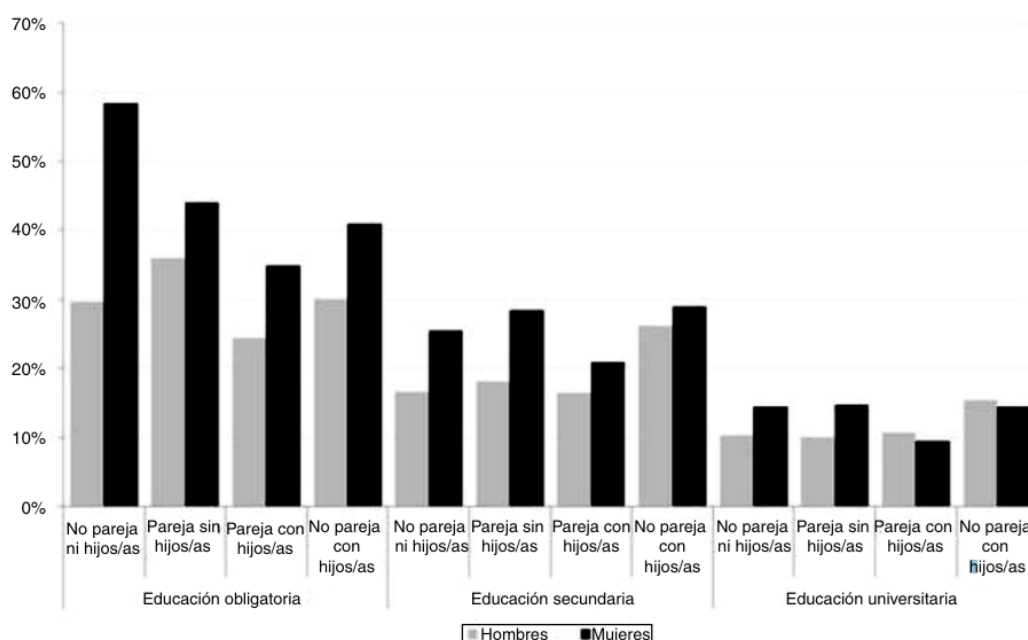
Según varios estudios transversales, la correlación entre desigualdad y haber recibido un nivel educativo más bajo se acentúa en el caso de las mujeres (Aguilar-Palacio et al., 2015; Kunst et al., 2005). De este modo, las mujeres con un nivel educativo bajo se ven doblemente afectadas: en primer lugar, sufren un empeoramiento de su salud diagnosticada médicamente y, por lo tanto, perciben su propia salud como peor que la de las mujeres con mayor nivel educativo; en segundo lugar, experimentan un

menor apoyo psicosocial y se espera que reciban menos atención por las mismas afecciones médicas, lo que a su vez aumenta la percepción de que su propio estado de salud es deficiente (Kunst et al., 2005).

La teoría de la sustitución de recursos, según la cual la ausencia de uno o varios recursos socioeconómicos puede compensarse mediante un aprovechamiento más intenso de los existentes, predice que los beneficios de la educación para la salud y la supervivencia son mayores para las mujeres y que el deterioro físico se reduce de manera más intensa para las mujeres a medida que aumenta su nivel educativo. Así, la brecha de género en el estado físico prácticamente desaparece a medida que las personas alcanzan niveles universitarios de educación (Ross & Mirowsky, 2006). La ausencia de recursos alternativos hace que el bienestar de las mujeres dependa especialmente de su educación y formación. Por lo tanto, las mujeres con un bajo nivel educativo pueden sufrir más y peores problemas de salud porque tienen menos recursos de los que sacar provecho (Ross & Mirowsky, 2006; Ross & Mirowsky, 2010; Sen, 1997; Sen, 1999).

En este sentido, cabe señalar que la condición física de las mujeres se deteriora menos que la de los hombres a medida que aumenta el nivel educativo. Por lo tanto, la brecha de género en el deterioro físico desaparece cuando las mujeres alcanzan un nivel educativo universitario. Esta hipótesis está respaldada por datos de una encuesta realizada en 1995 entre adultos en los EE. UU., con seguimientos en 1998 y 2001 (Ross & Mirowsky, 2006). En España, Gumà et al. (2019a) obtienen resultados en la misma dirección y sentido para una muestra española de 2014, obteniendo que los patrones señalados en los trabajos en los que se analizan cada uno de estos determinantes sociales de la salud de manera independiente se repiten: a nivel educativo más alto, mejor perfil de salud, que, además, resulta ser mejor en los hombres que en las mujeres, a excepción de las parejas con hijos/as y los hogares monoparentales con educación universitaria, como se muestra en la siguiente ilustración.

Ilustración 3: Prevalencia de mala salud autopercibida según nivel educativo, tipo de hogar y sexo de la muestra española (30-59años), 2014.



Fuente: Gumà et al. (2019a).

Sin embargo, un análisis de la población activa en España no logró encontrar disparidades de género en cuanto a la asociación de la educación con la salud, aunque mostró que la salud de las mujeres es peor entre las personas con menor nivel educativo, debido principalmente a la precariedad laboral y las características específicas de los hogares (Pinillos-Franco & García-Prieto, 2017).

Algunas investigaciones sobre bienestar psicológico que señalan la salud autopercibida como uno de sus principales correlatos (Jo et al., 2015) sugieren que la educación es más beneficiosa para las mujeres que para los hombres (Ross & Mirowsky, 2006; Ross et al., 2012). En concreto, un estudio sobre bienestar subjetivo realizado en Corea del Sur con datos de panel individuales del periodo 2017-2020 confirmó la existencia de una relación positiva entre el nivel educativo alcanzado y la percepción de bienestar, y señaló claras diferencias de género en la magnitud de este efecto. En ese caso, el impacto positivo de la educación superior fue mayor entre las mujeres (Song & Lee, 2022). Con respecto a esta cuestión, la literatura sugiere varias posibles razones para el vínculo entre educación y bienestar. En primer lugar, la educación tiende a aumentar la autoestima de las mujeres más que la de los hombres (Ross & Mirowsky, 2006, Gestsdottir et al., 2015). Esto puede deberse al hecho de que, al carecer de otros

recursos, las mujeres dependen especialmente de su propia educación para alcanzar ciertos niveles de bienestar. Independientemente de las causas subyacentes de tales diferencias de género, estos hallazgos sugieren que existe un potencial para que la educación de las mujeres mejore su bienestar, particularmente entre las personas mayores que pueden haber experimentado oportunidades desiguales en el acceso a la educación durante las últimas décadas (Chung, 1994). Por el contrario, la teoría de la multiplicación de recursos implica precisamente lo contrario: que la educación debería ser más beneficiosa para los hombres que para las mujeres, ya que pueden obtener mayores recompensas de ella en el mercado laboral, como una mayor autoridad e ingresos (Ross & Mirowsky, 2006, Ross & Mirowsky, 2010).

El vínculo crítico entre la educación y la salud de las mujeres se enfatiza aún más por la evidencia sobre la discriminación que enfrentan las mujeres que intentan acceder al mercado laboral, y por la brecha salarial de género existente, que ha aumentado como resultado de la última recesión financiera (Gumà et al., 2019a).

Situación laboral y salud

La situación laboral, y en particular la dicotomía empleado-desempleado, ha jugado tradicionalmente un papel central en el análisis de las desigualdades sociales en materia de salud. La intensidad y magnitud de la Gran Crisis Financiera tuvieron un profundo efecto en el mercado laboral español, y el panorama resultante exige que explorar nuevas perspectivas y observar más de cerca la experiencia del desempleo y cómo interactúa de manera diferente con la salud de las mujeres y hombres (Bambra, 2011).

La evidencia sobre la influencia del desempleo en la salud no es homogénea. Análisis previos sobre la asociación entre desempleo y salud han revelado, en la mayoría de los casos, una relación negativa tanto en términos de salud percibida (López del Amo et al., 2018; Urbanos-Garrido & González, 2015; Huijts et al., 2014; Limm et al., 2012) como de mortalidad (Mustard et al., 2013; Roelfs, Shor, Davidson, & Schwartz, 2011) y salud mental (Paul & Moser, 2009). Urbanos-Garrido & González (2015) en un análisis con datos de corte transversal a partir de la Encuesta Nacional de Salud de España (ENSE) para los años 2011-2012, pero con información sobre el tiempo que cada persona declara llevar desempleada, indican que el desempleo, controlado por el resto de indicadores de salud, tiene un efecto negativo sobre la salud mental, y su impacto es mayor cuanto mayor es el tiempo que el individuo permanece parado. Maruthappu et al. (2016) y Huijts et al. (2014) analizan la relación entre desempleo y salud a partir de bases de datos longitudinales. El primero es un estudio regresional multivariante longitudinal con datos de 75 países procedentes del Banco Mundial y la Organización Mundial de la Salud entre 1990 y 2010 y demostró que la mortalidad por cáncer aumenta con el desempleo. El segundo demostró nuevamente la relación negativa entre desempleo y salud con datos de la Encuesta Europea de Condiciones de Vida entre 2007 y 2010. Tøge & Blekesaune (2015), utilizando datos longitudinales de la Encuesta Europea de Ingresos y Condiciones de Vida de los años 2008 a 2011, para 28 países, encontraron una correlación entre la transición del desempleo y una disminución en la salud percibida.

Por otro lado, algunos estudios no encuentran asociación entre desempleo y peor salud percibida con datos longitudinales (Böckerman & Ilmakunnas, 2009) o

identifican que un mayor desempleo reduce las tasas de mortalidad general y por causas específicas debido a disminuciones de accidentes de tráfico y laborales, reducción del estrés y exposición a condiciones peligrosas y contaminantes en el trabajo, aumento del tiempo libre y del autocuidado (Buchmueller, Jusot, & Grignon, 2007; Ruhm, 2007). El estudio de Urbanos-Garrido & Gonzalez (2013) con datos para el periodo 2006-2011 extraídos de la Encuesta de Condiciones de Vida muestra que estar desempleado no afecta a la salud percibida.

Además, tampoco hay consenso en la literatura sobre los detalles específicos de cómo los efectos del desempleo en la salud difieren entre hombres y mujeres. Bambra & Eikemo (2009) con datos correspondientes a 23 países europeos clasificados en cinco regímenes de estado de bienestar (escandinavo, anglosajón, bismarckiano, meridional y oriental), encontraron un efecto negativo del desempleo sobre la salud particularmente fuerte para las mujeres, especialmente dentro de los regímenes de estado de bienestar anglosajón y escandinavo. Aunque Norström et al. (2014) sí hablaron del efecto del desempleo en la salud, no encontraron que estuviera sistemáticamente vinculado al género. Mientras tanto, Drydakis (2015) encontró que, durante la intensa depresión causada por la crisis financiera en Grecia, la asociación perjudicial entre desempleo y salud fue más fuerte para las mujeres que para los hombres. En contraste con Drydakis (2015), Antonakakis & Collins (2014) llegaron a un conjunto diferente de conclusiones en su análisis de la situación griega, ya que encontraron que la recesión financiera, el desempleo y sus medidas de austeridad estaban más claramente asociados con las tasas de suicidio masculino que femenino. Otros estudios han sugerido de manera similar que la austeridad, los despidos y el desempleo han tenido una asociación más fuerte con la salud mental de los hombres que de las mujeres (World Bank, 2011; Mossakowski, 2009; Artazcoz, 2004). En esta línea, Calzón Fernández et al. (2017) encontraron evidencia de que el desempleo es un factor de riesgo de mala salud entre los hombres, pero no entre las mujeres.

En cuanto a Francia, Ronchetti & Terriau (2019) no encontraron un vínculo negativo entre el desempleo de larga duración y la salud autopercebida ni para hombres ni para mujeres. Buffel et al. (2015), aplicando un marco multinivel a los datos extraídos de la Encuesta Social Europea (rondas de 2006 y 2012), examinaron la relación entre el

desempleo y la salud mental en 20 países europeos y descubrieron que los hombres tienen más probabilidades de sufrir depresión que las mujeres. A la luz de estos estudios, se hace necesario analizar cómo los periodos de recuperación económica pueden modificar la interacción diferente del desempleo con la salud de mujeres y hombres, teniendo en cuenta las singularidades de la economía española, caracterizada por una de las tasas de desempleo más altas de la Unión Europea y un mercado laboral en gran medida inestable e inseguro en el que la tasa de desempleo femenino es más alta.

Tenencia de la vivienda, pobreza energética y salud

Existe una sólida relación entre vivienda y salud, el hogar y entorno residencial, donde las personas suelen pasar la mayor parte de su tiempo, es el lugar de contacto con los miembros más importantes de la propia red social y para la mayoría de las personas, la adquisición de su vivienda representa su mayor inversión financiera y personal (WHO, 2011; Rolfe et al., 2020). Entre las dimensiones más relevantes de la vivienda relativas a su relación con la salud se encuentran el tipo de tenencia de la vivienda y la pobreza energética.

Ser propietario o pagar un alquiler puede ser un factor diferencial relacionado con la salud en función de cómo las personas experimentan y responden a los problemas de asequibilidad de la vivienda, particularmente entre los hogares de bajos ingresos (Mason et al., 2013, Park & Seo, 2020). La tenencia de alquiler, y especialmente el alquiler público, se asocia con mayor frecuencia con peor salud en la población general (Baker et al., 2013; Clair et al., 2016a; Park & Seo, 2020; Pollack et al., 2004; 2010) y algunos colectivos específicos como la salud bucal en niños (Fleitas Alfonso et al., 2022) y población mayor de 65 años (Park et al., 2022; Pledger et al., 2019; Herbers & Mulder, 2017).

La evidencia disponible sobre la brecha de género existente entre el tipo de tenencia de vivienda y la salud es muy limitada y contradictoria, circunscrita a países concretos. Diversos trabajos asocian un mayor riesgo relativo de peor salud a las mujeres que a los hombres dependiendo del tipo de tenencia de vivienda (Bentley et al., 2012; Bolívar Muñoz et al., 2016; Vásquez-Vera et al., 2016; Pledger et al., 2019; Carrere et al., 2022). Otros estudios, sin embargo obtienen resultados opuestos identificando a los hombres con resultados más adversos en salud en función del tipo de tenencia de vivienda (Nettleton & Burrows, 1998, 2000; Bentley et al., 2012; Boomsma et al., 2017; Park et al., 2022).

Por otro lado, existe evidencia de asociaciones significativas entre condiciones de vivienda deficientes, mala salud y reducción del bienestar (Dunn, 1999; Evans, et al., 2003; Bonnefoy, 2007; Pevalin et al., 2008; Thomson & Thomas, 2015). Urbanos-Garrido & Gonzalez (2013) encontraron para el periodo 2006-2011 que las condiciones de la

vivienda y la capacidad para llegar a fin de mes influyen de manera significativa en la salud percibida de los españoles. Las malas condiciones físicas de la vivienda como la humedad, el moho o la mala eficiencia energética, pueden incrementar la morbilidad (problemas alérgicos, respiratorios y de salud mental) y la mortalidad (Healy, 2003; Leventhal & Newman, 2010; WHO, 2011; Rauh et al., 2008; Suglia et al., 2011; Liddell et al., 2015).

Sin embargo es muy limitada en Europa, la investigación sobre la relación entre el tipo de tenencia de la vivienda y salud (Clair et al., 2016a; Clair et al., 2016b; Darlington-Pollock & Norman, 2017; Macintyre et al., 2003; Windle et al., 2006) así como las relaciones entre pobreza energética y salud (Thomson et al., 2017a; Bosch et al., 2019; Recalde et al., 2019; Oliveras et al., 2021).

La tenencia de la vivienda es considerada por la literatura académica como un factor relevante para una buena salud dado que proporciona estabilidad y actúa como marcador de clase social o ingresos y riqueza (Rohe & Stewart, 1996; Carrere et al., 2022; Ellaway et al., 2016; Ellaway & Macintyre, 1998), genera mayor bienestar psicosocial, menores tasas de riesgo de mortalidad (Cairney & Boyle, 2004; Kearns et al., 2000; Easterlow et al., 2000) y mejor salud mental (Walton, 2018; Baker et al., 2013; Bentley et al., 2012; Mason et al., 2013; Macintyre et al., 2003). Alternativamente, los inquilinos experimentan más problemas de salud, que los propietarios y disponen de menores oportunidades para mejorar las condiciones de habitabilidad de la vivienda (Tomioka et al., 2019; Pevalin et al., 2008; Clair et al. 2016a; Clair et al., 2016b; Seng et al., 2018; Bosch et al., 2019; Holding et al., 2020).

Se ha prestado poca atención a la posible asociación específica de género entre la tenencia de vivienda y los problemas de salud (Baker & Tually, 2008). La mayoría de los estudios existentes sobre el vínculo entre el tipo de tenencia de vivienda y salud han utilizado el género como variable de control. No obstante, algunos estudios señalan que los hogares encabezados por mujeres tienen una probabilidad superior a la media de tener también bajos ingresos, debido fundamentalmente a la persistente discriminación que padece en el mercado laboral (Ma & Sebastian, 2021; Holdsworth, 2011, Viljoen, et al., 2020).

La incapacidad de una familia para mantener su hogar a una temperatura adecuada está estrechamente relacionada con el concepto de pobreza energética, definida como una situación en la que un hogar “es incapaz de pagar una cantidad de energía suficiente para la satisfacción de sus necesidades domésticas y/o cuando se ve obligado a destinar una parte excesiva de sus ingresos a pagar la factura energética de su vivienda” (Boardman, 1991; 2010; Moore, 2012; Thomson et al., 2017b). Numerosos trabajos han analizado cómo la pobreza energética y las condiciones de vivienda afectan considerablemente la salud física y mental, así como el bienestar social (Boardman, 1991; 2010; Moore, 2012; Kahouli, 2020). Sin embargo, son pocos los que consideran la brecha de género como una variable de interés. En la revisión sistemática de Ballesteros-Arjona et al. (2022) de los 38 estudios identificados solo 4 (10,5%) la consideraron.

Esta investigación aspira a mejorar desde una perspectiva de género el conocimiento disponible sobre las características de la vivienda y el régimen de tenencia de la misma y su relación con la salud de la población europea.

Gasto sanitario y social y salud

La aplicación de políticas sanitarias y sociales adecuadas y efectivas puede tener un papel amortiguador en la mitigación de las desigualdades en salud. Eikemo et al. (2008), en su estudio para determinar el grado en que las características del régimen del estado de bienestar explicaban la variación proporcional de la salud autopercibida entre los países europeos, cuando se tenía en cuenta la variación individual y regional, mediante la realización de un análisis multinivel de la Encuesta Social Europea (2002 y 2004), obtuvo que, casi el 90% de la variación en la salud era atribuible al nivel individual, mientras que aproximadamente el 10% estaba asociado con las características del estado de bienestar nacional. La variación entre regiones dentro de los países no fue significativa y el tipo de régimen de Estado de bienestar parecía explicar aproximadamente la mitad de la variación a nivel nacional de las desigualdades en salud entre los países europeos. Se observó que las personas en países con regímenes de bienestar escandinavos y anglosajones tenían una mejor percepción de salud general en comparación con los regímenes de bienestar del sur y del este de Europa.

El gasto sanitario público es un indicador importante que, en inversiones bajas, puede indicar limitaciones en la financiación pública de la salud, pudiendo afectar negativamente a la disponibilidad y calidad de los servicios de salud, así como el acceso equitativo a la atención médica para todos los ciudadanos.

Los desembolsos gubernamentales en salud incluyen gastos en servicios prestados a personas individuales y servicios prestados de forma colectiva. Los servicios de salud colectivos se ocupan de cuestiones tales como la formulación y administración de políticas gubernamentales; establecimiento y aplicación de normas para el personal médico y paramédico y para hospitales, clínicas, consultorios, etc.; regulación y concesión de licencias a proveedores de servicios de salud; e investigación aplicada y desarrollo experimental en materias médicas y relacionadas con la salud. Sin embargo, se consideran gastos individuales los gastos generales relacionados con la administración o el funcionamiento de un grupo de hospitales, clínicas, consultorios, etc. (Eurostat, 2019).

La literatura sobre la influencia del gasto sanitario en la salud percibida arroja resultados dispares y ciertos estudios apuntan que las políticas sociales tienen una mayor influencia en la mejora de la salud de la población que las medidas que afectan al sistema de salud (López-Valcárcel & Barber, 2017). Entre los países de bajos ingresos, un mayor gasto en salud parece estar relacionado con mejoras significativas en el estado de salud, lo que sugiere que las políticas públicas pueden marcar una gran diferencia en este sentido (Guptá et al., 2003; Ray & Linden, 2020). Sin embargo, entre los países de ingresos altos, los aumentos adicionales del gasto en salud parecen no estar en gran medida relacionados con las mejoras del estado de salud, lo que implica que los aumentos en el gasto por sí solos no son suficientes para mejorar la salud en un grado significativo (Guptá et al., 2003; Ray & Linden, 2020; Linden & Ray, 2017). Otros estudios, como el realizado por Heijink et al. (2013) para 14 países occidentales, encontraron un vínculo estadísticamente significativo entre el gasto en salud y la mortalidad evitable. Nixon & Ulmann (2006) examinaron la relación entre el gasto en atención médica y los resultados de salud (esperanza de vida promedio al nacer y tasa de mortalidad infantil) y concluyeron que, aunque el gasto sanitario ha contribuido significativamente a mejorar la mortalidad infantil, sólo se asocia con mejoras marginales en la esperanza de vida en los países de la UE durante el período analizado. Algunos investigadores han podido identificar que los niveles educativos de las mujeres, las mejoras tecnológicas, el ingreso per cápita, la distribución desigual del ingreso y ciertas diferencias culturales están detrás de algunas de las mejoras más importantes en los resultados de salud, mucho más allá de los aumentos en el gasto en salud (Filmer & Pritchett, 1999; Martin et al. 2008).

Por otra parte, los desembolsos de los gobiernos en protección social incluyen gastos en servicios y transferencias proporcionadas a personas individuales y hogares y el gasto en servicios prestados de forma colectiva. Los servicios colectivos de protección social se ocupan de cuestiones tales como la formulación y administración de políticas gubernamentales; formulación y aplicación de leyes y normas para brindar protección social; e investigación aplicada y desarrollo experimental en asuntos y servicios de protección social (Eurostat, 2019).

El gasto social como porcentaje del PIB que se destina a programas y políticas sociales puede indicar un mayor compromiso con el bienestar social y estar asociado con menores niveles de desigualdad, pobreza y necesidades insatisfechas de la población, como lo ratifica la evidencia empírica.

En esta línea, Stuckler et al. 2009 examinan para 26 países europeos entre 1970 y 2007 las asociaciones entre los cambios en el empleo y la mortalidad y su modificación por diferentes tipos de gasto gubernamental, viendo que las poblaciones variaron sustancialmente en cuanto a cómo de sensible era la mortalidad a las crisis económicas, dependiendo en parte de las diferencias en la protección social. Shahidi et al. 2016 con datos de 23 países procedentes de la Encuesta Social Europea (2012) concluyen que las desigualdades en la salud percibida entre los desempleados y empleados varían significativamente entre los países en función de las diferencias entre ellos a nivel de protección social otorgado a los desempleados y el nivel de apoyo público al estado de bienestar. Los resultados brindan, de este modo, apoyo empírico para afirmar que los gobiernos pueden llevar a cabo un papel más activo en la atenuación de las desigualdades en materia de salud relacionadas con el desempleo mediante la ampliación de la generosidad y la extensión de las políticas de protección social. En España, la revisión realizada por Oliva et al. 2019 menciona las políticas extrasanitarias como aquellas que, junto con el papel clave de otros pilares básicos del estado de bienestar, posiblemente han podido tener una mayor contribución a la hora de evitar el deterioro de la salud y el bienestar, dando ejemplos como la prolongación de las rentas recibidas por parados una vez agotado el subsidio por desempleo o el mantenimiento de las pensiones. También en España, se encontraron hallazgos de que el apoyo social fue un determinante importante del estado de salud, independientemente del desarrollo socioeconómico de la región (Rueda, 2012).

En contrapartida, otro estudio realizado con datos de 23 países europeos durante los primeros años de la crisis económica encuentra poco apoyo para afirmar que un mayor gasto en políticas de protección social limitaría las consecuencias perjudiciales de la pérdida de empleo sobre la salud (Huijts et al., 2014).

Bradley et al. (2011) examinaron las variaciones en los gastos en servicios de salud y en servicios sociales en los países de la OCDE y evaluaron su asociación con cinco

resultados de salud a nivel poblacional (esperanza de vida al nacer, mortalidad infantil, bajo peso al nacer, mortalidad materna y años potenciales de vida perdidos), obteniendo que los gastos en servicios de salud ajustados por PIB per cápita se asociaron significativamente con mejores resultados de salud en sólo dos de cinco indicadores de salud, mientras que los gastos en servicios sociales ajustados al PIB se asociaron significativamente con mejores resultados de salud en tres de cinco indicadores.

Desde luego, es fundamental considerar una serie de aspectos clave que garanticen la efectividad y equidad de las intervenciones. Como Morrison et al. (2015) ponen de manifiesto, las implicaciones para el gasto público social derivadas de las desigualdades socioeconómicas en salud son consideradas de manera diferente por aquellos responsables de elaborar políticas públicas, estando más enfocadas en diseños generales cuando se trata de legisladores y más orientadas a situaciones específicas en el caso de los encargados de su ejecución. En esta tarea, además, no deben establecerse unas pautas de comportamiento globales, sino que es necesario descender al mayor nivel posible en cada región y adoptar en cada caso las medidas más adecuadas (Martínez & Lechuga, 2012).

3. Análisis de datos

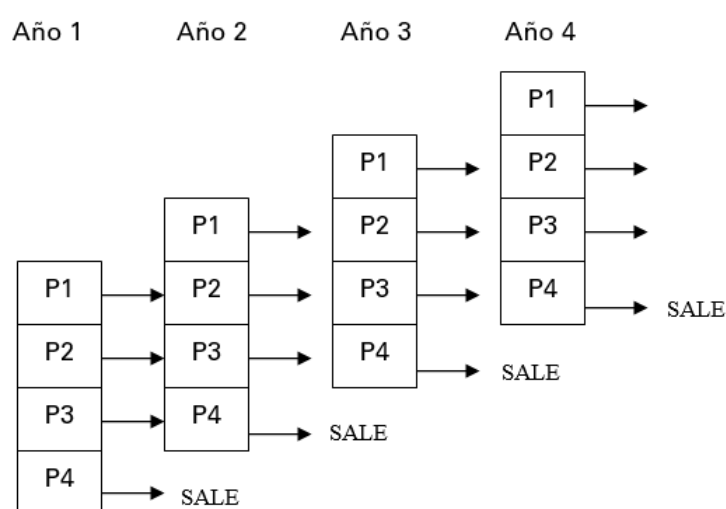
La presente sección se desarrolla a lo largo de tres epígrafes en los que se describe el ámbito de estudio, la metodología y el software empleado para la preparación de la base de datos y la ejecución de los modelos.

3.1 Ámbito de estudio

Para estimar la relaciones que se plantean en los objetivos de este estudio, la principal base de datos utilizada es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), una de las principales bases de datos que contiene estadísticas comparativas sobre distribución de ingresos y exclusión social a nivel europeo, proporcionando principalmente información socioeconómica de los hogares.

Este encuesta anual es diseñada como un panel rotante y, como se especifica en el fichero de usuario de la misma, la muestra se compone de cuatro submuestras independientes, cada una de las cuales es un panel de cuatro años de duración y cada año se renueva la muestra en uno de los paneles. En general se denomina periodo al número de años que lleva un grupo de rotación en la muestra, pudiéndose relacionar con el número de años que le quedan por estar en la muestra (P1, cuatro años, P2 tres años, etc...). Para la selección de cada submuestra se sigue un diseño bietápico con estratificación de las unidades de primera etapa. La primera etapa la forman las secciones censales y la segunda etapa las viviendas familiares principales. Dentro de ellas no se realiza submuestreo alguno, investigándose a todos los hogares que tienen su residencia habitual en las mismas. El gráfico siguiente muestra la estructura del diseño rotante de la ECV:

Ilustración 4: Estructura del diseño rotante de la ECV.



Fuente: Elaboración propia a partir de INE.

La encuesta proporciona cuatro ficheros de datos disponibles en formato csv cuyo contenido se especifica a continuación:

- Fichero D: Fichero de datos básicos del hogar. Es un fichero que tiene los registros de hogares que pertenecen a la muestra y comparten el grupo de rotación con algún año anterior. Para los que han colaborado en varios años hay varios registros, uno por año. Se considera que un hogar es colaborador si ha contestado el cuestionario de hogar y al menos un cuestionario individual. El fichero D tiene datos de identificación el hogar, de localización geográfica, sobre el grado de urbanización de la zona en que se encuentra, el año de encuesta (que permite distinguir el mismo hogar en distintos ciclos), y los factores de ponderación necesarios para obtener resultados válidos para la población.
- Fichero R: Fichero de datos básicos de la persona. Este es un fichero de personas (adultos y menores). Es un único fichero que contiene todos los registros de personas vinculadas a los hogares del fichero D. En este fichero se tiene información para identificar a la persona y a su hogar, año de encuesta, factores de ponderación, información demográfica, situación de presente o ausente, situación respecto a la actividad, identificaciones de familiares y tipo de entrevista. Recoge también alguna información sobre los cambios de hogar de las personas.
- Fichero H: Fichero de datos detallados del hogar. Es un fichero que contiene información detallada de los hogares que están en el fichero D. Los registros de todos los años están en un único fichero, en el que se presenta información detallada del hogar distribuida en las siguientes secciones:
 - Datos básicos del hogar (variables HB).
 - Datos acerca de la renta (variables HY).
 - Datos acerca de la exclusión social (variables HS).
 - Datos sobre la vivienda (variables HH).
- Fichero P: Fichero de datos detallados de los adultos. Este es un fichero de adultos (con 16 o más años). Contiene un registro para cada persona que pertenezca a un hogar del fichero H y que haya cumplimentado el

cuestionario individual. De nuevo, los registros de todos los años están en un único fichero, en el que se presenta información detallada de la persona clasificada de la siguiente manera:

- Datos básicos de la persona (variables PB).
- Datos de educación (variables PE).
- Datos laborales (variables PL).
- Datos de salud (variables PH).
- Datos sobre la renta (variables PY).

Específicamente, en relación al primer objetivo, para analizar desde una perspectiva de género la relación de la salud percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público per cápita en España, se construye una base de datos a partir de los archivos de microdatos longitudinales de la ECV (2014–2017), compuesto por 16.442 personas de entre 16 y 60 años, con 40.114 observaciones. Por género, 8.331 mujeres con 20.394 observaciones y 8.111 hombres con 19.720 observaciones han sido analizados. La información sobre el gasto público en salud per cápita se ha extraído del Informe Estadístico de Gasto Sanitario Público, publicado por el Ministerio de Sanidad de España (Estadística de Gasto Sanitario Público). Las observaciones relativas a los individuos residentes en Ceuta y Melilla se excluyen desde el inicio, no considerando a estas personas para los análisis dadas sus especiales características.

De igual manera, en relación al segundo objetivo, para analizar desde una perspectiva de género la relación de la salud percibida con la tenencia de la vivienda y la pobreza energética en Europa, se ha construido un panel de datos jerarquizados, a nivel individual y a nivel país, con dos fuentes estadísticas, una para los datos individuales y otra para las variables ecológicas a nivel de país. La fuente de datos a nivel individual ha sido la Encuesta Europea de Condiciones de Vida (EU-SILC) de Eurostat (2023a). Para el presente trabajo se ha utilizado los datos longitudinales correspondientes a la serie temporal 2011-2014, y que tras el criterio de inclusión (población mayor de 15 años) incluyó un total de 175.365 mujeres con 435.062 observaciones y 155.525 hombres con 380.959 observaciones que han sido seguidos un mínimo de 1 año y un máximo de 4 años, y que residen en alguno de los 24 países europeos para los que la EU-SILC ofrece microdatos: Austria, Bélgica, Bulgaria, Chipre,

República Checa, Estonia, Grecia, España, Finlandia, Francia, Hungría, Irlanda, Italia, Lituania, Luxemburgo, Letonia, Malta, Países Bajos, Polonia, Portugal, Rumanía, Suecia, Eslovenia, y Reino Unido. Las variables gasto sanitario y social de los 24 países de la UE se han extraído de Eurostat (Eurostat, 2023b).

3.2 Metodología

3.2.1 Desarrollo teórico

En las últimas décadas comenzó a desarrollarse la teoría matemática para modelos multinivel como una estrategia de respuesta a los problemas que plantean los modelos lineales generalizados que trabajan con datos anidados o de estructura jerárquica. A este tipo de datos se les denominó datos multinivel.

En los datos de estructura jerárquica, existen (al menos) dos niveles de muestreo: los grupos y los individuos que están incluidos en cada grupo. Normalmente se hace referencia al nivel 1 como al más pequeño en agregación, al nivel 2 como al siguiente más pequeño en agregación y así sucesivamente. Cuando las medidas son repetidas en los mismos sujetos a lo largo del tiempo, éstas se establecen como unidades de un primer nivel, siendo los sujetos las unidades del segundo nivel. Estos datos son referidos como longitudinales.

La necesidad de modelos especiales para datos multinivel radica en que cuando los individuos forman grupos, puede esperarse que dos individuos seleccionados al azar de un mismo grupo tiendan a ser más parecidos que dos individuos seleccionados de entre los diferentes grupos. Análogamente, las mediciones tomadas en un mismo individuo en diferentes momentos del tiempo tenderán a una mayor correlación que dos mediciones de diferentes individuos. Estas dependencias hacen necesaria la utilización de lo que se conoce como modelos multinivel, mixtos, jerárquicos o de estructura anidada, cuyos inicios se sitúan en el campo de la educación y salud, aunque se han extendido al ámbito de las ciencias sociales.

Con la utilización de los modelos de regresión tradicionales, se asume que las observaciones son independientes y únicamente se contempla la variabilidad entre sujetos, por lo que aplicados a datos de estructura anidada conducen a una subestimación de la varianza. Aquí el error es tratado como ruido y se busca que la estimación reduzca ese error a cero, por eso se calcula el coeficiente de determinación R^2 , siendo una buena medida de ajuste que dicho coeficiente sea lo más cercano a uno posible.

En análisis multinivel la correlación entre observaciones dentro de un grupo podría ser distinta que la correlación entre grupos. Además, el error no es tratado como ruido, sino que se busca su composición, esto es, qué parte del error aleatorio se debe al efecto de cada nivel.

Ante la necesidad de establecer un control del efecto grupal se contemplan diferentes alternativas. En un primer intento podría proponerse un modelo en el que se incluyese un conjunto de variables dummy para grupos como variables explicativas del modelo. Sin embargo, el número de variables sería bastante elevado y en consecuencia se tendrían demasiados coeficientes para la estimación. Por otra parte, se requeriría un mayor tamaño muestral, pues de lo contrario las estimaciones podrían no ser fiables. Además, no sería posible incluir variables de contexto por problemas de colinealidad con las dummies y tampoco podría medirse la variabilidad grupal.

Otra forma de controlar el efecto grupal podría consistir en realizar un modelo para cada grupo, esto es, ajustar un modelo de un nivel con variables explicativas de las características del grupo. Nuevamente sería imposible incluir variables de contexto y medir la variabilidad grupal. Así mismo, podrían producirse subestimaciones de los errores estándar de los coeficientes de los predictores a nivel grupal, por lo que aparecerían errores de tipo I.

Un enfoque alternativo podría ser una corrección de errores estándar para efectos de diseño muestral, en cuyo caso se obtendrían estimaciones correctas, pero no podría medirse la variabilidad grupal.

Al estudiar las relaciones entre variables, a menudo hay controversia sobre cuál es la unidad de análisis apropiada. Como se especifica en Moro-Egido (2016), aparecen dos problemas conceptuales al emplear el nivel equivocado (analizar los datos a un nivel y extraer conclusiones a otro):

1. La falacia ecológica: ocurre cuando se infiere el comportamiento individual a partir de los datos agregados del grupo al que pertenecen los individuos. Surge cuando se supone que todos los individuos de un grupo muestran sus mismas características.
2. La falacia atomista: ocurre cuando se hacen inferencias acerca de las

relaciones a nivel de grupo a partir de datos a nivel individual. Surge porque a nivel individual las asociaciones pueden ser diferentes de los que están en el nivel de grupo.

Por otra parte, como se menciona en Zunzunegui et al. (2004), el análisis de medidas repetidas (datos longitudinales), ha supuesto un reto para la estadística aplicada, principalmente por dos motivos. El primero de ellos es el manejo de la interdependencia de las observaciones repetidas sobre cada individuo; el segundo, la limitación de los métodos clásicos que requieren disponer del mismo número de observaciones (datos completos) para cada individuo. Se ha desarrollado gran número de procedimientos estadísticos para tener en cuenta la interdependencia de las observaciones (MANOVA, Generalized Linear Equations). Sin embargo, el requisito de datos completos sigue restringiendo de forma importante el número de casos disponibles para el análisis. La reducción subsiguiente del tamaño muestral conlleva una menor precisión en las estimaciones y un riesgo de sesgo de selección, ya que la muestra final es una submuestra de los participantes en el estudio que puede diferir de la muestra total en cuanto a la distribución de las variables consideradas.

Los modelos multinivel resuelven los problemas anteriores. En definitiva, permiten

- Determinar separadamente el efecto directo de las variables explicativas individuales y grupales.
- Determinar si las variables explicativas de grupo modelan las relaciones a nivel individual.
- Determinar la variabilidad de los individuos y la de los grupos a los que pertenecen.
- Evitar las falacias ecológicas y atomistas.
- Proporcionar una versión más realista con mejores estimaciones, sin necesidad de la hipótesis de independencia entre las medidas de la variable dependiente.
- Manejar eficientemente datos faltantes.

CONCEPTOS FUNDAMENTALES

Antes de comenzar el desarrollo formal de los modelos multinivel, se presta atención a dos conceptos fundamentales que se desarrollan en Martínez-Garrido & Murillo (2014), la correlación intraclase y los coeficientes fijos y aleatorios.

La *correlación intraclase* es una medida del grado de semejanza entre unidades de nivel inferior pertenecientes a la misma unidad o agrupación de nivel superior. En el caso de individuos que forman parte de un grupo o clase, la correlación intraclase mide el grado en que la variable dependiente tiene valores similares en los individuos del mismo grupo. También puede definirse como la proporción de la varianza de la variable dependiente que corresponde a diferencias entre grupos o unidades de nivel superior. El cálculo de la correlación intraclase aporta un coeficiente de correlación intraclase, conocido también por coeficiente de partición de la varianza, que mide la proporción de toda la varianza que se debe a las diferencias entre grupos y cuya fórmula en una estructura de dos niveles viene dada por

$$CPV = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}$$

donde σ_u^2 es la varianza del nivel 2 y σ_e^2 es la varianza del nivel 1.

Otro concepto fundamental, y que supone la gran aportación de los modelos multinivel, es el de *coeficiente fijo* y *coeficiente aleatorio*. Mientras que los fijos son comunes a todos los sujetos, los aleatorios son variables que se distribuyen según una función de probabilidad. Los modelos multinivel se componen de una parte general, común a todos los contextos, que es la llamada parte fija; y otra que representa lo específico de cada contexto, que varía y que se estima a través de la varianza en los distintos niveles jerárquicos. Por lo tanto, el análisis multinivel resume la distribución de los coeficientes específicos de grupo en dos partes: una parte fija, común para los diversos grupos y una parte aleatoria que puede variar entre grupos. En lo que sigue se desarrollarán únicamente modelos de intercepto aleatorio, por lo que no se tendrán en cuenta para este estudio los modelos de pendiente aleatoria. Para profundizar en este tema pueden consultarse Goldstein (2011) y Hox (2010).

PROCEDIMIENTO DE ESTIMACIÓN

Para estimar los modelos multinivel es necesario considerar en primer lugar un modelo nulo multinivel (sin variables explicativas). Este modelo cuenta solamente con la variable de respuesta y una constante (intercepto) y se establece como base para la estimación de la varianza explicada a partir de la cual se van evaluando las aportaciones de modelos más elaborados. A través del cálculo del coeficiente de correlación intraclase, se obtiene el porcentaje de variabilidad entre grupos.

En segundo lugar se estiman modelos con las variables explicativas para cada nivel de agrupación. Este modelo se construye incorporando las variables explicativas al modelo nulo. A continuación, se evalúan las aportaciones al modelo considerando la razón de verosimilitud: $-2\log_e$. Para estudiar si la diferencia entre los modelos es significativa se utiliza el test de razón de verosimilitud o deviance (lejanía), estadístico que sigue una distribución χ^2 con los grados de libertad determinados por la diferencia entre el número de parámetros estimados en cada modelo, esto es, por el número de parámetros añadidos. La deviance permite comparar dos modelos y determinar cuál es mejor. Cuanto más se aleje el modelo de la realidad peor serán sus predicciones. Se define como 2 veces la diferencia entre el logaritmo de la verosimilitud de los modelos a testear, independientes entre sí, esto es,

$$D = -2(\log_e(\lambda_0) - \log_e(\lambda_1))$$

donde λ_0 representa la verosimilitud asociada al modelo que está subyacente en la hipótesis nula y λ_1 representa la verosimilitud asociada al modelo de hipótesis alternativa.

MODELO MULTINIVEL LINEAL

Se comienza ajustando un modelo vacío de dos niveles dado por:

$$y_{ij} = \beta_0 + e_{ij} + u_j$$

$$u_j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$$

$$e_{ij} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_e^2)$$

En este modelo se estiman la constante y las varianzas de ambos niveles y se asume que u_j y e_{ij} son independientes.

El modelo multinivel con una variable explicativa viene dado por:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ij} + e_{ij} + u_j$$

En este modelo, la relación global entre las variables y y x se representa por una línea recta con pendiente β_1 y con ordenada en el origen β_0 . Sin embargo, para un grupo j la ordenada en el origen es $\beta_0 + u_j$, que puede ser mayor o menor que la ordenada de la población. Los residuos u_j se asumen con distribución normal de media cero y varianza σ_u^2 .

Este modelo contiene una parte fija que muestra la relación entre la media de y y las variables explicativas y una parte aleatoria que contiene los residuos de los distintos niveles. Nótese que la ordenada en el origen varía aleatoriamente entre los distintos grupos, pero la pendiente es común a todos ellos.

Una variable explicativa a nivel 2 se puede incluir en un modelo multinivel exactamente de la misma manera que una variable de nivel 1. Considérese el caso en que se tiene una variable de nivel 1 (x_{1ij}) y una variable del nivel 2 (x_j). Entonces el modelo de intercepto aleatorio es de la forma:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ij} + \alpha_1 x_j + e_{ij} + u_j$$

Ahora los coeficientes se interpretan de la siguiente manera:

- β_1 es el efecto dentro del grupo de la característica x , mide la relación entre la característica x del individuo y la variable y dentro del grupo.
- $(\beta_1 + \alpha_1)$ es el efecto entre grupos de la característica x , mide la relación entre la característica x y la variable y a nivel de grupo.
- α_1 es el efecto contextual, mide el efecto del grupo medio de x en un individuo y que está por encima del efecto individual de x en y .

En las regresiones podemos considerar la opción de que el efecto de una variable explicativa dependa de otra variable explicativa (efecto interacción). En los modelos multinivel, al igual que en regresión simple, las interacciones se incluyen como el

producto de las dos variables explicativas, independientemente del nivel al que esté medida la variable.

Como es sabido, en el modelo estándar de regresión la bondad de ajuste se mide con el coeficiente de determinación. Para modelos multinivel, se consideran dos componentes en la varianza de y (nivel individual y nivel de grupo) por lo que hay que calcular dos coeficientes de determinación Moro-Egido (2016).

- El coeficiente de determinación a nivel 1 que mide la reducción proporcional del error cuadrático medio de la predicción de y a nivel individual. Para el modelo de

$$\text{intercepto aleatorio } R_1^2 = 1 - \frac{(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)_{\text{modelo}}}{(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)_{\text{modelo vacío}}}.$$

- El coeficiente de determinación a nivel 2 que mide la reducción proporcional del error cuadrático medio de la predicción de la media de y para cualquier grupo.

$$\text{Para el modelo de intercepto aleatorio } R_1^2 = 1 - \frac{(\sigma_u^2)_{\text{modelo}}}{(\sigma_u^2)_{\text{modelo vacío}}}.$$

El modelo anterior puede generalizarse considerándose H variables explicativas a nivel 1 y M variables explicativas a nivel 2 como sigue

$$y_{ij} = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hij} + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mj} + e_{ij} + u_j$$

MODELO MULTINIVEL LOGÍSTICO

Hasta ahora, se ha asumido que la variable dependiente se distribuía continuamente. Sin embargo, como ya se ha comentado, muchos tipos de modelos estadísticos tratan con respuestas categorizadas.

El modelo multinivel lineal de intercepto aleatorio puede expresarse también en términos de valor esperado de y_{ij} para un individuo en el grupo j y con valor x_{ij} en x :

$$E(y_{ij}/x_{ij}, u_j) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_j$$

Para una y_{ij} respuesta binaria, se tiene $E(y_{ij}/x_{ij}, u_j) = \pi_{ij} = P(y_{ij} = 1)$. El modelo de intercepto aleatorio lineal generalizado para la dependencia de la respuesta (probabilidad π_{ij} en x_{ij}) se escribe tal como aparece en Goldstein (2003)

$$F^{-1}(\pi_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_j,$$

donde F^{-1} es la función de distribución acumulada inversa de una distribución conocida, que se considera ahora logit (monótona y diferenciable), $u_j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$ y x_{ij} variable explicativa a nivel individual.

A pesar de que el miembro izquierdo de la ecuación es una transformación no lineal de π_{ij} , el miembro derecho tiene la misma expresión que la ecuación del valor esperado para la variable continua. Por tanto, este modelo de intercepto aleatorio simple para y binaria puede extenderse de la misma forma que se ha considerado en el epígrafe anterior.

En un modelo logit, $F^{-1}(\pi_{ij})$ es el logaritmo de la probabilidad (log-odds) de que $y = 1$, por lo que $\log\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_j$.

β_0 se interpreta como el log de la probabilidad de que $y = 1$ cuando se hace referencia a $x = 1$ y $u = 1$ y se interpreta como el intercepto global en la relación lineal entre el log-odds y x . Si se considera $\exp(\beta_0)$, se obtiene la probabilidad de que $y = 1$ para $x = 0$ y $u = 0$.

El odds-ratio sirve para cuantificar la magnitud de la relación entre la variable de respuesta que se mide y el cambio en una unidad de la variable de interés.

β_1 es el efecto de un cambio de 1 unidad de x en el log de la probabilidad de que $y = 1$, pero ahora es el efecto de x después de ajustar por el efecto de grupo u . Al igual que en un modelo logit de un solo nivel, $\exp(\beta_1)$ se puede interpretar como un odds-ratio, la comparación de las probabilidades de que $y = 1$ para dos personas (en el mismo grupo) con valores de x que difieran en una unidad.

Al igual que en el caso de respuesta continua, u_j es el efecto aleatorio de grupo o residuo del nivel 2 y la expresión de la probabilidad de respuesta es

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_j)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_j)}$$

Nuevamente, se comienza ajustando un modelo vacío de dos niveles, dado por

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \beta_0 + u_j$$

El intercepto β_0 es común a todos los grupos, en tanto que u_j es específico de cada grupo j . Se supone que el efecto aleatorio sigue una distribución normal con media cero y varianza σ_u^2 .

En un modelo de variable dependiente continua, añadir variables explicativas de nivel 1 reducirá la varianza residual de ese nivel y por tanto la varianza residual total. Los coeficientes de las otras variables (si las hubiera) no deberían cambiar, a menos que estén correlacionadas con la nueva variable, en cuyo caso decrecería su parámetro estimado.

En el caso de los modelos de variable dependiente binaria, la varianza del nivel 1, σ_e^2 está fija en $\pi^2/3$. En este caso lo que ocurre al incluir una variable explicativa es que se incrementará la proporción de la varianza total residual que se debe al nivel 2 (es decir el CPV). Esto ocurre porque aumenta la σ_u^2 y conlleva un incremento del valor absoluto de los coeficientes de las variables ya existentes en el modelo. Se tiene que $Var(y_{ij}) = Var(u_j) + Var(e_{ij})$.

Al analizar los datos de varios niveles, a menudo se está interesado en la cantidad de variación que se puede atribuir a los diferentes niveles de la estructura de datos y el grado en que la variación en un nivel determinado puede ser explicada por las variables explicativas. Para datos binarios, el CPV se interpreta como la proporción de la varianza total residual en la propensión a responder 1 que se debe a las diferencias entre grupos y su expresión es la que se presenta a continuación

$$CPV = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \pi^2/3}$$

De forma general, considerando H variables explicativas a nivel 1 y M variables explicativas a nivel 2, el modelo multinivel de regresión logística puede escribirse como sigue

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \text{logit}(P(y_{ij} = 1)) = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hij} + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mj} + u_j$$

MODELOS MULTINIVEL PARA DATOS LONGITUDINALES

Los datos longitudinales, o datos de mediciones repetidas, se pueden ver como datos multinivel con medidas repetidas anidadas dentro de los individuos. En su forma más simple, esto conduce a un modelo de dos niveles, con la serie de medidas repetidas en el nivel más bajo, y los individuos en el nivel más alto. Dado que el modelado multinivel no requiere datos balanceados, no supone un problema el hecho de que el número de mediciones disponibles no sea el mismo para todas las personas.

El modelo de regresión multinivel para datos longitudinales es una aplicación directa del modelo de regresión multinivel descrito en subapartados anteriores.

El uso de modelos multinivel para analizar datos de mediciones repetidas tiene varias ventajas. Bryk & Raudenbush (1992) mencionan cinco puntos clave. En primer lugar, al modelar los coeficientes de regresión variables en el nivel de las mediciones, se tienen curvas de crecimiento diferentes para cada sujeto. Esto encaja con la forma en que se conceptualiza generalmente el desarrollo individual (Willett, 1988). En segundo lugar, el número de medidas repetidas y su espaciamiento pueden diferir entre los sujetos. Otros métodos de análisis para datos longitudinales no manejan bien tales datos. En tercer lugar, también se pueden modelar las covarianzas entre las medidas repetidas, especificando una estructura específica para las varianzas y covarianzas en cualquier nivel. En cuarto lugar, el análisis de la varianza en medidas repetidas es un caso especial del modelo de regresión multinivel más general. En quinto lugar, en el modelo multinivel es simple agregar niveles más altos, para investigar el efecto de los grupos familiares o sociales en el desarrollo individual. Una sexta ventaja es que es sencillo incluir variables explicativas que varían en el tiempo o en el tiempo en el modelo, lo que nos permite modelar tanto el desarrollo grupal promedio como el desarrollo de diferentes individuos a lo largo del tiempo (Hox, 2010).

3.2.2 Modelo específico 1: Análisis por género de la relación de la salud percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público en España (2014-2017)

VARIABLES

El conjunto de variables a considerar para la consecución del primer objetivo se encuentra en la Tabla 1.

Tabla 1: Conjunto de variables a utilizar para la consecución del primer objetivo

NIVEL año			
Años		Panel rotante 2014-2017	
NIVEL individual			
Variable dependiente:	Tipo de modelos	Modelos logit	Modelos lineales
Salud percibida	Valores que toma la variable	Colapsada: Buena (Muy buena/ Buena) - Mala (Regular/ Mala/ Muy mala) [0,1]	[1,2,3,4,5]
Variables independientes			
Individuales	Sociodemográficas	Edad (con variables relacionadas con mercado laboral el rango: 16-65 años. Para el resto de casos: 16 en adelante. Continua y por cohortes) Sexo (Varón/Mujer) Enfermedad crónica	
	Mercado laboral	Situación laboral (Desempleado, Empleado, Estudiante, Labores del hogar, Jubilado, Resto de inactivos)	
	Socioeconómicas y vivienda	Nivel de estudios (Primarios/ Secundarios / Superiores) Renta disponible del hogar	
	Pobreza y exclusión social	Carencia material severa Baja intensidad de empleo en el hogar. Indicador AROPE	
NIVEL ecológico región			
Regionales	Políticas de gasto público	Gasto sanitario público per cápita	

Fuente: Elaboración propia.

La variable dependiente, estado de salud, viene medida por la variable salud percibida, que se obtiene de la ECV a través de la pregunta ¿Cuál es su estado general de salud?. Presenta cinco categorías: muy buena, buena, regular, mala y muy mala. Para la consecución del primer objetivo planteado, la variable dependiente se considera por una parte, como variable continua, tomando valores entre 1 (muy buena salud) y 5 (muy

mala salud), y, por otra, como variable dicotómica, donde se considera el valor 0 para indicar buena salud y el valor 1 para mala salud.

En relación a las variables independientes, se establecen las variables de control y variables de interés que se detallan a continuación.

Las variables de control que se consideran son la edad, la enfermedad crónica, renta disponible del hogar, carencia material severa, baja intensidad del empleo en el hogar y el indicador AROPE. Estas cuatro últimas variables caracterizan el estatus económico y describen la privación social.

Concretamente, la variable edad toma valores entre 16 y 65 años.

Por su parte, la enfermedad crónica toma el valor 1 si la persona tiene alguna enfermedad o problema de salud crónicos y 0 en caso contrario

La renta disponible del hogar se midió como una transformación logarítmica de la renta disponible equivalente de los hogares en valores constantes referidos al último año de la serie.

Según el INE (2020), la carencia material severa es la proporción de población que vive en hogares que carecen al menos de cuatro artículos de los nueve ítems siguientes:

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.
4. No tiene capacidad para afrontar gastos imprevistos (de 650€).
5. Ha tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal o en compras a plazos en los últimos 12 meses.
6. No puede permitirse disponer de automóvil.
7. No puede permitirse disponer de teléfono.
8. No puede permitirse disponer de un televisor.
9. No puede permitirse disponer de una lavadora

La variable baja intensidad del empleo en el hogar (LWIH) se refiere a personas que viven en hogares en los que las personas en edad de trabajar trabajaron menos del 20% de su tiempo pleno potencial en el año anterior a la encuesta.

Por último, el riesgo de pobreza y exclusión social se midió a través del AROPE, un indicador que amplía la puntuación de la pobreza relativa tradicional al combinarlo con la carencia material severa y la baja intensidad del empleo en el hogar, proporcionando una imagen multidimensional de la pobreza y la exclusión social. De este modo, el AROPE consta de tres subindicadores que representan tres conjuntos de población distintos: personas en riesgo de pobreza (aquellas cuyos ingresos correspondientes al año anterior al de la entrevista por unidad de consumo son inferiores al 60% de la renta mediana disponible equivalente después de transferencias sociales), personas que sufren de carencia material severa y personas que viven en hogares caracterizados por una baja intensidad del empleo (INE, 2021). Siempre que uno de los indicadores anteriores esté presente, se puede describir al individuo con seguridad como persona en riesgo de pobreza o exclusión social.

En cuanto a las variables de interés, éstas son el sexo, la situación laboral y el nivel educativo, a nivel individual, y el gasto sanitario público per cápita, a nivel regional.

La variable sexo toma el valor 0 para hombres y 1 para mujeres.

La situación laboral se categoriza como empleado, desempleado, estudiante, amo/a de casa y otros inactivos.

La categoría desempleado recoge a los sujetos que manifiestan estar en situación de desempleo. El nivel educativo se define como la cantidad de instrucción formal completada con éxito y se divide en nivel primario, secundario y universitario.

A nivel regional la variable de interés gasto sanitario público per cápita es introducida con un retardo de un año para reflejar lo mejor posible cualquier vínculo con la salud percibida de los residentes de cada comunidad autónoma y deflactada al último año de la serie. Se lleva a cabo un análisis del gasto en salud per cápita regional y de la salud percibida, ya que dicho gasto difiere mucho entre regiones. El Informe Estadístico de Gasto Sanitario Público publicado por el Ministerio de Sanidad de España (Estadística de Gasto Sanitario Público, 2022), revela una brecha del 48% entre la región

con mayor gasto (País Vasco) y la más baja (Andalucía). Las diferencias son significativas: incluso teniendo en cuenta el marco legislativo y administrativo dispar del País Vasco, las diferencias ascienden al 38%.

MODELOS

Para la consecución del primer objetivo se especifican modelos multinivel longitudinales, logit y lineal, de tres niveles (nivel 1, año, nivel 2, individuo y nivel 3, comunidad autónoma) para el periodo 2014-2017

En primer lugar se consideró toda la base de datos y luego se estimaron de forma independiente una variedad de modelos para mujeres y hombres. Este enfoque permitió probar la solidez de los resultados frente a varias especificaciones de la variable dependiente, ampliar el rango de comparabilidad con otros estudios publicados y analizar las asimetrías que el género puede aportar a la asociación entre la salud percibida, el nivel educativo y la situación laboral.

El modelo de regresión logística multinivel indica que la variable dependiente y_{ijk} sigue una distribución binomial $y_{ijk} \sim B(1, \pi_{ijk})$ con $Var(y_{ijk}/\pi_{ijk}) = \pi_{ijk}(1 - \pi_{ijk})$, donde π_{ijk} es la probabilidad de presentar la característica de interés para el año i , siendo $i = 2014, \dots, 2017$; el sujeto j , siendo $j = 1, \dots, 16.442$ (*conjunto*) o 8.331 (*mujeres*) o 8.111 (*hombres*); y la región k , siendo $k = 1, \dots, 17$.

Analíticamente:

$$\text{logit}(P(y_{ijk} = 1)) = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hijk} + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mik} + u_{jk} + c_k$$

donde y_{ijk} es la variable dependiente salud percibida: colapsada en buena o mala salud, para el año i ; β_0 representa el término independiente; x_{hijk} son las variables explicativas a nivel individual j y β_h sus coeficientes asociados, con $h = 1, \dots, H$; x_{mik} son las variables explicativas a nivel de región k y α_m sus coeficientes asociados, con $m = 1, \dots, M$. El término de error divide la parte no explicada de la variable dependiente en los términos c_k , a nivel regional, y u_{jk} , a nivel individual. Se asume que los componentes de la varianza tienen media cero y varianza constante. La probabilidad de

que un individuo j , en el año i y en la región k presente una determinada característica de interés (mala salud) será:

$$\pi_{ijk} = \left(1 + \exp \left(-\beta_0 - \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hijk} - \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mik} - u_{jk} - c_k \right) \right)^{-1}$$

donde π_{ijk} es la fila ijk del componente de la predicción lineal con coeficientes fijos.

Como la ecuación del modelo logit multinivel representa el logaritmo de la probabilidad de presentar la característica de interés, la exponencial de los parámetros del modelo puede ser interpretado en términos de odd ratios.

Se estudia en qué medida las CCAA determinan las diferencias individuales en salud (Merlo, Chaix, Yang, Lynch, & Rastam, 2005; Merlo, Ohlsson, Lynch, Chaix, & Subramanian, 2009). Para ello se calcula el coeficiente de partición de la varianza (CPV) en cada comunidad autónoma. El CPV proporciona información sobre el porcentaje de la variación total en la salud individual que se debe a que dicho individuo resida en una determinada comunidad autónoma. Un CPV cercano a cero a un determinado nivel indica que ese nivel no es relevante para explicar las diferencias individuales en salud. Cuanto mayor es el CPV, en mayor medida el nivel considerado condiciona la salud individual. En este caso, el coeficiente de partición de la varianza viene dado por (Hox, 2010):

$$VPC_{CA} = \sigma_{CA}^2 / (\sigma_{CA}^2 + \sigma_{individuo}^2 + \pi^2/3),$$

donde σ_{CA}^2 representa la varianza del nivel 3, $\sigma_{individuo}^2$ representa la varianza del nivel 2 y $\pi^2/3$ representa la varianza del nivel 1.

Análogamente, el modelo de regresión lineal multinivel es ahora de la forma

$$y_{ijk} = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hijk} + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mik} + e_{ijk} + u_{jk} + c_k$$

donde y_{ijk} es la variable dependiente salud percibida, tomando valores entre 1 y 5, para el año i . β_0 representa el término independiente; x_{hijk} son las variables explicativas a nivel individual j y β_h sus coeficientes asociados, con $h = 1, \dots, H$; x_{mik} son las variables explicativas a nivel de región k y α_m sus coeficientes asociados, con $m = 1, \dots, M$. El

término de error divide la parte no explicada de la variable dependiente en tres términos, uno para cada nivel jerárquico, c_k a nivel regional, u_{jk} a nivel individual y e_{ijk} para cada año. Nuevamente, se asume que los componentes de la varianza tienen media cero y varianza constante. Las variables serán incluidas en el modelo de regresión multinivel mediante el estadístico de Wald con un nivel de significación del 5%. Ahora, al tratarse de una especificación lineal, el coeficiente de correlación intraclase se calcula como sigue:

$$CPV_{CA} = \sigma_{CA}^2 / (\sigma_{CA}^2 + \sigma_{individuo}^2 + \sigma_{año}^2),$$

donde σ_{CA}^2 representa la varianza del nivel 3, $\sigma_{individuo}^2$ representa la varianza del nivel 2 y $\sigma_{año}^2$ representa la varianza del nivel 1.

El paquete de software estadístico que se usa para la elaboración de la base de datos y la aplicación de las distintas técnicas multinivel desarrolladas con anterioridad fue Stata 15.

3.2.3 Modelo específico 2: **Análisis por género de la relación de la salud percibida con la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos (2011-2014)**

VARIABLES

El conjunto de variables a considerar para la consecución del segundo objetivo se encuentra en la Tabla 2.

Tabla 2: Conjunto de variables a utilizar para la consecución del segundo objetivo

NIVEL año		
Años		Panel rotante 2011-2014
NIVEL individual		
Variable dependiente: Salud percibida	Tipo de modelo	Modelos logit
	Valores que toma la variable	Colapsada: Buena (Muy buena/ Buena) - Mala (Regular/ Mala/ Muy mala) [0,1]
Variables independientes		
Individuales	Sociodemográficas	Edad (con variables relacionadas con mercado laboral el rango: 16-65 años. Para el resto de casos: 16 en adelante. Continua y por cohortes) Sexo (Varón/Mujer) Enfermedad crónica
	Mercado laboral	Situación laboral (Desempleado, Empleado, Estudiante, Labores del hogar, Jubilado, Resto de inactivos)
	Socioeconómicas y vivienda	Nivel de estudios (Primarios/ Secundarios / Superiores) Renta disponible del hogar Pobreza energética Tenencia de la vivienda
NIVEL ecológico país		
Nacionales	Políticas de gasto público	Gasto sanitario como % del PIB Gasto social como % del PIB

Fuente: Elaboración propia.

En lo que respecta al segundo objetivo del estudio, la variable dependiente salud autopercibida, descrita en el epígrafe anterior, se colapsa en dos categorías. Las respuestas muy buena y buena se consideran como buena salud y se asigna el valor 0 a la variable en este caso. Por consiguiente, las opciones regular, mala y muy mala se aglutinan como mala salud, asignando el valor 1 a la variable.

Las variables independientes de control son sexo (tomando el valor 0 para hombres y 1 para mujeres), edad (mayores de 15 años), nivel educativo (primario,

secundario y universitario), situación laboral (categorizada como empleado, desempleado, estudiante, amo/a de casa y otros inactivos), enfermedad crónica (tomando el valor 1 si la persona tiene alguna enfermedad o problema de salud crónicos y 0 en caso contrario) y renta disponible del hogar (calculada por quintiles para la población total).

Las variables independientes de interés, a nivel individual, son el tipo de tenencia de la vivienda (propietario o inquilino) y la pobreza energética y, a nivel nacional, el gasto sanitario como % del PIB y el gasto social como % del PIB.

La variable referente al tipo de tenencia de la vivienda ha sido construida con la EU-SILC, de tal forma que se considera que una persona es propietaria cuando es dueña (con o sin hipoteca) de la vivienda donde vive, y no propietaria en el resto de casos: alquiler (a precio de mercado o inferior) y cesión gratuita. Esta variable toma el valor 0 para propietario y 1 para no propietario.

Por otra parte, se considera que una persona vive en pobreza energética si contesta afirmativamente en la EU-SILC a alguna de estas tres cuestiones: *¿Es capaz de mantener su vivienda a una temperatura adecuada durante la estación fría?* (ofrece una idea de la asequibilidad percibida para calentar los hogares en toda la UE); *¿Tiene retrasos en el pago de recibos?* (un indicador proxy de las dificultades financieras con respecto a los gastos de gas y electricidad); *¿Su vivienda tiene alguna deficiencia relacionada con la pobreza energética, goteras, pudrición o humedades?* (indicador proxy que proporciona una medida objetiva de la condición de la vivienda y también una manifestación de un hogar sin calefacción o con calefacción ineficaz). Si el encuestado respondió "sí" a alguno de estos tres indicadores, se considera que tenía un problema de pobreza energética en ese año y se asigna el valor 1. Por el contrario, se asigna el valor 0 a la variable en caso de que el individuo no respondiese afirmativamente a ninguno de los tres indicadores mencionados.

En relación a las variables gasto sanitario y social, la clasificación de las funciones del gobierno (COFOG), una norma que organiza los propósitos de las actividades gubernamentales, cataloga el gasto público en diez categorías principales: servicios públicos generales, defensa, orden y seguridad públicos, asuntos económicos,

protección del medio ambiente, vivienda y asuntos comunitarios, salud, recreación, cultura y religión, educación, y protección social. Estas divisiones se dividen a su vez en "grupos" (nivel COFOG II), siendo los relativos a la salud y a la protección social los que se recogen en la siguiente tabla:

Tabla 3: Grupos gasto sanitario público y gasto social según COFOG

Grupos gasto sanitario público	Grupos gasto social
- productos, aparatos y equipos médicos, - servicios ambulatorios, - servicios hospitalarios, - servicios de salud pública, - I+D en salud, - salud n.e.c.	- enfermedad y discapacidad, - vejez, - supervivientes, - familia e hijos, - desempleo, - alojamiento, - exclusión social n.e.c. - protección social de I+D, - protección social n.e.c.

n.e.c.: no clasificado en otra parte

Fuente: Elaboración propia a partir de Eurostat (2019).

MODELO

Dadas las necesidades metodológicas y el panel de datos disponible, para la consecución del segundo objetivo se especifica un modelo de regresión logística multinivel longitudinal con tres niveles (nivel 1, año, nivel 2, individuo y nivel 3, país), con intercepto aleatorio para los dos últimos.

Análogamente, en este caso, el modelo de regresión logística multinivel indica que la variable dependiente y_{ijk} sigue una distribución binomial $y_{ijk} \sim B(1, \pi_{ijk})$ con $Var(y_{ijk}/\pi_{ijk}) = \pi_{ijk}(1 - \pi_{ijk})$, donde π_{ijk} es la probabilidad de presentar la característica de interés para el año i , siendo $i = 2011, \dots, 2014$; el sujeto j , siendo $j = 1, \dots, 175.365$ (mujeres) o 155.525 (hombres); y el país k , siendo $k = 1, \dots, 24$.

Analíticamente:

$$\text{logit}(P(y_{ijk} = 1)) = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hijk} + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mijk} + u_{jk} + c_k$$

donde y_{ijk} es la variable dependiente salud percibida: colapsada en buena o mala salud, para el año i ; β_0 representa el término independiente; x_{hijk} son las variables

explicativas a nivel individual j y β_h sus coeficientes asociados, con $h = 1, \dots, H$; x_{mik} son las variables explicativas a nivel nacional k y α_m sus coeficientes asociados, con $m = 1, \dots, M$. El término de error divide la parte no explicada de la variable dependiente en los términos c_k , a nivel nacional, y u_{jk} , a nivel individual. Se asume que los componentes de la varianza tienen media cero y varianza constante. La probabilidad de que un individuo j , en el año i y en el país k presente una determinada característica de interés (mala salud) será:

$$\pi_{ijk} = \left(1 + \exp \left(-\beta_0 - \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hijk} - \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mik} - u_{jk} - c_k \right) \right)^{-1}$$

donde π_{ijk} es la fila ijk del componente de la predicción lineal con coeficientes fijos.

Como la ecuación del modelo logit multinivel representa el logaritmo de la probabilidad de presentar la característica de interés, la exponencial de los parámetros del modelo puede ser interpretado en términos de odd ratios.

Se estudia en qué medida los países determinan las diferencias individuales en salud (Merlo, Chaix, Yang, Lynch, & Rastam, 2005; Merlo, Ohlsson, Lynch, Chaix, & Subramanian, 2009). Para ello se calcula el coeficiente de partición de la varianza (CPV) en cada país. El CPV proporciona información sobre el porcentaje de la variación total en la salud individual que se debe a que dicho individuo resida en un determinado país. Un CPV cercano a cero a un determinado nivel indica que ese nivel no es relevante para explicar las diferencias individuales en salud. Cuanto mayor es el CPV, en mayor medida el nivel considerado condiciona la salud individual. En este caso, el coeficiente de partición de la varianza viene dado por (Hox, 2010):

$$VPC_{país} = \sigma_{país}^2 / (\sigma_{país}^2 + \sigma_{individuo}^2 + \pi^2/3),$$

donde $\sigma_{país}^2$ representa la varianza del nivel 3, $\sigma_{individuo}^2$ representa la varianza del nivel 2 y $\pi^2/3$ representa la varianza del nivel 1.

Para la estimación del modelo, se usó el software econométrico Stata 16.1 MP, y se utilizaron los pesos muestrales, por lo que los resultados se podrían extender a la totalidad de la población de los 24 países.

3.3 Software

En el manual de Stata (StataCorp, 2017) y en Rabe & Skrondal (2012), puede encontrarse toda la información necesaria para la implementación de los modelos multinivel. Así, el comando principal de Stata para modelos multinivel de ajuste para variables continuas es `mixed` y para las variables de respuesta binaria es `melogit`. Previamente, se usa la orden `xtset` para indicarle a Stata que se quiere trabajar con datos de panel desde el principio y evitar estar señalando en cada estimación el identificador de individuo y año. En concreto, las sintaxis de estas órdenes son

```
xtset panelvar timevar [,tsoptions]
```

donde *panelvar* identifica los paneles y *timevar* (opcional) identifica los tiempos dentro de los paneles.

```
mixed depvar fe_equation [|re_equation][|re_equation...][,options]
```

```
melogit depvar fe_equation [|re_equation][|re_equation...][,options]
```

donde la sintaxis de *fe_equation* es

```
[indepvars] [if] [in] [, fe_options]
```

y la sintaxis de *re_equation* para coeficientes e interceptos aleatorios es

```
levelvar: [varlist] [, re_options]
```

levelvar es una variable que identifica la estructura de grupo para los efectos aleatorios en ese nivel o representa todo un grupo que comprende todas las observaciones.

4. Resultados

Esta sección se compone de dos apartados en los que se recogen los resultados de la investigación de acuerdo con los objetivos específicos planteados.

En el primer apartado se exponen los resultados del análisis realizado en España entre 2014 y 2017 para estudiar desde una perspectiva de género la relación de la salud auto percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público, compuesto por una descripción estadística según el género de las variables que forman parte del estudio y los resultados de aplicar modelos multinivel logísticos y lineales tanto para el conjunto de los individuos que intervienen en el estudio como para mujeres y hombres de forma separada.

El segundo apartado contiene los resultados de la investigación llevada a cabo en 24 países europeos entre 2011 y 2014 para estudiar desde una perspectiva de género la relación de la salud auto percibida con la tenencia de vivienda, la pobreza energética y los gastos sanitario público y social. Concretamente, se sintetizan una descripción estadística de las variables consideradas en el estudio y los resultados de aplicar un modelo multinivel logístico, todo ello de forma separada para mujeres y hombres.

4.1 Modelo específico 1: **Análisis por género de la relación de la salud percibida con la educación, el desempleo y el gasto sanitario público en España (2014-2017)**

RESULTADOS ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Por cada año de la serie de estudio así como considerando la totalidad de la muestra, se realiza un análisis descriptivo de todas las variables que intervienen en los modelos a estimar para alcanzar el primer objetivo propuesto, separado por mujeres y hombres. La Tablas 4 y 5 que se presentan en lo que sigue muestran esta descripción estadística.

Tabla 4: *Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida en España (2014-2017). Mujeres.*

		Mujeres				
		2014	2015	2016	2017	Total
Variables categóricas (nivel 2)		%	%	%	%	%
Salud percibida (variable dependiente)	1	19,72	18,69	17,23	22,41	19,41
	2	60,31	63,18	64,20	61,00	62,52
	3	15,74	14,45	15,05	13,34	14,49
	4	3,26	2,94	2,83	2,73	2,88
	5	0,97	0,74	0,69	0,53	0,69
Enfermedad crónica	1	23,61	24,13	23,10	21,24	22,87
	0	76,39	75,87	76,90	78,76	77,13
Nivel de estudios	Primarios	12,29	10,51	9,87	8,00	9,79
	Secundarios	54,39	55,03	54,89	54,51	54,75
	Superiores	33,32	34,46	35,24	37,49	35,46
Situación laboral	Empleado	51,37	53,07	54,30	56,70	54,33
	Desempleado	21,62	20,50	19,27	15,75	18,83
	Estudiante	10,46	11,04	11,20	11,06	11,01
	Amo casa	12,76	12,01	11,56	12,12	11,97
	Jubilado	0,25	0,15	0,26	0,51	0,31
	Otros inactivos	3,54	3,23	3,50	3,87	3,55
Carencia material severa	1	6,35	4,67	4,30	3,05	4,29
	0	93,65	95,33	95,70	96,95	95,71
Baja intensidad del empleo (LWIIH)	1	20,90	17,11	16,16	14,39	16,48
	0	79,10	82,89	83,84	85,61	83,52
AROE	1	35,24	31,87	30,91	29,39	31,25
	0	64,76	68,13	69,09	70,61	68,75
Variables continuas		media (SD)				
Edad (nivel 2)		40,53 (12,43)	40,61 (12,58)	41,07 (12,68)	41,33 (12,83)	40,96 (12,67)
Renta familiar (nivel 2)		9,41 (0,74)	9,45 (0,76)	9,49 (0,76)	9,50 (0,75)	9,47 (0,76)
		1.293,42	1.385,97	1.412,39	1.410,20	1.390,16

Resultados

Gasto sanitario público per cápita (nivel 3)	(150,23)	(146,46)	(159,10)	(156,12)	(158,89)
---	----------	----------	----------	----------	----------

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5: *Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida en España (2014-2017). Hombres.*

		Hombres				
		2014	2015	2016	2017	Total
Variables categóricas (nivel 2)		%	%	%	%	%
Salud percibida (variable dependiente)	1	21,14	20,78	20,13	24,17	21,59
	2	63,04	62,40	63,58	60,91	62,45
	3	12,16	13,29	13,36	12,04	12,81
	4	2,99	2,70	2,41	2,29	2,52
	5	0,66	0,83	0,52	0,59	0,63
Enfermedad crónica	1	21,53	23,87	21,60	19,33	21,47
	0	78,47	76,13	78,40	80,67	78,53
Nivel de estudios	Primarios	13,84	11,86	11,25	9,26	11,14
	Secundarios	58,09	58,39	58,73	58,92	58,63
	Superiores	28,07	29,75	30,02	31,82	30,23
Situación laboral	Empleado	60,70	64,50	64,45	67,46	64,87
	Desempleado	23,22	19,44	18,03	15,45	18,27
	Estudiante	10,42	10,31	11,67	10,91	10,96
	Amo casa	0,07	0,08	0,14	0,15	0,12
	Jubilado	0,87	0,76	0,87	1,30	0,97
	Otros inactivos	4,72	4,91	4,84	4,73	4,81
Carencia material severa	1	5,70	4,59	3,98	3,10	4,09
	0	94,30	95,41	96,02	96,90	95,91
Baja intensidad del empleo (LWIH)	1	19,44	16,65	15,20	12,94	15,43
	0	80,56	83,35	84,80	87,06	84,57
AROPE	1	33,60	30,46	29,10	26,92	29,36
	0	66,40	69,54	70,90	73,08	70,64
Variables continuas		media (SD)				
Edad (nivel 2)		39,72 (12,50)	40,21 (12,65)	40,41 (12,79)	40,78 (12,93)	40,38 (12,77)
Renta familiar (nivel 2)		9,44 (0,71)	9,47 (0,74)	9,51 (0,72)	9,53 (0,72)	9,50 (0,72)
Gasto sanitario público per cápita (nivel 3)		1.288,63 (149,44)	1.387,39 (145,69)	1.412,28 (159,10)	1.411,84 (156,43)	1.390,47 (159,15)

Fuente: Elaboración propia.

Se dispone de cerca de un 51% de las observaciones relativas a mujeres, frente al 49% aproximado de observaciones de hombres.

Según el análisis, el porcentaje de mujeres que describen su salud como regular, mala o muy mala fue disminuyendo ligeramente a lo largo del periodo de estudio desde un 19,97% en 2014 hasta un 16,6% en 2017, experimentándose una leve subida en 2015 (18,13%) pero sin alcanzar el valor máximo de 2014. En el caso de los hombres, se experimenta una subida de poco más de un punto porcentual entre 2014 (15,81%) y 2015 (16,82%) y un ligero descenso en el resto de la serie hasta alcanzar su valor mínimo en 2017 con un 14,92% de los individuos que indican tener regular, mala o muy mala salud. En comparación con las mujeres, las proporciones de los hombres relativas a regular, mala y muy mala salud se mantienen por debajo con una diferencia en el total de unos dos puntos porcentuales.

En relación a las variables de control,

- la edad media de las mujeres de la muestra utilizada oscila entre los 40 años y medio y los 41 años y 4 meses, mientras que, en el caso de los hombres, su edad media se encuentra entre cerca de los 39 años y 9 meses y algo más de los 40 años y 9 meses.
- Un 23,61% de las mujeres manifiesta sufrir alguna enfermedad crónica en 2014. Este porcentaje aumenta ligeramente en 2015 con un 24,13% y comienza a decrecer hasta el final de la serie con un 23,10% en 2016 y un 21,24% en 2017. En el caso de los hombres, la tendencia es similar, con un 21,53% que manifiesta sufrir alguna enfermedad crónica en 2014, una subida hasta el 23,87% en 2015 y un descenso hasta 21,60% y 19,33% en los años 2016 y 2017, respectivamente. En términos globales, el 22,87% de las mujeres de la muestra presentan alguna enfermedad crónica frente al 21,47% de los hombres.
- La renta familiar, trabajada como transformación logarítmica neperiana de la renta equivalente disponible del hogar y deflactada al último año de la serie, presenta valores ascendentes en el descriptivo de las mujeres, que oscilan entre los 12.209,87€ en 2014 y los 13.359,73€ en 2017. Como la renta equivalente se asigna a todos los miembros del hogar por igual, los resultados muestran que, en 2017, cuando se tuvieron las mejores rentas de la serie, cada miembro del hogar medio de España tenía una renta de 1.113,31€ mensuales. En lo que respecta al estatus económico, tanto mujeres como hombres disfrutaron de mayores

niveles de ingresos en el último año analizado, 2017, siendo las desviaciones estándar prácticamente constantes a lo largo del periodo de estudio. Así, en el caso de los hombres, los datos revelan una subida de la renta familiar durante los cuatro años de estudio desde los 12.581,72€ hasta los 13.766,59€ anuales.

- El análisis muestra un porcentaje de mujeres en situación de carencia material severa en descenso durante los 4 años de la serie, con un 6,35% en 2014, un 4,67% en 2015, un 4,30% en 2016 y un 3,05% en 2017. En el caso de los hombres, se observa también un decrecimiento desde el 5,70% al 3,10% entre 2014 y 2017. Considerando datos totales, no se aprecian diferencias importantes entre mujeres (4,29%) y hombres (4,09%).
- El porcentaje de mujeres de la muestra que vive en hogares en los que sus miembros en edad de trabajar lo hicieron menos del 20% de su potencial total de trabajo en el año anterior al de la entrevista desciende desde un 20,90% en 2014 hasta un 14,39% en 2017. Igualmente, la baja intensidad del empleo en el hogar experimenta en el caso de los hombres un descenso, en este caso de 6,5 puntos porcentuales, entre el primer y el último año de la serie de estudio, cuando el porcentaje se situaba en un 12,94%.
- El análisis descriptivo revela que, en 2014, el 35,24% de las mujeres de la muestra se encontraban en riesgo de pobreza y exclusión social, porcentaje que se fue reduciendo en los años siguientes hasta 2017, cuando resultó estar en riesgo de pobreza y exclusión social el 29,39% de las mujeres de la muestra. En consonancia, el porcentaje de hombres en riesgo de pobreza y exclusión social varía entre el 33,60% y el 26,92% en 2014 y 2017.

Por último, en lo referente a las variables de interés,

- del estudio de la variable situación laboral se observa que el porcentaje de mujeres empleadas se sitúa por encima del 50% con una tendencia creciente entre los años 2014 y 2017, alcanzando en este último un porcentaje del 56,70%. Por otra parte, aproximadamente una de cada diez es estudiante y en torno al 12% se dedican a las tareas del hogar. Por último, y en consonancia con la consideración de los individuos entre 16 y 64 años, el porcentaje de jubiladas se

encuentra por debajo del 0,50% a lo largo de toda la serie. En el caso de los hombres se obtiene una tendencia creciente de la proporción de empleados, con un 60,70% de la muestra en 2014, un 64,50% en 2015, un 64,45% en 2016 y un 67,46% en 2017. Así, para el período analizado se observa un aumento sostenido en el número de personas empleadas, con la correspondiente disminución de las tasas de desempleo, tanto para mujeres como para hombres. La categoría de situación laboral que muestra la mayor brecha de género es la de amas de casa, que incluye casi al 12% de las mujeres pero sólo al 0,12% de los hombres.

- El nivel educativo predominante para las mujeres en toda la serie analizada es la educación secundaria con más de la mitad de los individuos. Le siguen los estudios de nivel universitario con una tendencia creciente en el periodo de estudio. Así, en 2014, una de cada tres mujeres de la muestra declaró tener este nivel de estudios y, en 2017, algo menos de dos de cada cinco. Por su parte, los estudios secundarios destacan mayoritariamente entre los hombres rondando el 58%. En segundo lugar, alrededor del 30% de los hombres tienen estudios universitarios. Así, los estudios primarios quedan relegados al tercer puesto, con un 13,84% en 2014 que va disminuyendo hasta el 9,26% de 2017. En definitiva, el nivel educativo predominante para mujeres y hombres en toda la serie analizada y con proporciones similares es la educación secundaria con más de la mitad de los individuos, seguida de los estudios de nivel universitario.
- Se observa un incremento del gasto sanitario público per cápita a lo largo de los 4 años de la serie de estudio para la población.

RESULTADOS ANÁLISIS MULTINIVEL

En el proceso de modelización se comenzó estimando modelos multinivel lineal y logístico para el conjunto de individuos analizados, tomando como individuo de referencia a un hombre con estudios secundarios, que se encuentra empleado, no padece ninguna enfermedad crónica y ni sufre carencia material severa, ni vive en un hogar con baja intensidad del empleo en el hogar, ni se encuentra en riesgo de pobreza y exclusión social. En la Tabla 6 se recogen los resultados de estas estimaciones.

Resultados

Tabla 6: Modelo multinivel lineal y logístico para la exploración de asociaciones del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida en España (2014-2017).

Variable	Modelo lineal			Modelo logístico		
	Coefficiente (SE)	p valor	95% IC	Odds ratio (SE)	p valor	95% IC
Constante	1,382 (0,136)	0,000	1,114 1,650	0,007 (0,006)	0,000	0,001 0,039
Género (nivel 2)						
- Mujer	0,042 (0,008)	0,000	0,027 0,058	1,187 (0,063)	0,001	1,070 1,318
- Hombre	Referencia			Referencia		
Edad (nivel 2)	0,012 (0,001)	0,000	0,011 0,013	1,048 (0,003)	0,000	1,042 1,055
Enfermedad crónica (nivel 2)	0,736 (0,014)	0,000	0,709 0,764	19,206 (0,000)	0,000	15,619 23,618
Situación laboral (nivel 2)						
- Empleado	Referencia			Referencia		
- Desempleado	0,039 (0,014)	0,006	0,011 0,068	1,232 (0,076)	0,001	1,089 1,394
- Estudiante	-0,049 (0,013)	0,000	-0,075 -0,023	0,861 (0,141)	0,361	0,624 1,188
- Amo casa	0,014 (0,100)	0,149	-0,005 0,034	1,078 (0,631)	0,196	0,962 1,210
- Jubilado	0,140 (0,055)	0,012	0,031 0,249	1,540 (0,379)	0,080	0,950 2,496
- Otros inactivos	0,495 (0,330)	0,000	0,431 0,560	4,100 (0,492)	0,000	3,241 5,187
Nivel de estudios (nivel 2)						
- Primarios	0,051 (0,011)	0,000	0,029 0,073	1,228 (0,075)	0,001	1,090 1,384
- Secundarios	Referencia			Referencia		
- Superiores	-0,089 (0,012)	0,000	-0,114 -0,065	0,667 (0,037)	0,000	0,598 0,745
Privación social (nivel 2)						
LWIH	0,048 (0,017)	0,004	0,016 0,081	1,010 (0,115)	0,952	0,805 1,260
Carencia material severa	0,144 (0,024)	0,000	0,096 0,192	1,856 (0,177)	0,000	1,540 2,237
AROPE	0,053 (0,015)	0,001	0,023 0,083	1,437 (0,105)	0,000	1,244 1,658
Renta familiar	-0,020 (0,007)	0,006	-0,034 -0,006	0,912 (0,037)	0,023	0,843 0,988
Gasto sanitario público per cápita (nivel 3)	0,000 (0,000)	0,347	0,000 0,000	1,000 (0,000)	0,242	1,000 1,001

Fuente: Elaboración propia.

En lo referente a las variables de control, los modelos multinivel estimados muestran que, en media, por cada año de edad que se cumple, la probabilidad de expresar mala salud aumenta en un 4,8%. Padecer alguna enfermedad crónica actúa como un importante factor de riesgo ($\beta=0,736$, $p=0,000$, $OR=19,206$, $p=0,000$). En materia de privación social, la variable renta familiar se postula como un factor protector ($\beta=-0,020$, $p=0,006$, $OR=0,912$, $p=0,023$), en contraste con sufrir carencia material severa, que aumenta la probabilidad de percibir mala salud en un 85,6%, vivir en un hogar con baja intensidad de empleo, que no alcanzó significatividad en el modelo logístico pero sí en el lineal ($\beta=0,048$, $p=0,004$), y el indicador AROPE que se asocia también con una peor salud ($\beta=0,053$, $p=0,001$, $OR=1,437$, $p=0,000$).

Los resultados son consistentes en ambos modelos para las variables de interés a nivel individual situación laboral y nivel educativo.

En cuanto a la situación laboral, estar desempleado se asocia con peor salud en comparación con estar empleado ($\beta=0,039$, $p=0,006$; $OR=1,232$, $p=0,001$). Para el resto de categorías de la variable, el modelo logístico solo muestra significatividad para el caso de otros inactivos, señalándola como un factor de riesgo ($OR=4,100$, $p=0,000$), mientras que el modelo lineal muestra significatividad para las categorías estudiante ($\beta=-0,049$, $p=0,000$), jubilado ($\beta=0,140$, $p=0,012$) y otros inactivos ($\beta=0,495$, $p=0,000$).

Por otra parte, haber completado con éxito sólo la educación primaria se asocia con una peor autopercepción de salud ($\beta=0,051$, $p=0,000$; $OR=1,228$, $p=0,001$), mientras que haber recibido una educación universitaria se asocia con mejor salud ($\beta=-0,089$, $p=0,000$; $OR=0,667$, $p=0,000$), en contraste con estar en posesión de educación secundaria.

Sin embargo, la variable de interés a nivel de comunidad autónoma, gasto sanitario público per cápita, no resultó ser significativa en ninguno de los dos modelos.

Por último, como variable, el género está significativamente asociado con la salud de un individuo. Específicamente, ser mujer se asocia con reportar peor salud que los hombres ($\beta=0,042$, $p=0,000$; $OR=1,187$, $p=0,001$).

Resultados

Con objeto de profundizar en posibles asimetrías en cuanto al género y su asociación con las variables socioeconómicas de interés, se realizaron análisis separados para mujeres y hombres. A continuación, en las Tablas 7 y 8 se muestran los resultados por separado, nuevamente con las especificaciones lineal y logística para cada modelo, exponiéndose los resultados, en el primer caso, expresando los coeficientes con sus p-valor asociados y, en el segundo, en términos de odds ratios con sus p-valor asociados; además de proporcionar en ambos casos el intervalo de confianza al 95%.

Tabla 7: Modelo multinivel lineal y logístico para la exploración de asociaciones del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida por género en España (2014-2017). Mujeres.

Mujeres						
	Modelo lineal			Modelo logístico		
Variable	Coeficiente (SE)	p valor	95% IC	Odds ratio (SE)	p valor	95% IC
Constante	1,527 (0,123)	0,000	1,287 1,768	0,008 (0,006)	0,000	0,002 0,036
Edad (nivel 2)	0,012 (0,001)	0,000	0,010 0,013	1,047 (0,006)	0,000	1,036 1,058
Enfermedad crónica (nivel 2)	0,766 (0,014)	0,000	0,738 0,794	19,896 (2,349)	0,000	15,786 25,076
Situación laboral (nivel 2)						
- Empleado	Referencia			Referencia		
- Desempleado	0,013 (0,026)	0,617	-0,039 0,065	1,103 (0,105)	0,302	0,916 1,328
- Estudiante	-0,062 (0,019)	0,001	-0,100 -0,024	,773 (0,137)	0,146	0,547 1,094
- Amo casa	0,001 (0,012)	0,934	-0,024 0,026	1,028 (0,073)	0,700	0,894 1,182
- Jubilado	0,115 (0,097)	0,234	-0,074 0,305	1,145 (0,455)	0,733	0,526 2,496
- Otros inactivos	0,428 (0,045)	0,000	0,339 0,516	3,224 (0,460)	0,000	2,437 4,265
Nivel de estudios (nivel 2)						
- Primarios	0,071 (0,013)	0,000	0,044 0,097	1,314 (0,102)	0,000	1,128 1,530
- Secundarios	Referencia			Referencia		
- Superiores	-0,077 (0,012)	0,000	-0,100 -0,053	0,702 (0,045)	0,000	0,619 0,797
Privación social (nivel 2)						
LWIH	0,053 (0,025)	0,034	0,004 0,103	1,050 (0,155)	0,739	0,786 1,403
Carencia material severa	0,129 (0,025)	0,000	0,081 0,178	1,852 (0,179)	0,000	1,533 2,237
AROPE	0,046 (0,024)	0,052	0,000 0,093	1,407 (0,146)	0,001	1,148 1,725
Renta familiar	-0,028 (0,010)	0,006	-0,049 -0,008	0,921 (0,043)	0,078	0,840 1,009
Gasto sanitario público per cápita (nivel 3)	0,000 (0,000)	0,404	0,000 0,000	1,000 (0,000)	0,152	1,000 1,001

Fuente: Elaboración propia.

Resultados

Tabla 8: Modelo multinivel lineal y logístico para la exploración de asociaciones del nivel educativo, situación laboral y gasto sanitario público per cápita con la salud percibida por género en España (2014-2017). Hombres.

Hombres						
	Modelo lineal			Modelo logístico		
Variable	Coefficiente (SE)	p valor	95% IC	Odds ratio (SE)	p valor	95% IC
Constante	1,189 (0,220)	0,000	0,758 1,620	0,008 (0,008)	0,000	0,001 0,063
Edad (nivel 2)	0,013 (0,001)	0,000	0,011 0,014	1,050 (0,002)	0,000	1,046 1,055
Enfermedad crónica (nivel 2)	0,701 (0,022)	0,000	0,659 0,744	18,445 (1,898)	0,000	15,076 22,566
Situación laboral (nivel 2)						
- Empleado	Referencia			Referencia		
- Desempleado	0,069 (0,016)	0,000	0,037 0,102	1,401 (0,130)	0,000	1,168 1,680
- Estudiante	-0,034 (0,014)	0,015	-0,061 -0,006	0,971 (0,240)	0,906	0,599 1,574
- Amo casa	0,045 (0,157)	0,776	-0,264 0,354	1,909 (2,560)	0,630	0,138 26,423
- Jubilado	0,164 (0,062)	0,008	0,043 0,285	1,793 (0,531)	0,049	1,003 3,206
- Otros inactivos	0,563 (0,037)	0,000	0,490 0,635	5,136 (0,643)	0,000	4,018 6,564
Nivel de estudios (nivel 2)						
- Primarios	0,028 (0,017)	0,090	-0,004 0,061	1,131 (0,102)	0,173	0,947 1,351
- Secundarios	Referencia			Referencia		
- Superiores	-0,098 (0,019)	0,000	-0,135 -0,061	0,620 (0,047)	0,000	0,535 0,719
Privación social (nivel 2)						
LWIH	0,036 (0,015)	0,014	0,007 0,065	0,943 (0,100)	0,579	0,766 1,160
Carencia material severa	0,158 (0,029)	0,000	0,101 0,215	1,842 (0,289)	0,000	1,355 2,505
AROPE	0,058 (0,016)	0,000	0,027 0,089	1,444 (0,120)	0,000	1,228 1,698
Renta familiar	-0,007 (0,015)	0,617	-0,037 0,022	0,895 (0,054)	0,066	0,796 1,007
Gasto sanitario público per cápita (nivel 3)	0,000 (0,000)	0,208	0,000 0,000	1,000 (0,000)	0,294	1,000 1,001

Fuente: Elaboración propia.

En relación a las variables de control, se observa que, en media, por cada año de edad que se cumple, la probabilidad de manifestar mala salud aumenta de forma similar en mujeres (4,7%) y hombres (5%). Como es de esperar, la variable más relacionada con la mala salud percibida tanto en mujeres (OR=19,896, p=0,000) como hombres (OR=18,445, p=0,000) es la enfermedad crónica. En lo que respecta al análisis del estatus económico, el ingreso es un factor protector ($\beta=-0,028$, p=0,006) para las mujeres, mientras que para los hombres, el ingreso no alcanzó significación estadística ($\beta=-0,007$, p=0,617, OR=0,895, p=0,066). La carencia material severa actúa como un factor de riesgo tanto para mujeres como hombres, aumentando su probabilidad de declarar mala salud en un 85,2% en el caso de ellas y en un 84,2% en el de ellos. Pese que los modelos

logísticos no proporcionan significatividad para la baja intensidad de empleo en hogar, sí lo hacen los lineales, señalando que es un factor de riesgo para mujeres ($\beta=0,053$, $p=0,034$) y hombres ($\beta=0,036$, $p=0,014$). El indicador AROPE aparece también como factor de riesgo, aumentándolo en 40,7% en mujeres y 44,4% en hombres.

En definitiva se puede afirmar sobre las variables de control, que aquellas que describen privaciones materiales severas, LWIH o la puntuación AROPE, se asocian con una peor salud tanto para mujeres como para hombres.

De la interpretación de los resultados obtenidos en relación a las variables de interés, en cuanto a la situación laboral, la salud percibida de las mujeres españolas no parece ser diferente para las desempleadas respecto a las empleadas ($\beta=0,013$, $p=0,617$; $OR=1,103$, $p=0,302$), mientras que para los hombres el desempleo ($\beta=0,069$, $p=0,000$, $OR=1,401$, $p=0,000$) se asocia con declarar que su salud es peor que la de las personas empleadas, siendo por tanto un factor de riesgo. En concreto, el modelo lineal indica que los hombres desempleados estaban, en promedio, 0,069 puntos por debajo de sus pares empleados en cuanto a salud percibida y el modelo logit arroja resultados similares ($OR=1,401$, $p=0,000$). Asimismo, estar jubilado no se asocia con mala salud en el caso de las mujeres ocupadas ($\beta=0,115$, $p=0,234$; $OR=1,145$, $p=0,733$), mientras que para los hombres empeora su salud autopercebida ($\beta=0,164$, $p=0,008$; $OR=1,793$, $p=0,049$) siendo otro factor de riesgo en su caso. Por otra parte, en el caso de las mujeres, sólo pertenecer a las categorías inactivo ($\beta=0,428$, $p=0,000$) o estudiante ($\beta=-0,062$, $p=0,001$) arroja resultados estadísticamente significativos en el modelo lineal. Así, vale la pena señalar que para las mujeres todas las demás categorías de estatus laboral carecieron de significación estadística, en particular estar desempleado ($\beta=0,013$, $p=0,617$, $OR=1,103$, $p=0,302$) y ser ama de casa ($\beta=0,001$, $p=0,934$, $OR=1,028$, $p=0,700$). Para los hombres las categorías estadísticamente no significativas son amo de casa ($\beta=0,045$, $p=0,776$, $OR=1,909$, $p=0,630$) en los modelos lineal y logístico y estudiante ($OR=0,971$, $p=0,906$) en el modelo logístico, obteniéndose resultados con significatividad para las categorías inactivo ($\beta=0,563$, $p=0,000$, $OR=5,136$, $p=0,000$) o estudiante ($\beta=-0,034$, $p=0,015$).

En materia de nivel educativo, haber completado con éxito sólo la educación primaria se asocia con una peor autopercepción de salud para las mujeres,

empeorándola en 0,07 puntos con respecto a estar en posesión de estudios secundarios ($\beta=0,070$, $p=0,000$; $OR=1,314$, $p=0,000$), mientras que haber recibido educación universitaria se asocia con una mejor salud ($\beta=-0,077$, $p=0,000$; $OR=0,702$, $p=0,000$), en contraste con estar en posesión de una educación secundaria. Por el contrario, para los hombres, un nivel de educación primaria no fue significativo para su salud ($\beta=0,028$, $p=0,090$; $OR=1,131$, $p=0,173$) no resultando ser un factor de riesgo pero haber cursado estudios superiores se asocia con una mejor salud ($\beta=-0,098$, $p=0,000$; $OR=0,620$, $p=0,000$) en comparación con quienes solo han alcanzado el nivel de educación secundaria.

La variable gasto sanitario público per cápita no fue estadísticamente significativa en ningún caso (mujeres: $\beta=0,000$, $p=0,404$, $OR=1,000$, $p=0,152$; hombres: $\beta=0,000$, $p=0,208$, $OR=1,000$, $p=0,294$) y por lo tanto no se asocia con mejor o peor salud percibida entre ninguno de los dos géneros.

En resumen, en el análisis de las diferencias de género, un bajo nivel educativo se asocia con una peor salud en las mujeres, mientras que el desempleo se asocia negativamente con la salud solo de los hombres. El gasto regional en salud pública per cápita no está estadísticamente asociado con la salud percibida de mujeres ni de hombres.

4.2 Modelo específico 2: Análisis por género de la relación de la salud percibida con la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos (2011-2014)

RESULTADOS ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Las tablas 9 y 10 muestran, de forma separada para hombres y mujeres, las frecuencias y estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el modelo aplicado para el alcance del segundo objetivo del presente trabajo de investigación.

Tabla 9: Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). Mujeres.

		Mujeres				
		2011	2012	2013	2014	Total
Variables categóricas (nivel 2)		%	%	%	%	%
Salud percibida (variable dependiente)	(mala) 1	38,43	38,10	39,31	39,65	38,99
	(buena) 0	61,57	61,90	60,69	60,35	61,01
Enfermedad crónica	1	35,04	35,22	36,44	36,83	36,06
	0	64,96	64,78	63,56	63,17	63,94
Nivel de estudios	Primarios	15,11	14,13	13,79	14,74	14,33
	Secundarios	59,39	59,16	58,58	57,22	58,44
	Superiores	25,50	26,71	27,63	28,04	27,23
Situación laboral	Empleado	43,05	42,77	42,16	41,53	42,40
	Desempleado	5,96	6,32	6,69	6,46	6,43
	Estudiante	8,52	8,15	7,95	7,71	8,01
	Amo casa	13,09	12,94	12,62	12,17	12,64
	Jubilado	27,39	27,71	28,55	29,52	28,46
	Otros inactivos	1,99	2,11	2,03	2,07	2,06
Pobreza energética	1	30,43	30,79	31,54	30,59	30,93
	0	69,57	69,21	68,46	69,41	69,07
Tenencia de la vivienda	(no propietario) 1	21,98	21,13	20,40	19,49	20,54
	0	78,02	78,87	79,60	80,51	79,46
Renta familiar	Quintil 1	23,73	20,55	19,38	18,21	19,93
	Quintil 2	21,47	20,78	20,43	20,19	20,59
	Quintil 3	19,69	19,82	20,36	19,88	20
	Quintil 4	18,04	19,55	20,04	20,46	19,76
	Quintil 5	17,07	19,30	19,79	21,26	19,72
Variables continuas		media (SD)				
Edad (nivel 2)		48,81 (18,38)	49,41 (18,47)	49,96 (18,58)	50,77 (18,72)	49,90 (18,58)
Gasto social %PIB (nivel 3)		17,74 (3,55)	17,63 (3,66)	16,95 (3,79)	17,49 (4,07)	17,38 (3,83)
Gasto sanitario %PIB (nivel 3)		6,50 (1,37)	6,41 (1,46)	6,27 (1,44)	6,23 (1,52)	6,33 (1,46)

Fuente: Elaboración propia.

Resultados

Tabla 10: Análisis descriptivo de las variables usadas para medir la relación de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). Hombres.

		Hombres				
		2011	2012	2013	2014	Total
Variables categóricas (nivel 2)		%	%	%	%	%
Salud percibida (variable dependiente)	(mala) 1	32,32	31,97	32,80	33,03	32,60
	(buena) 0	67,68	68,03	67,20	66,97	67,40
Enfermedad crónica	1	30,34	30,42	31,17	31,52	30,97
	0	69,66	69,58	68,83	68,48	69,03
Nivel de estudios	Primarios	11,95	11,25	11,03	11,35	11,31
	Secundarios	64,82	64,62	64,46	63,46	64,25
	Superiores	23,23	24,13	24,51	25,19	24,44
Situación laboral	Empleado	54,32	53,73	52,93	52,44	53,17
	Desempleado	8,06	8,28	8,61	8,27	8,36
	Estudiante	8,68	8,68	8,53	8,39	8,55
	Amo casa	0,42	0,38	0,41	0,43	0,41
	Jubilado	27,27	27,72	28,34	29,34	28,33
	Otros inactivos	1,25	1,21	1,18	1,13	1,18
Pobreza energética	1	29,42	29,51	30,33	29,24	29,69
	0	70,58	70,49	69,67	70,76	70,31
Tenencia de la vivienda	(no propietario) 1	20,81	20,02	19,37	18,31	19,42
	0	79,19	79,98	80,63	81,69	80,58
Renta familiar	Quintil 1	21,32	18,37	17,55	16,54	17,98
	Quintil 2	20,24	19,18	18,77	18,31	18,94
	Quintil 3	20,15	19,92	20,38	19,95	20,12
	Quintil 4	19,35	21,03	21,28	21,52	21,02
	Quintil 5	18,94	21,50	22,02	23,68	21,94
Variables continuas		media (SD)				
Edad (nivel 2)		46,96 (18,08)	47,49 (18,22)	48,01 (18,34)	48,68 (18,54)	47,93 (18,34)
Gasto social %PIB (nivel 3)		17,83 (3,53)	17,75 (3,66)	17,08 (3,82)	17,63 (4,08)	17,51 (3,83)
Gasto sanitario %PIB (nivel 3)		6,54 (1,36)	6,46 (1,45)	6,32 (1,43)	6,28 (1,51)	6,37 (1,45)

Fuente: Elaboración propia.

Del análisis descriptivo se obtiene que el porcentaje de mujeres que percibieron su salud como mala osciló entre el 38,10%, en 2012, y el 39,65%, en 2014, durante el periodo de estudio, con un promedio del 38,99%. Por otro lado, la proporción de hombres que percibieron su salud como mala se mantuvo relativamente estable alrededor del 32,60%. Concretamente, notó un pequeño descenso en 2012 (31,97%) con respecto al año anterior (32,32%), volviendo a incrementar levemente en los dos años

siguientes hasta un 33,03% en 2014. Estableciendo una comparativa por género, se puede observar en las tablas 9 y 10 que un menor porcentaje de hombres (32,60%) manifiestan tener mala salud que las mujeres (38,99%), existiendo una pequeña variación a lo largo de la serie 2011-2014.

En relación a las variables de control,

- Las mujeres de la muestra utilizada para el estudio tienen una edad media que ronda casi los 50 años, frente a los casi 48 años de los hombres de la muestra.
- Se observa una distribución variable en los niveles de educación de las mujeres, siendo los estudios secundarios el nivel más común con un promedio del 58,44%, seguido de los estudios superiores con un promedio del 27,23%, observándose a lo largo de la serie una disminución de los niveles de estudios primarios y secundarios en detrimento de los niveles de estudios superiores. Predominantemente, los hombres tenían un nivel de estudios secundario con una proporción aproximada al 64%. Al igual que en los análisis anteriores, el menor porcentaje se correspondía con individuos con estudios primarios. Aunque las distribuciones del nivel de estudios en hombres y mujeres son similares, la proporción de mujeres (14,33%) con estudios primarios frente a estudios secundarios y superiores es levemente mayor que la de los hombres (11,31%), diferenciándose en unos tres puntos porcentuales.
- Según los datos del estudio, las mujeres se encontraban mayormente empleadas (43,05% en 2011, 42,77% en 2012, 42,16% en 2013 y 41,53% en 2014), con tendencia decreciente a lo largo de la serie, o jubiladas, con tendencia creciente durante el periodo de análisis con 28,46% en media, seguidas de la categoría ama de casa; mientras que otros grupos como desempleadas, estudiantes y otros inactivos presentaban cifras menos significativas. En lo referente a la situación laboral, el 54,32% de los hombres se encontraba empleado en 2011, el 53,73% en 2012, el 52,93% en 2013 y el 52,44% en 2015. La proporción de jubilados fue subiendo a lo largo del periodo desde el 27,27% en 2011 hasta el 29,34% en 2014. Por último, las categorías desempleado y estudiante rondan el 8% y la proporción de hombres dedicados a las tareas del hogar y el resto de inactivos representan un porcentaje residual de la muestra. Las distinciones entre

hombres y mujeres europeos se hacen más notables en el ámbito laboral, con una diferencia de casi once puntos porcentuales entre la proporción de hombres y mujeres empleados y, al igual que ocurría con la base de datos española en el periodo 2014-2017, una brecha de género sustancial para la categoría de amo o ama de casa. Así, cuando la proporción de hombres que se dedican a las labores del hogar apenas alcanza el 0,5%, en el caso de las mujeres supone cerca del 13%.

- Alrededor del 36,06% de las mujeres reportaron tener alguna enfermedad crónica, con una ligera variación ascendente a lo largo de los años, que osciló entre el 35,04% y el 36,83%, entre 2011 y 2014, respectivamente. Igualmente, se observa una subida a lo largo del periodo de estudio en la proporción masculina que presenta alguna enfermedad crónica, pasando de un 30,34% de los hombres que padecía alguna enfermedad crónica en 2011 a un 31,52% en 2014.
- Con respecto a los quintiles de renta, puesto que primero se calcularon los quintiles para el total de población y posteriormente se dividió la muestra en hombres y mujeres, y se aplicó el criterio de exclusión (menores de 16 años quedaron fuera de la base de datos), no se obtienen los 20% exactos en el análisis descriptivo.

Por último, en lo referente a las variables de interés,

- En cuanto al régimen de tenencia de la vivienda, en términos totales aproximadamente 8 de cada 10 mujeres son propietarias de la vivienda en la que habitan e igual ocurre para los hombres. Así, en ambos sexos se observa una tendencia decreciente del porcentaje de individuos que se encuentran en vivienda de alquiler o de cesión gratuita, experimentando un ligero descenso entre los años 2011 y 2014, suponiendo entre el 21,98% y el 19,49% de las observaciones femeninas y entre el 20,81% y el 18,31% de las observaciones masculinas, respectivamente.
- La prevalencia de la pobreza energética es ligeramente superior en las mujeres que en los hombres, con un 30,93% de las mujeres y con un 29,69% de los hombres que declararon encontrarse a lo largo de los cuatro años en situación

de pobreza energética. Específicamente, el porcentaje de mujeres que sufría pobreza energética subió desde 2011 con un 30,43% hasta 2013 con un 31,54%, volviendo a un 30,59% el último año de la serie. La misma tendencia muestran los datos para el caso de los hombres, con un aumento desde el 29,42% en 2011 hasta el 30,33%, con su posterior descenso hasta el 29,24% en 2014.

- Con valores muy similares tanto en mujeres como en hombres, el gasto sanitario como % del PIB sufre un tenue descenso con valores medios que oscilan entre 6,50 y 6,23 en mujeres y entre 6,54 y 6,28 en hombres entre 2011 y 2014, respectivamente.
- En último término y siguiendo también la misma tendencia para ambos sexos, fluctúa el gasto social como % del PIB, con un 17,38% del PIB destinado al mismo en mujeres y un 17,51% del PIB en hombres.

RESULTADOS ANÁLISIS MULTINIVEL

En el proceso de modelización se comenzó estimando un modelo multinivel de especificación logística para el conjunto de individuos analizados, tomando como individuo de referencia a un hombre con estudios secundarios, que se encuentra empleado (asalariado/a o por cuenta propia), no padece ninguna enfermedad crónica, no sufre pobreza energética en su vivienda, siendo propietario de la misma (con o sin hipoteca), y sus ingresos le permiten situarse en el tercer quintil de renta. La Tabla 11 recoge los resultados obtenidos.

Resultados

Tabla 11: Modelo multinivel logístico para la exploración de asociaciones de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014).

Variable	Odds ratio (SE)	p valor	95% IC
Constante	0,044 (0,018)	0,000	0,020 0,100
Género (nivel 2)			
- Mujer	1,139 (0,033)	0,000	1,077 1,206
- Hombre	Referencia		
Edad (nivel 2)	1,039 (0,005)	0,000	1,028 1,050
Enfermedad crónica (nivel 2)	10,784 (1,620)	0,000	8,035 14,475
Situación laboral (nivel 2)			
- Empleado	Referencia		
- Desempleado	1,257 (0,052)	0,000	1,159 1,362
- Estudiante	0,654 (0,043)	0,000	0,574 0,744
- Amo casa	1,274 (0,103)	0,003	1,088 1,492
- Jubilado	1,353 (0,183)	0,026	1,037 1,764
- Otros inactivos	1,685 (0,117)	0,000	1,470 1,932
Nivel de estudios (nivel 2)			
- Primarios	1,463 (0,122)	0,000	1,242 1,723
- Secundarios	Referencia		
- Superiores	0,728 (0,038)	0,000	0,657 0,806
Pobreza energética (nivel 2)	1,559 (0,037)	0,000	1,489 1,632
Tenencia vivienda (nivel 2)	1,237 (0,091)	0,004	1,070 1,429
Renta familiar (nivel 2)			
- Quintil 1	1,199 (0,060)	0,000	1,087 1,323
- Quintil 2	1,099 (0,017)	0,000	1,067 1,132
- Quintil 3	Referencia		
- Quintil 4	0,873 (0,018)	0,000	0,839 0,909
- Quintil 5	0,724 (0,025)	0,000	0,678 0,774
Gasto social %PIB (nivel 3)	0,980 (0,005)	0,000	0,969 0,990
Gasto sanitario %PIB (nivel 3)	0,931 (0,041)	0,107	0,853 1,015

Fuente: Elaboración propia.

El modelo logístico multinivel ofrece un grado de variabilidad del 10,68% (CPV) existente entre los distintos países comparado con los ciudadanos de un mismo país.

A excepción del gasto sanitario como porcentaje del PIB, todas las variables presentan significatividad.

En lo respecta a las variables de control, el modelo muestra que, en media, por cada año de edad que se cumple, la probabilidad de expresar mala salud aumenta en un 3,9%. Padecer alguna enfermedad crónica actúa como un importante factor de riesgo

(OR=10,784, $p=0,000$). Niveles de estudios superiores se asocian con una mejor salud percibida (OR=0,728, $p=0,000$), mientras que un nivel de estudios primario aumenta la probabilidad de percibir mala salud en un 46,3%. Salvo estudiante, el resto de categorías de la variable situación laboral resultan ser factores de riesgo, siendo la de desempleado, en comparación, la que se asocia con una menor probabilidad de reportar mala salud con un 25,7%. Por otra parte, con respecto al individuo de referencia con un nivel de renta en el quintil 3, situarse en el quintil 1 empeora la salud percibida en un 19,9%, seguido del 9,9% por los del quintil 2, mientras que los del quintil 4 y 5 presentan una probabilidad de mejorar su salud percibida en un 12,7% y 27,6%, respectivamente.

Por su parte, las variables de interés a nivel individual, se presentan como factores de riesgo. Así, las personas que no son propietarias de la vivienda donde residen pueden ver empeorada su salud percibida 23,7 veces más que aquellas que se encuentran en posesión de su vivienda y vivir en situación de pobreza energética puede aumentar la probabilidad de percibir una mala salud en un 55,9%.

A nivel nacional, para la variable gasto sanitario como porcentaje del PIB no se obtuvo significatividad, como se ha comentado anteriormente, mientras que el gasto social como porcentaje del PIB sí que contribuye a mejorar la salud percibida en un 2%.

Finalmente, el género como variable se asocia con la salud de los individuos, estando relacionado negativamente con el hecho de ser mujer (OR=1,139, $p=0,000$).

Para dar respuesta al objetivo de este trabajo de realizar un análisis desde la perspectiva de género que permita identificar posibles desigualdades, posteriormente se desarrollaron de nuevo análisis multinivel logísticos, esta vez separados para mujeres y hombres, cuyos resultados se muestran a continuación en las Tablas 12 y 13, expresados en términos de odds ratios con sus p-valores y sus intervalos de confianza al 95% asociados.

Resultados

Tabla 12: Modelo multinivel logístico para la exploración de asociaciones de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida en 24 países europeos (2011-2014). Mujeres y hombres.

Variable	Mujeres			Hombres		
	Odds ratio (SE)	p valor	95% IC	Odds ratio (SE)	p valor	95% IC
Constante	0,069 (0,034)	0,000	0,027 0,180	0,057 (0,026)	0,000	0,023 0,141
Edad (nivel 2)	1,040 (0,006)	0,000	1,028 1,052	1,037 (0,005)	0,000	1,028 1,046
Enfermedad crónica (nivel 2)	10,863 (1,613)	0,000	8,121 14,532	10,609 (1,588)	0,000	7,912 14,225
Situación laboral (nivel 2)						
- Empleado	Referencia			Referencia		
- Desempleado	1,171 (0,065)	0,004	1,050 1,305	1,338 (0,044)	0,000	1,254 1,428
- Estudiante	0,674 (0,057)	0,000	0,572 0,795	0,611 (0,032)	0,000	0,551 0,678
- Amo casa	1,180 (0,087)	0,025	1,021 1,363	1,424 (0,315)	0,109	0,924 2,196
- Jubilado	1,243 (0,181)	0,134	0,935 1,654	1,495 (0,200)	0,003	1,150 1,944
- Otros inactivos	1,469 (0,089)	0,000	1,305 1,655	1,989 (0,196)	0,000	1,639 2,412
Nivel de estudios (nivel 2)						
- Primarios	1,525 (0,144)	0,000	1,267 1,836	1,376 (0,092)	0,000	1,207 1,570
- Secundarios	Referencia			Referencia		
- Superiores	0,722 (0,045)	0,000	0,637 0,816	0,727 (0,032)	0,000	0,668 0,792
Pobreza energética (nivel 2)	1,517 (0,052)	0,000	1,419 1,622	1,617 (0,042)	0,000	1,537 1,701
Tenencia vivienda (nivel 2)	1,297 (0,073)	0,000	1,162 1,447	1,162 (0,114)	0,126	0,958 1,410
Renta familiar (nivel 2)						
- Quintil 1	1,191 (0,076)	0,006	1,052 1,349	1,214 (0,044)	0,000	1,131 1,304
- Quintil 2	1,091 (0,017)	0,000	1,059 1,124	1,109 (0,018)	0,000	1,074 1,145
- Quintil 3	Referencia			Referencia		
- Quintil 4	0,891 (0,016)	0,000	0,860 0,922	0,854 (0,025)	0,000	0,806 0,904
- Quintil 5	0,707 (0,026)	0,000	0,658 0,759	0,744 (0,023)	0,000	0,700 0,791
Gasto social %PIB (nivel 3)	0,973 (0,008)	0,001	0,957 0,989	0,977 (0,010)	0,022	0,958 0,997
Gasto sanitario %PIB (nivel 3)	0,899 (0,052)	0,067	0,802 1,008	0,909 (0,055)	0,115	0,807 1,023

Fuente: Elaboración propia.

El modelo logístico multinivel ofrece un CPV para el grupo de mujeres del 9.50% de la variabilidad entre las observaciones en la probabilidad de declarar mala salud se debe al efecto modulador que las variables estatales ejercen sobre la salud percibida, mientras que para el grupo de hombres el valor fue de 8,79%, lo que determina que las características del territorio modulado por las variables a nivel país, en el modelo propuesto, tienen una ligera mayor relación sobre la salud percibida en la población femenina.

En relación a las variables de control, se observa que, en media, por cada año de edad que se cumple, la probabilidad de manifestar mala salud aumenta un 4% en

mujeres y un 3,7% en hombres. Niveles de estudios superiores se asocian con una mejor salud, comparado con aquellos cuyo nivel de estudios llega hasta la educación secundaria, de forma similar tanto en mujeres (OR=0,722, $p=0,000$) como en hombres (OR=0,727, $p=0,000$). Del análisis de los resultados obtenidos para la variable situación laboral se obtienen lo siguiente. Estar en situación de desempleo aumenta la probabilidad de declarar mala salud un 17,1% en mujeres frente a un 33,8% en hombres. Ser estudiante es un factor protector para ambos sexos, algo menos en mujeres (OR=0,674, $p=0,000$) que en hombres (OR=0,611, $p=0,000$). Dedicarse a las labores del hogar empeora la salud de las mujeres en un 18% con respecto a las que se encuentran empleadas, mientras que en el caso de los hombres esta categoría no logra significatividad. Tampoco la logra la categoría jubilado en mujeres, en tanto que para los hombres se presenta como un factor de riesgo (OR=1,495, $p=0,000$). Por último, destaca el caso de otros inactivos, relacionándose mucho con el riesgo de percibir una mala salud especialmente en hombres (OR=1,989, $p=0,000$) más que en mujeres (OR=1,469, $p=0,000$). Nuevamente, tanto en el caso de las mujeres (OR=10,863, $p=0,000$) como en el de los hombres (OR=10,609, $p=0,000$), la enfermedad crónica se postula como la más relacionada con la mala salud. Para finalizar con las variables de control, que han presentado el signo y representatividad esperados conforme a la literatura, los modelos muestran para ambos sexos cómo los quintiles de renta más bajos aumentan la probabilidad de una mala salud percibida, mientras que los quintiles de renta más altos actúan como un factor protector. La influencia de la renta familiar sobre la salud percibida afecta ligeramente más negativamente a hombres que a mujeres, viéndose aumentada en un 19,1% la probabilidad de declarar mala salud en el caso de aquellas cuyo nivel de renta se sitúa en el primer quintil y en un 21,4% en el de ellos, mientras que, en el extremo opuesto, situarse en el quintil 5 de renta mejora la salud en un 29,3% en las mujeres frente al 25,6% de los hombres.

Por último, en lo referente a las variables de interés, los resultados ajustados por factores de confusión como edad, nivel educativo, situación laboral, enfermedad crónica, renta y gastos sociales y sanitarios de cada país muestran que para las mujeres vivir de alquiler se asocia a un deterioro significativo de la salud autopercebida (OR=1,297, $p=0,000$) mientras en los hombres la condición de inquilinos no es

significativa ($OR=1,162$, $p=0,126$). Vivir de alquiler es un factor de riesgo para la salud de las mujeres aumentando la probabilidad de declarar mala salud en casi un 30%.

La pobreza energética muestra una asociación adversa con la salud auto percibida algo superior en hombres ($OR=1,617$, $p=0,000$) que en mujeres ($OR=1,517$, $p=0,000$), siendo, por tanto, un factor de riesgo para la salud, tanto para mujeres como hombres. Así, vivir en un hogar con pobreza energética aumenta la probabilidad de manifestar mala salud un 51,7% en las mujeres y un 61,7% en hombres, afectando relativamente más a estos últimos.

En relación a las variables a nivel de país, mientras el % de gasto sanitario en términos del PIB no guarda relación con la salud percibida, el % gasto social en términos del PIB sí es un factor protector de la salud, tanto de hombres como de mujeres. Así, un aumento en el gasto social de un 1% con respecto al PIB reduciría la probabilidad de que las mujeres manifestaran mala salud en un 2,7% y en los hombres un 2,3%.

Se testaron diferentes interacciones entre las variables de interés y las demás variables de control, tanto a nivel individual como a nivel estatal, no siendo significativa ninguna de ellas.

5. Discusión

En esta sección se realiza una discusión en base a los resultados obtenidos en este trabajo de investigación de acuerdo con los objetivos planteados, estableciendo una comparativa con la literatura desarrollada en el apartado de antecedentes y especificando las limitaciones fundamentales de dicha investigación.

Para analizar desde una perspectiva de género la relación de la salud auto percibida y las principales variables de desigualdad económica y estatus social, así como la relación de variables agregadas regionales, se establecieron dos objetivos específicos que permitían establecer de forma precisa las vías para alcanzar ese propósito.

El primer objetivo específico fue proporcionar una perspectiva de género sobre la asociación entre la salud percibida y el nivel educativo, la situación laboral y el gasto sanitario público de la población española entre los años 2014 y 2017. Para su consecución se aplicaron análisis multinivel logísticos y lineales, empleando datos de la Encuesta de Condiciones de Vida y de varias fuentes regionales.

Los resultados sugirieron que, si bien existen ciertas características comunes asociadas con el empeoramiento de la salud tanto en mujeres como en hombres, otras tienen un efecto diferencial, lo cual apunta a fuertes diferencias de género en lo que respecta a la salud y sus determinantes socioeconómicos.

En primer lugar, los resultados muestran que un bajo nivel educativo se asocia con una peor salud para las mujeres, pero no para los hombres. De acuerdo con estudios previos (Wärnberg et al., 2021; López del Amo et al., 2018; Calzón Fernández et al., 2017, Kunst et al., 2005; Jo et al., 2015; Gestsdottir et al., 2015; Ray & Linden, 2020), encontramos que la salud de las mujeres mejora aún más gracias a las recompensas intrínsecas de la educación, ya que tienen menos de otros recursos a los que pueden recurrir en ausencia de un grado, como lo postula la teoría de la sustitución de recursos (Kunst et al., 2005). Siempre que las mujeres pueden completar una educación, su salud mejora, a menudo a un ritmo mayor que la de los hombres. Esto ilustra el hecho de que las mujeres dependen especialmente de su propia educación para prosperar y, por lo tanto, las mejoras en la educación pueden reducir sus comportamientos perjudiciales para la salud aún más que los de los hombres (Ross & Mirowsky, 2006). Este resultado sugiere que las inversiones públicas en la educación de las mujeres se traducen en una reducción de las diferencias de género relacionadas con la salud (Solé-Auró et al., 2022).

Por un lado, la garantía de una educación primaria universal encaminada a garantizar que todas las niñas asistan a la escuela se traduce definitivamente en una mejora de la salud de las mujeres, como lo revela la evidencia disponible. Heymann et

al. (2019) analizaron la eficacia de las políticas educativas para mejorar la igualdad de género y sus resultados de salud correspondientes en los 193 países de la ONU, e identificaron las políticas y regulaciones de educación primaria como los principales contribuyentes a la salud de mujeres y niñas. Un aumento del 10% en la paridad educativa, que sólo equivale a un aumento del 4,9% en los años de escolaridad de las niñas, se asoció con un aumento del 2,06 en la esperanza de vida de las mujeres y un aumento del 0,88 en la esperanza de vida al nacer de los hombres. Por otro lado, otras mejoras en la salud se derivan de políticas destinadas a aumentar la participación activa en la sociedad de las mujeres mayores de 50 años con bajos niveles educativos (incluida la membresía en asociaciones comunitarias, el trabajo voluntario y el cuidado). Según el trabajo de Arpino & Solé-Auró (2019) respecto a personas europeas mayores de 50 años, las actividades de envejecimiento activo son capaces de explicar entre el 12% y el 33% de las diferencias relacionadas con la salud entre mujeres con niveles educativos bajos y altos, mientras que para los hombres el rango fue del 16% al 21%.

Respecto a la situación laboral, el desempleo no se asocia con la salud percibida de las mujeres, pero empeora la de los hombres, como ya informaron Calzón Fernández et al. (2017). Esto sugiere que la asociación negativa entre desempleo y bienestar no es tan fuerte para las mujeres como para los hombres (Song & Lee, 2022). Por lo tanto, las diferencias de género en los efectos nocivos del desempleo o el subempleo pueden surgir del hecho de que los hombres reciben más aprobación social que las mujeres en virtud de estar empleados (Van der Meer, 2014). El mito de la familia nuclear y el concepto de masculinidad como función de la capacidad del hombre para mantener a su familia todavía se encuentra detrás de las nociones actualmente prevalecientes de masculinidad y patriarcado (Robertson et al., 2018; Mossakowski, 2009; Scott-Samuel et al., 2015). Estos conceptos erróneos no han logrado adaptarse a los nuevos paisajes de la vida familiar y laboral, lo que puede conducir a mayores problemas de salud física y mental para los hombres en tiempos de incertidumbre y agitación económica (Oliffe, 2014). Como informa el Banco Mundial (2011), los hombres ven el acceso al mercado laboral como su única vía de empoderamiento, y cualquier retroceso en ese sentido los hace vulnerables. En ese sentido, cabe señalar que el colapso de la industria de la construcción al comienzo de la crisis financiera dejó a muchas personas desempleadas

durante mucho tiempo, y las tasas de desempleo masculinas aumentaron a un ritmo mucho más rápido que las femeninas. Un análisis de las encuestas nacionales de salud muestra que la salud mental de esas personas se vio gravemente afectada durante ese periodo.

En conclusión, el desempleo tiene un efecto más fuerte sobre la salud de los hombres que sobre la de las mujeres, ya que tiene efectos nocivos sobre su identidad individual y social, particularmente en países donde perduran roles de género tradicionales y altamente diferenciados (Buffel et al., 2015; Dillon & Butler, 2011; Oliva et al., 2020). En el futuro, el desarrollo de políticas debería identificar a los hombres como una población vulnerable con necesidades específicas de salud mental (Affleck et al., 2018) y establecer campañas comunitarias de concienciación y prevención destinadas a desafiar las nociones tradicionales de masculinidad y redefinir la vulnerabilidad masculina a los problemas de salud mental (Bilsker et al., 2018; Struik et al., 2019).

Al establecer políticas activas del mercado laboral (ALMP), los resultados negativos para la salud asociados con el desempleo pueden abordarse eficazmente, aliviando los efectos adversos para la salud provocados por las recesiones económicas (Stuckler et al., 2009; Puig-Barrachina et al., 2020). Por poner un ejemplo, Reeves et al. (2015) descubrieron que aumentar el gasto en políticas activas del mercado laboral reduce los riesgos de suicidio y Mattei et al. (2019) concluyó que las ALMP son eficaces para suavizar la asociación entre el desempleo y el suicidio entre los hombres, en particular entre las edades de 45 a 54 años.

Dado que los hombres suelen ser reticentes a buscar ayuda para su depresión, las ALMP que incluyan contenido específico sobre salud mental podrían concienciar a las personas sobre el vínculo entre la depresión y el suicidio relacionado con el trabajo (Bilsker et al., 2018). De manera similar, Dillon & Butler (2011) sugirieron que los programas de prevención de la depresión y el suicidio deberían dirigirse específicamente a los hombres desempleados, ya que deberían considerarse una población de alto riesgo. Además, Okada et al. (2020) concluyeron que los programas regionales de prevención del suicidio (Fondo de Emergencia para mejorar las contramedidas

comunitarias contra el suicidio (EFEBCSC)) instituidos en Japón ayudaron a reducir la mortalidad por suicidio entre los hombres desempleados.

Por último, a nivel nacional, las observaciones del gasto público en salud per cápita no revelaron ninguna asociación con la salud percibida ni de las mujeres ni de los hombres. Si bien se entiende ampliamente que debería tener un fuerte efecto en el estado de salud de las personas, en los países desarrollados el gasto adicional a menudo no está relacionado con las mejoras en la salud percibida, como se describió anteriormente en la literatura (Guptá et al., 2003; Ray & Linden, 2020; Linden & Ray, 2017).

Además, las estadísticas sobre resultados de salud pueden mejorarse mediante una reasignación de recursos de la atención sanitaria a los programas sociales. Este es particularmente el caso de políticas con fuerte efecto sobre los determinantes sociales analizados, como las de carácter educativo. La educación es capaz de crear capital humano y promover la predistribución del ingreso y la riqueza, siendo hasta el día de hoy la variable con mayor poder explicativo sobre el estado de salud y las diferencias de género.

En conclusión, las políticas dirigidas específicamente a mejorar el nivel educativo de las mujeres pueden contribuir a la salud general de la población. Sin embargo, el gasto público en salud regional no parece estar asociado a mejores resultados sanitarios, lo que pone en duda la utilidad de aumentos generales en ese capítulo presupuestario.

El segundo objetivo específico de este trabajo proponía proporcionar una perspectiva de género sobre la asociación entre la salud percibida y la tenencia de la vivienda, la pobreza energética, el gasto sanitario público y el gasto social en 24 países europeos entre los años 2011 y 2014.

A nivel europeo, los resultados de esta investigación encuentran asociaciones robustas y diferentes según el género entre salud percibida, tenencia de la vivienda y pobreza energética. Ser propietaria de una vivienda es un factor protector de la salud para las mujeres pero no para los hombres, mientras que la pobreza energética es un factor de riesgo en los dos géneros aunque con mayor intensidad en los hombres.

La prevalencia de mujeres que viven de alquiler (23,08% en 2011 y 20,4% en 2014) es superior al de los hombres (22,05% en 2011 y 19,6% en 2014) durante todo el periodo estudiado y es un factor de riesgo para la salud de las mujeres aumentando la probabilidad de declarar mala salud en casi un 30%. El mayor riesgo de una peor salud encontrado en las mujeres que viven de alquiler es concordante con otros estudios previos. En España algunos trabajos han encontrado que la amenaza de desahucio tuvo un efecto más fuerte sobre la salud mental y física de las mujeres que de los hombres (Bolívar Muñoz et al., 2016; Vázquez-Vera et al., 2016). Carrere et al. (2022) analizaron el estado de salud mental de las personas con inseguridad habitacional en Barcelona según el tipo de tenencia. Sus resultados indican que las mujeres que vivían en viviendas alquiladas o en ocupaciones ilegales tenían una mayor prevalencia de mala salud mental que las propietarias, y un mayor riesgo de salud mental que los hombres. En Australia Bentley et al. (2012) encontró que la exposición acumulativa al estrés de asequibilidad de la vivienda se asocia con una peor salud mental y que los efectos varían según el género, afectando más a mujeres que a los hombres. En Nueva Zelanda, Pledger et al. (2019) analizó la salud de la población mayor en Nueva Zelanda, mostrando que los inquilinos mayores tienden a estar en peor estado de salud que los propietarios, siendo las mujeres más vulnerables que los hombres a cualquier impacto negativo del alquiler en la salud.

A nivel europeo es muy limitada la literatura sobre el tipo de tenencia de la vivienda y la salud desde una perspectiva de género a nivel europeo destacando el trabajo de Clair et al. (2016b) con resultados concordantes con los nuestros. Los autores analizaron

los atrasos en el pago de la vivienda y su relación con la salud de las personas, usando datos longitudinales de 27 naciones europeas. Sus resultados muestran que las mujeres de 30 a 59 años y, en particular, las mujeres de 60 años o más, pueden experimentar una mayor reducción de la salud cuando enfrentan problemas de atrasos de pago que los hombres.

En este trabajo se identifica el alquiler como un factor de riesgo de las mujeres europeas. El periodo analizado 2011-2014 donde la mayor parte de los países seguía en medio de la crisis económica surgida en el año 2008 con políticas de austeridad puede haber incrementado su percepción de mayor estrés financiero para afrontar los pagos de pagos o evitar el desahucio (Sánchez-Martínez et al., 2016) y no disponer de otros activos o recursos alternativos a diferencia de los hombres (Ross & Mirowsky, 2010). Como sugiere el concepto de interseccionalidad según el cual la etnia, la clase social, el género o la edad, son categorías generadoras de desigualdad construidas socialmente que interactúan simultáneamente (Mahalingam et al., 2008; Frye et al., 2008; Wiles, 2002) la mayor vulnerabilidad femenina de vivir en alquiler está vinculada a otros factores como el nivel educativo, el estatus social y económico o la edad. Por otro lado, el resultado puede estar influido por la medida de salud utilizada. Algunas investigaciones han encontrado una relación más fuerte entre los problemas de vivienda y la salud mental para los hombres en comparación con las mujeres (Boomsma et al., 2017), mientras que los cambios en los problemas de salud percibida fueron particularmente fuertes para las mujeres (Pevalin et al., 2008).

Los resultados obtenidos sugieren el diseño de políticas públicas a nivel tanto europeo como de cada país para reducir la brecha de género en la vivienda de alquiler mediante mecanismos y regulaciones que disminuyan el estrés financiero de las mujeres tanto mediante políticas de regulación de precios como de aumento de la oferta de viviendas de alquiler público.

La pobreza energética afecta en los países de la UE tanto a hombres como a mujeres. Aunque la prevalencia de la pobreza energética es superior en las mujeres (30,67% en 2011 y 31,21 en 2014) que en los hombres (30,3% en 2011 y 30,71 en 2014), la pobreza energética del hogar aumenta la probabilidad de manifestar mala salud un 61,7% en hombres frente a un 51,7% en mujeres durante el periodo 2011-2014. La

importancia de la pobreza energética como factor de riesgo para la salud es coherente con la literatura publicada posterior a la crisis económica de 2008 (Marmot Review Team, 2011; Hernández, 2016; Marí-Dell’Olmo et al., 2017; Thomson et al., 2017a; Bosch et al., 2019; Recalde et al., 2019). En cuanto a la intensidad de efecto por género nuestros resultados difieren con el obtenido por Oliveras et al. (2021) que identifican en Europa para el periodo 2007-2016 a las mujeres como grupo más afectado en su salud debido a la pobreza energética. Estas diferencias pueden deberse al periodo diferente de análisis, la metodología empleada y la distinta conceptualización y medición de la pobreza energética.

El impacto directo de la pobreza energética como factor de riesgo para la salud se traduce en mayores tasas de morbilidad y riesgo de mortalidad consecuencia del frío de la vivienda que afecta a las enfermedades cardiovasculares y respiratorias (Marmot Review Team, 2011), al riesgo de infecciones y enfermedades menores como los resfriados y la gripe (Liddell & Morris, 2010). y empeora enfermedades crónicas preexistentes. Los efectos indirectos en la salud de la pobreza energética son importantes dado que los hogares que gastan una mayor parte de sus presupuestos en calentar sus hogares, tienen menos para gastar en alimentos y otras necesidades vitales para la salud. Esta situación suele ser el resultado de hogares con bajos ingresos familiares, altos costos de energía y poca eficiencia energética de la vivienda. Tener que decidir si calentar o comer da como resultado una nutrición más deficiente, lo que debilita las defensas inmunitarias contra las enfermedades (Ballesteros-Arjona et al., 2022; Recalde et al., 2019). Las preocupaciones por el dinero conducen a un mayor aislamiento social, y una deuda cada vez más insostenible provoca problemas de salud mental tanto para adultos como para niños. La pobreza y la vivienda deficiente aumentan el estrés familiar y los conflictos interpersonales, el riesgo de abuso y abandono infantil y la probabilidad de que los niños sean atendidos (Barrett et al., 2022).

La pobreza energética se reconoce por parte de los gobiernos como un problema de política social, de salud pública y ambiental en un contexto de precios de la energía en constante aumento (Kahouli, 2020), como así se ha puesto de manifiesto a partir de la crisis financiera (Oliveras et al., 2021), y las medidas de austeridad resultantes dejaron a millones de hogares experimentando niveles inadecuados de servicios energéticos en

el hogar, y posteriormente con la pandemia y en la actualidad con el conflicto bélico entre Rusia y Ucrania. En el contexto del cambio climático y del aumento de las desigualdades socioeconómicas Keeley (2015) es previsible que la pobreza energética aumente. Los cambios demográficos y climáticos convierten vivienda un elemento cada vez más importante para la salud. Ante los cambios en las pautas meteorológicas debidos al cambio climático, es fundamental que las viviendas protejan contra el frío, el calor y otros fenómenos meteorológicos extremos para promover la resiliencia de las comunidades.

Para concluir la discusión, cabe señalar las limitaciones del estudio llevado a cabo. Para empezar, como en todos los estudios observacionales, no se puede establecer una relación causal entre las variables analizadas, ya que esto requeriría la aplicación de otras metodologías, más parecidas a un diseño de estudio cuasiexperimental. Sin embargo, el gran tamaño de las bases de datos empleadas, su carácter longitudinal y la solidez de los resultados relativos a varias especificaciones diferentes de la variable de salud percibida proporcionan un sólido punto de partida para futuros estudios, que podrían determinar con más detalle si las asociaciones encontradas tienen un carácter causal.

En segundo lugar, en lo que respecta al análisis realizado a nivel nacional, aunque el coeficiente de partición de la variación no es alto, sería apropiado explorar otras variables de política pública a nivel regional, como el gasto social o las tasas de desempleo.

De nuevo a nivel nacional, ampliar el rango temporal con datos generados después de 2017 permitiría a los investigadores evaluar la estabilidad a largo plazo de las asociaciones encontradas en el presente estudio.

Por otra parte, el estudio realizado a nivel europeo no considera la variabilidad entre los 24 estados europeos que posiblemente presenten diferencias locales en sus relaciones entre género, tipo de tenencia de la vivienda, pobreza energética y salud auto percibida. El desarrollo de esta cuestión en próximas investigaciones permitirá confirmar o modificar los resultados obtenidos para cada país.

Además, los resultados también pueden verse afectados por la medida de pobreza energética empleada. Su carácter subjetivo implica una cierta desventaja, ya que se desconoce cómo entienden o responden a la misma pregunta hogares con diferentes características. Sin embargo, es el único enfoque que permite en este momento comparar entre países de la Unión Europea y capturar un panorama general de la pobreza energética, debido a la falta de datos sobre el gasto energético de los todos hogares europeos (Thomson & Snell, 2013; Waddams et al., 2012).

A pesar de las limitaciones indicadas anteriormente, según mi conocimiento, el presentado como parte de esta tesis doctoral es el primer estudio de ámbito europeo y longitudinal que analiza desde una perspectiva de género el tipo de tenencia de la vivienda y la pobreza energética en relación a la salud percibida durante los años posteriores a las crisis económica de 2008. El patrón observado identifica una brecha de género en el tipo de tenencia de la vivienda, el alquiler está asociado a peores estados de salud autopercebida en mujeres pero no en los hombres, mientras la pobreza energética es un importante factor de riesgo para los ciudadanos europeos aunque más severo en hombres que en mujeres.

6. Conclusión

Esta tesis doctoral ha proporcionado una comprensión profunda y detallada de cómo diferentes variables relacionadas con el estatus social y laboral, la vivienda y políticas públicas influyen en la salud percibida de los ciudadanos españoles y europeos, con un enfoque particular en las diferencias de género, ofreciendo evidencias suficientes que, junto con la literatura previa existente, permiten sustentar políticas preventivas que disminuyan el gradiente social en salud. Adoptar una perspectiva interseccional que visualice cómo convergen distintos tipos de factores discriminantes por género ayuda a disminuir el impacto de dicha convergencia en situaciones de oportunidades y accesibilidad de la población a programas y servicios vinculados, permitiendo encauzar cambios progresivos de forma operativa.

En efecto, a escala nacional a partir de datos del periodo 2014-2017, este estudio revela que el desempleo y niveles educativos inferiores afectan negativamente a la salud percibida de los españoles. Específicamente, se ha encontrado que el desempleo tiene un impacto negativo significativo en la salud percibida de los hombres, mientras que un nivel primario de estudios se asocia con una peor salud percibida en mujeres que en hombres. Esto sugiere la necesidad de políticas específicas que aborden estas desigualdades de género y que no estén estrictamente centradas en el gasto sanitario público, que no termina de estar estadísticamente asociado con la salud percibida, indicando que la mera asignación de recursos no es suficiente para mejorar la salud, sino que es necesario considerar su distribución y utilización.

Por otra parte, el estudio llevado a cabo para el periodo 2011-2014 en Europa, muestra que la tenencia de la vivienda y la pobreza energética son variables significativamente asociadas con la salud percibida. Las mujeres que viven de alquiler reportan una peor salud percibida y, tanto hombres como mujeres, se ven negativamente afectados por la pobreza energética, siendo esta influencia ligeramente mayor en hombres. Además, el gasto social como porcentaje del PIB emerge como un factor protector de la salud, lo que subraya la importancia de las políticas de bienestar social en la promoción de la salud pública. El desarrollo de políticas públicas de intervención tanto sobre los impactos directos de la pobreza energética como de sus

efectos indirectos en la salud debe reflejar que tanto la energía como la vivienda no son bienes de mercado sino bienes preferentes que deben ser regulados activamente por los poderes públicos. En este sentido, la Unión Europea ha establecido la eficiencia energética como uno de los ejes primordiales de la estrategia energética europea y, en particular, la rehabilitación del parque inmobiliario en segmentos que sufren pobreza energética. La mejora de las condiciones de habitabilidad y de mejora de la eficiencia energética puede salvar vidas, prevenir enfermedades, mejorar la calidad de vida, reducir la pobreza, ayudar a mitigar el cambio climático y contribuir al logro de los Objetivos de Desarrollo Sostenible. De ahí la conveniencia de incorporar directrices a implementar en los estados europeos consistentes en proporcionar incentivos o subvenciones a los propietarios para hacer mejoras energéticas en sus viviendas. Los sólidos resultados en lo que a régimen de tenencia de la vivienda en mujeres se refiere sugieren la necesidad de perfilar políticas a nivel europeo mediante el diseño de programas de discriminación positiva que permitan regular la influencia sobre la salud percibida que ejerce el hecho de no ser propietario de la vivienda donde se reside.

En definitiva, estos hallazgos tienen importantes implicaciones para la formulación de políticas públicas. Las políticas laborales deben centrarse en fomentar la contratación fija con salarios dignos en aras de reducir el desempleo y mejorar las condiciones laborales mediante el diseño de medidas que garanticen y refuercen la protección de los derechos laborales, prestando atención a la población masculina que sufre una mayor sensibilidad al respecto. Las intervenciones en materia educativa deben promover mayores niveles de educación a través de la mejora y el refuerzo de la calidad del sistema de educación público, mediante la implementación de acciones preventivas y de apoyo para evitar el abandono temprano de la escolarización y el refuerzo de la inclusividad del sistema educativo, con un enfoque especial en las mujeres, que padecen de forma significativa la repercusión en su salud de alcanzar únicamente niveles educativos inferiores. Además, en una era en la que la accesibilidad a una vivienda digna es un problema creciente cada vez entre un mayor porcentaje de la población, es esencial implementar políticas de vivienda que aborden las necesidades de quienes viven de alquiler, favoreciendo el acceso a una vivienda digna y a un precio asequible y controlando la especulación y las situaciones de abuso. Del mismo modo, el aumento

significativo del número de familias que experimentan dificultades para pagar sus facturas o para mantener sus hogares a temperatura adecuada, unido a la evidencia científica de la influencia negativa que esto tiene sobre la salud, ponen el foco en la necesidad de intervenciones que combatan la pobreza energética. Finalmente, un incremento en el gasto social puede desempeñar un papel clave en la mejora de la salud percibida, destacando la necesidad de un enfoque integral y equitativo en la planificación de políticas de salud.

En conclusión, esta tesis subraya la importancia de adoptar un enfoque de género en el análisis de los determinantes sociales de la salud y demuestra la necesidad de políticas públicas integrales y específicas que aborden las disparidades socioeconómicas para mejorar la salud y el bienestar de todos los ciudadanos.

Como futuras líneas de investigación, en relación al marco nacional, sería interesante la ampliación del horizonte temporal considerando años más recientes para analizar la importancia y repercusión del efecto covid en el estudio de la influencia de la situación laboral, el nivel de estudios y el gasto sanitario público per cápita sobre la salud autopercebida, así como poner el foco en otros determinantes sociales de la salud diferentes. En el ámbito europeo, se plantea en primer lugar abarcar también un periodo de estudio más amplio con datos más recientes para poder identificar posibles cambios estructurales en los resultados. En segundo lugar, futuros estudios se podrían ver enriquecidos mediante la desagregación del tipo de tenencia de la vivienda, de modo que no solo se haga distinción entre propietarios y no propietarios, sino que se contemplen por separado a aquellos individuos que, siendo propietarios de vivienda, tengan que pagar la hipoteca y, por tanto, puedan tener estrés financiero. Por último, pese a que las relaciones existentes de la tenencia de la vivienda y la pobreza energética con la salud percibida muestran robustez a escala europea, podría ser posible que las asociaciones encontradas no se mantuvieran al desagregar el conjunto de los países considerados. Por ello, estudiar variaciones en función de subconjuntos de países de acuerdo con análisis cluster que consideren determinadas características de interés podrían favorecer la concreción de la formulación de políticas de alcance globales.

Bibliografía

- Abebe, D. S., Tøge, A. G., & Dahl, E. (2016). Individual-level changes in self-rated health before and during the economic crisis in Europe. *International Journal for Equity in Health*, 15(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0290-8>
- Affleck, W., Carmichael, V., & Whitley, R. (2018). Men's mental health: Social determinants and implications for services. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 63(9), 581-589. <https://doi.org/10.1177/0706743718762388>
- Aguilar-Palacio, I., Carrera-Lasfuentes, P., & Rabanaque, M. J. (2015). Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo (2001-2012). *Gaceta Sanitaria*, 29(1), 37-43. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2014.07.004>
- Antonakakis, N., & Collins, A. (2014). The impact of fiscal austerity on suicide: on the empirics of a modern Greek tragedy. *Social Science & Medicine*, 112, 39-50. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.04.019>
- Arpino, B., & Solé-Auró, A. (2019). Education inequalities in health among older European men and women: The role of active aging. *Journal of Aging and Health*, 31(1), 185-208.
- Artazcoz, L., Benach, J., Borrell, C., & Cortes, I. (2004). Unemployment and mental health: understanding the interactions among gender, family roles, and social class. *American Journal of Public Health*, 94(1), 82-88. <https://doi.org/10.2105/AJPH.94.1.82>
- Baker, E., & Tuahly, S. (2008). Women, health and housing assistance: Implications in an emerging era of housing provision. *Australian Journal of Social Issues*, 43(1), 123-138. <https://doi.org/10.1002/j.1839-4655.2008.tb00093.x>
- Baker, E., Bentley, R., Mason, K. (2013). The Mental Health Effects of Housing Tenure: Causal or Compositional? *Urban Studies*, 50(2), 426-442. <https://doi.org/10.1177/0042098012446992>
- Ballesteros-Arjona, V., Oliveras, L., Munoz, J. B., de Labry Lima, A. O., Carrere, J., Ruiz, E. M., et al. (2022). What are the effects of energy poverty and interventions to ameliorate

it on people's health and well-being?: A scoping review with an equity lens. *Energy Research & Social Science*, 87, 102456. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2021.102456>

Bambra, C., & Eikemo, T. A. (2009). Welfare state regimes, unemployment and health: a comparative study of the relationship between unemployment and self-reported health in 23 European countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 63(2), 92-98. <https://doi.org/10.1136/jech.2008.077354>

Bambra, C. (2011). Work, worklessness and the political economy of health inequalities. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 65, 746-750. <https://doi.org/10.1136/jech.2009.102103>

Barrett, C., Lee, A. R., Abrams, E. M., Mayell, S. J., Hawcutt, D. B., & Sinha, I. P. (2022). Eat or heat: fuel poverty and childhood respiratory health. *The Lancet Respiratory Medicine*, 10(3), 229. [https://doi.org/10.1016/S2213-2600\(21\)00584-1](https://doi.org/10.1016/S2213-2600(21)00584-1)

Bentley, R., Baker, E., Mason, K. (2012). Cumulative exposure to poor housing affordability and its association with mental health in men and women. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66, 761–766. <http://dx.doi.org/10.1136/jech-2011-200291>

Bilsker, D., Fogarty, A. S., & Wakefield, M. A. (2018). Critical issues in men's mental health. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 63(9), 590-596. <https://doi.org/10.1177/0706743718766052>

Boardman, B. (1991). Fuel poverty: from cold homes to affordable warmth. London, England: Belhaven Press.

Boardman, B. (2010). Fixing Fuel Poverty: Challenges and Solutions. Earthscan, London.

Böckerman, P., & Ilmakunnas, P. (2009). Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data. *Health Economics*, 18(2), 161–179. <https://doi.org/10.1002/hec.1361>

Bolívar Muñoz, J., Bernal Solano, M., Mateo Rodríguez, I., Daponte Codina, A., Escudero Espinosa, C. et al. (2016). La salud de las personas adultas afectadas por un proceso de

desahucio (The health of adults undergoing an eviction process). *Gaceta Sanitaria*, 30, 4-10. <https://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2015.10.002>

Bonnefoy, X. (2007). Inadequate housing and health: an overview. *International Journal of Environment and Pollution*, 30(3-4), 411-429. <https://doi.org/10.1504/IJEP.2007.014819>

Boomsma, C., Pahl S, Jones, R.V., Fuertes A. (2017). “Damp in bathroom. Damp in back room. It's very depressing!” exploring the relationship between perceived housing problems, energy affordability concerns, and health and well-being in UK social housing. *Energy Policy*, 106, 382–393. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.04.011>

Bosch, J., Palència, L., Malmusi, D., Dell'Olmo, M., Borrell, C. (2019). The impact of fuel poverty upon self-reported health status among the low-income population in Europe. *Housing Studies*, 34(9), 1377-1403. <https://doi.org/10.1080/02673037.2019.1577954>

Bradley, E. H., Elkins, B. R., Herrin, J., & Elbel, B. (2011). Health and social services expenditures: associations with health outcomes. *BMJ Quality & Safety*, 20(10), 826-831. <https://doi.org/10.1136/bmjqs.2010.048363>

Braveman, P., & Gottlieb, L. (2014). The social determinants of health: it's time to consider the causes of the causes. *Public Health Reports*, 129(1_suppl2), 19-31. <https://doi.org/10.1177/003335491412915206>

Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992). Hierarchical linear models: applications and data analysis methods. *Sage Publications, Inc.*

Brzezinski, M. (2019). What accounts for the rise of low self-rated health during the recent economic crisis in Europe?. *International Journal for Equity in Health*, 18(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s12939-019-0926-1>

Buchmueller, T. C., Jusot, F., & Grignon, M. (2007). Unemployment and mortality in France, 1982-2002. *Centre for Health Economics and Policy Analysis, McMaster University*. <http://www.deslibris.ca/ID/208523>

Buffel, V., Van de Velde, S., & Bracke, P. (2015). The mental health consequences of the economic crisis in Europe among the employed, the unemployed, and the non-

employed. *Social Science Research*, 54, 263-288.
<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2015.08.003>

Cairney, J., & Boyle, M. H. (2004). Home ownership, mortgages and psychological distress. *Housing Studies*, 19(2), 161-174.
<https://doi.org/10.1080/0267303032000168577>

Calzón Fernández, S., Fernández Ajuria, A., López del Amo González, M. D. P., & Martín Martín, J. J. (2017). Diferencias por sexo de la salud percibida antes y durante la crisis económica (2007 y 2011). *Revista Española de Salud Pública*, 91, 201702019.
<http://hdl.handle.net/10481/55855>

Carrere, J., Vázquez-Vera, H., Pérez-Luna, A., Novoa, A. M., & Borrell, C. (2022). Housing Insecurity and Mental Health: the Effect of Housing Tenure and the Coexistence of Life Insecurities. *Journal of Urban Health*, 99, 268–276. <https://doi.org/10.1007/s11524-022-00619-5>

Chung, J. S. (1994). Women's unequal access to education in South Korea. *Comparative Education Review*, 38(4), 487-505. <https://doi.org/10.1086/447272>

Clair A., Loopstra R., Reeves A., McKee M., Dorling D., & Stuckler D. (2016a). The impact of housing payment problems on health status during economic recession: A comparative analysis of longitudinal EU SILC data of 27 European states, 2008-2010. *SSM - Population Health*, 2, 306-316. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2016.05.006>

Clair, A., Reeves, A., Loopstra, R., McKee, M., Dorling, D., & Stuckler D. (2016b). The impact of the housing crisis on self-reported health in Europe: multilevel longitudinal modelling of 27 EU countries. *European Journal of Public Health*, 26(5), 788–793. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw071>

Coen, S., & Banister, E. (2012). What a difference sex and gender make: a gender, sex and health research casebook. *CIHR Institute of Gender and Health*.

Darlington-Pollock, F., & Norman, P. (2017). Examining ethnic inequalities in health and tenure in England: a repeated cross-sectional analysis. *Health & Place*, 46, 82-90. <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthplace.2017.04.011>

Dillon, B., & Butler, P. (2011). Facing the challenge: The impact of recession and unemployment on men's health in Ireland. *Dublin: Institute of Public Health in Ireland*.

Drydakis, N. (2015). The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013: A longitudinal study before and during the financial crisis. *Social Science & Medicine*, 128, 43–51. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.12.025>

Dunn, J. R. (1999). Housing and health inequalities: review and prospects for research. *Housing Studies*, 15(3), 341-366.

Easterlow, D., Smith, S. J., & Mallinson, S. (2000). Housing for health: the role of owner occupation. *Housing Studies*, 15(3), 367-386. <https://doi.org/10.1080/02673030050009230>

Eikemo, T. A., Bambra, C., Judge, K., & Ringdal, K. (2008). Welfare state regimes and differences in self-perceived health in Europe: A multilevel analysis. *Social Science & Medicine*, 66(11), 2281-2295

Ellaway, A., & Macintyre, S. (1998). Does housing tenure predict health in the UK because it exposes people to different levels of housing related hazards in the home or its surroundings?. *Health & Place*, 4(2), 141-150. [https://doi.org/10.1016/S1353-8292\(98\)00006-9](https://doi.org/10.1016/S1353-8292(98)00006-9)

Ellaway, A., Macdonald, L., & Kearns, A. (2016). Are housing tenure and car access still associated with health? A repeat cross-sectional study of UK adults over a 13-year period. *BMJ Open*, 6(11). <http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2016-012268>

Eurostat. (2019). Manual on sources and methods for the compilation of COFOG statistics: Classification of the Functions of Government (COFOG) - 2019 edition. doi:10.2785/110841.

Eurostat. (2023a). <https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-statistics-on-income-and-living-conditions>

Eurostat. (2023b). https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Government_expenditure_on_social_protection#Expenditure_on_.27social_protection.27

Evans, G. W., Wells, N. M., & Moch, A. (2003). Housing and mental health: a review of the evidence and a methodological and conceptual critique. *Journal of social issues*, 59(3), 475-500. <https://doi.org/10.1111/1540-4560.00074>

Filmer, D., & Pritchett, L. (1999). The impact of public spending on health: does money matter?. *Social Science & Medicine*, 49(10), 1309-1323. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(99\)00150-1](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(99)00150-1)

Fleitas Alfonzo, L., Bentley, R., Singh, A. (2022). Home ownership, income and oral health of children in Australia. A opulation-based study. *Community Dentistry and Oral Epidemiology*, 50(3), 156-163. <https://doi.org/10.1111/cdoe.12646>

Fornell, B., Correa, M., López del Amo, M. P., & Martín, J. J. (2018). Influence of changes in the Spanish labor market during the economic crisis (2007–2011) on perceived health. *Quality of Life Research*, 27, 2095-2105. <https://doi.org/10.1007/s11136-018-1824-5>

Frye, V., Putnam, S., & O'Campo, P. (2008). Whither gender in urban health?. *Health & Place*, 14(3), 616-622. <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthplace.2007.09.006>

García-Calvente, M. M., del Río Lozano, M., & Eguiguren, A. P. (2007). Desigualdades de género en el cuidado informal a la salud. *Inguruak: Soziologia eta zientzia politikoen euskal aldizkaria = Revista Vasca de Sociología y Ciencia Política*, (44), 291-308.

Gestsdottir, S., Arnarsson, A., Magnusson, K., Arngrimsson, S. A., Sveinsson, T., & Johannsson, E. (2015). Gender differences in development of mental well-being from adolescence to young adulthood: An eight-year follow-up study. *Scandinavian Journal of Public Health*, 43(3), 269-275. <https://doi.org/10.1177/1403494815569864>

Goldstein, H. (2003). Multilevel statistical models (3rd ed). E. Arnold ; Oxford University Press.

Goldstein, H. (2011). Multilevel Statistical Models. John Wiley & Sons.

Gueorguieva, R., Sindelar, J. L., Falba, T. A., Fletcher, J. M., Keenan, P., Wu, R., & Gallo, W. T. (2009). The impact of occupation on self-rated health: cross-sectional and longitudinal evidence from the health and retirement survey. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 64(1), 118-124. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbn006>

Gumà, J., Arpino, B., & Solé-Auró, A. (2019a). Determinantes sociales de la salud de distintos niveles por género: educación y hogar en España. *Gaceta Sanitaria*, 33, 127-133. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2017.11.010>

Gumà, J., Solé-Auró, A., & Arpino, B. (2019b). Examining social determinants of health: the role of education, household arrangements and country groups by gender. *BMC Public Health*, 19, 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7054-0>

Guptá, S., Verhoeven, M., & Tiongson, E. R. (2003). Public spending on health care and the poor. *Health Economics*, 12(8), 685-696. <https://doi.org/10.1002/hec.759>

Hawkes, S., & Buse, K. (2013). Gender and global health: evidence, policy, and inconvenient truths. *The Lancet*, 381(9879), 1783-1787. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60253-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60253-6)

Healy, J. D. (2003). Excess winter mortality in Europe: a cross country analysis identifying key risk factors. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57(10), 784-789. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.57.10.784>

Heijink, R., Koolman, X., & Westert, G. P. (2013). Spending more money, saving more lives? The relationship between avoidable mortality and healthcare spending in 14 countries. *The European Journal of Health Economics*, 14, 527-538. <https://doi.org/10.1007/s10198-012-0398-3>

Herbers, D.J., & Mulder, C.H. (2017). Housing and subjective well-being of older adults in Europe. *Journal of Housing and the Built Environment*, 32, 533-558 <https://doi.org/10.1007/s10901-016-9526-1>

Hernández, D. (2016). Understanding 'energy insecurity' and why it matters to health. *Social Science & Medicine*, 167, 1-10, <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.08.029>

Heymann, J., Levy, J. K., Bose, B., Ríos-Salas, V., Mekonen, Y., Swaminathan, H., ... & Gupta, G. R. (2019). Improving health with programmatic, legal, and policy approaches to reduce gender inequality and change restrictive gender norms. *The Lancet*, 393(10190), 2522-2534. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)30656-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30656-7)

Holding, E., Blank, L., Crowder, M., Ferrari, E., & Goyder, E. (2020). Exploring the relationship between housing concerns, mental health and wellbeing: a qualitative study of social housing tenants. *Journal of Public Health*, 42(3), e231-e238. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdz076>.

Holdsworth, L. (2011). Sole voices: Experiences of non-home-owning sole mother renters. *Journal of Family Studies*, 17(1), 59-70. <https://doi.org/10.5172/jfs.2011.17.1.59>

Hox, J. J. (2010). *Multilevel analysis: techniques and applications* (2.ed). New York: Routledge, Taylor & Francis.

Huijts, T., McKee, M., Reeves, A., & Stuckler, D. (2014). Job loss and self-rated health during the crisis: the mitigating effect of social protection expenditure in 23 European countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 68(Suppl 1), A65.1–A65. <https://doi.org/10.1136/jech-2014-204726.140>

IHME. (2016). GBD Compare. Data Visualization Hub. Seattle, University of Washington. <http://vizhub.healthdata.org/gbd-compare>

INE. (2020). Carencia Material. Carencia Material Severa. http://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259925456180&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayout

INE. (2021). Riesgo de pobreza y/o exclusión social. Indicador AROPE. https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259941637944&p=%5C&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayout¶m1=PYSDetalle¶m3=1259924822888

Jo, H. S., Moon, J. Y., Kim, B. G., & Nam, E. W. (2015). Analysis of socio-demographics, self-rated health, social capital, and happiness in a medium-sized healthy city, Republic of Korea. *Journal of Lifestyle Medicine*, 5(2), 68. <https://doi.org/10.15280/jlm.2015.5.2.68>

Kahouli, S. (2020). An economic approach to the study of the relationship between housing hazards and health: The case of residential fuel poverty in France. *Energy Economics*, 85, 104592. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104592>

Kearns, A., Hiscock, R., Ellaway, A., & Macintyre, S. (2000). 'Beyond four walls'. The psycho-social benefits of home: evidence from West Central Scotland. *Housing Studies*, 15(3), 387-410. <https://doi.org/10.1080/02673030050009249>

Keeley B. (2015). Income Inequality: The Gap Between Rich and Poor. *OECD Insights, Paris*.

Kunst, A. E., Bos, V., Lahelma, E., Bartley, M., Lissau, I., Regidor, E., ... & Mackenbach, J. P. (2005). Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 10 European countries. *International Journal of Epidemiology*, 34(2), 295-305. <https://doi.org/10.1093/ije/dyh342>

Leppo, K., Ollila, E., Pena, S., Wismar, M., & Cook, S. (2013). Health in all policies: seizing opportunities, implementing policies. *Ministry of Social Affairs and Health, Finland*.

Leventhal, T., & Newman, S. (2010). Housing and child development. *Children and Youth Services Review*, 32(9), 1165-1174. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2010.03.008>

Liddell, C., & Morris, C. (2010). Fuel poverty and human health: a review of recent evidence. *Energy Policy*, 38 (6), 2987-2997. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.01.037>

Liddell, C., & Guiney, C. (2015). Living in a cold and damp home: frameworks for understanding impacts on mental well-being. *Public Health*, 129(3), 191-199. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2014.11.007>

Limm, H., Heinmüller, M., Liel, K., Seeger, K., Gündel, H., Kimil, A., & Angerer, P. (2012). Factors associated with differences in perceived health among German long-term unemployed. *BMC Public Health*, 12, 485. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-485>

Linden, M., & Ray, D. (2017). Life expectancy effects of public and private health expenditures in OECD countries 1970–2012: Panel time series approach. *Economic Analysis and Policy*, 56, 101-113. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.06.005>

López del Amo, M. P., Benítez, V., & Martín-Martín, J. J. (2018). Long term unemployment, income, poverty, and social public expenditure, and their relationship with self-perceived health in Spain (2007–2011). *BMC Public Health*, 18, 1-14. <https://doi.org/10.1186/s12889-017-5004-2>

López-Valcárcel, B. G., & Barber, P. (2017). Economic crisis, austerity policies, health and fairness: lessons learned in Spain. *Applied Health Economics and Health Policy*, 15, 13-21. <https://doi.org/10.1007/s40258-016-0263-0>

Ma, M., & Sebastian, A. (2021). Housing insecurity experiences and coping strategies of single-mother families in Australia: An Internet-mediated research. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 21(1), 998-1019. <https://doi.org/10.1111/asap.12264>

Macintyre, S., Ellaway, A., Hiscock, R., Kearns, A., Der, G., & McKay, L. (2003). What features of the home and the area might help to explain observed relationships between housing tenure and health? Evidence from the west of Scotland. *Health & Place*, 9(3), 207-218. [https://doi.org/10.1016/S1353-8292\(02\)00040-0](https://doi.org/10.1016/S1353-8292(02)00040-0)

Mahalingam, R., Balan, S., Haritatos, J. (2008). Engendering immigrant psychology: An intersectionality perspective. *Sex Roles*, 59, 326-36. <https://doi.org/10.1007/s11199-008-9495-2>

- Marí-Dell'Olmo, M., Novoa, A. M., Camprubí, L., Peralta, A., Vázquez-Vera, H., Bosch, J., ... & Borrell, C. (2017). Housing policies and health inequalities. *International Journal of Health Services*, 47(2), 207-232. <https://doi.org/10.1177/0020731416684292>
- Marmot, M., Friel, S., Bell, R., Houweling, T. A., & Taylor, S. (2008). Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *The Lancet*, 372(9650), 1661-1669. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61690-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61690-6)
- Marmot Review Team (2011). The Health Impacts of Cold Homes and Fuel Poverty. *BMJ*, 342. <https://doi.org/10.1136/bmj.d2807>
- Martin, S., Rice, N., & Smith, P. C. (2008). Does health care spending improve health outcomes? Evidence from English programme budgeting data. *Journal of Health Economics*, 27(4), 826-842. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.12.002>
- Martínez, Ú. F., & Lechuga, M. L. (2012). Evolución de los factores de riesgo de exclusión social por regiones en España. *Revista de Estudios Regionales*, (95), 175-199.
- Martínez-Garrido, C., & Murillo, F. J. (2014). Programas para la realización de Modelos Multinivel. Un análisis comparativo entre MLwiN, HLM, SPSS y Stata/Multilevel Analysis Software. A comparative study of MLwiN, HLM, SPSS and Stata. *REMA Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 19(2), 1–24.
- Maruthappu, M., Watkins, J., Noor, A. M., Williams, C., Ali, R., Sullivan, R., ... Atun, R. (2016). Economic downturns, universal health coverage, and cancer mortality in high-income and middle-income countries, 1990–2010: a longitudinal analysis. *The Lancet*, 388(10045), 684–695. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)00577-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)00577-8)
- Mason, K., Baker, E., Blakely, T., Bentely, R. (2013). Housing affordability and mental health: Does the relationship differ for renters and home purchasers? *Social Science & Medicine*, 94, 91-97. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.06.02>
- Mattei, G., Pistoressi, B., & De Vogli, R. (2019). Impact of the economic crises on suicide in Italy: the moderating role of active labor market programs. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 54, 201-208. <https://doi.org/10.1007/s00127-018-1625-8>

Merlo, J., Chaix, B., Yang, M., Lynch, J., & Rastam, L. (2005). A brief conceptual tutorial on multilevel analysis in social epidemiology: interpreting neighbourhood differences and the effect of neighbourhood characteristics on individual health. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59(12), 1022-1029. <https://doi.org/10.1136/jech.2004.028035>

Merlo, J., Ohlsson, H., Lynch, K. F., Chaix, B., & Subramanian, S. V. (2009). Individual and collective bodies: using measures of variance and association in contextual epidemiology. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 63(12), 1043-1048. <https://doi.org/10.1136/jech.2009.088310>

Moore, R. (2012). Definitions of fuel poverty: Implications for policy. *Energy Policy*, 49, 19-26. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.01.057>.

Moro-Egido, A. (2016). Modelización avanzada de regresión multinivel. Cursos Metodológicos para la Enseñanza e Investigación en Ciencias Sociales, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Granada.

Morrison, J., Pons-Vigués, M., Díez, E., Pasarin, M. I., Salas-Nicás, S., & Borrell, C. (2015). Perceptions and beliefs of public policymakers in a Southern European city. *International Journal for Equity in Health*, 14, 1-10. <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0143-5>

Mossakowski, K. N. (2009). The influence of past unemployment duration on symptoms of depression among young women and men in the United States. *American Journal of Public Health*, 99(10), 1826-1832. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2008.152561>

Mustard, C. A., Bielecky, A., Etches, J., Wilkins, R., Tjepkema, M., Amick, B. C., ... Aronson, K. J. (2013). Mortality following unemployment in Canada, 1991–2001. *BMC Public Health*, 13, 441. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-441>

Nettleton, S., Burrows, R. (1998). Mortgage debt, insecure home ownership and health: an exploratory analysis. *Sociology of Health & Illness*, 20(5), 731-753. <https://doi.org/10.1111/1467-9566.00127>

Nettleton, S., Burrows, R. (2000). When a capital investment becomes an emotional loss: the health consequences of the experience of mortgage possession in England. *Housing Studies*, 15, 463-478. <http://dx.doi.org/10.1080/02673030050009285>.

Nixon, J., & Ulmann, P. (2006). The relationship between health care expenditure and health outcomes: evidence and caveats for a causal link. *The European Journal of Health Economics*, 7, 7-18. <https://doi.org/10.1007/s10198-005-0336-8>

Norström, F., Virtanen, P., Hammarström, A., Gustafsson, P. E., & Janlert, U. (2014). How does unemployment affect self-assessed health? A systematic review focusing on subgroup effects. *BMC Public Health*, 14(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-1310>

Okada, M., Hasegawa, T., Kato, R., & Shiroyama, T. (2020). Analysing regional unemployment rates, GDP per capita and financial support for regional suicide prevention programme on suicide mortality in Japan using governmental statistical data. *BMJ Open*, 10(8), e037537. <https://doi.org/10.1136/bmjopen>

Oliffe, J. L., & Han, C. S. (2014). Beyond workers' compensation: Men's mental health in and out of work. *American Journal of Men's Health*, 8(1), 45-53. <https://doi.org/10.1177/1557988313490786>

Oliva, J., Peña-Longobardo, L. M., López-Valcárcel, B. G., Pérez, P. B., & González, N. Z. (2019). Crisis económica y salud: lecciones aprendidas y recomendaciones para el futuro. *Cuadernos Económicos de ICE*, (96). <https://doi.org/10.32796/cice.2018.96.6749>

Oliva, J., López-Valcárcel, B. G., Pérez, P. B., Peña-Longobardo, L. M., Garrido, R. M. U., & González, N. Z. (2020). El impacto de la Gran Recesión en la salud mental en España. Informe SESPAS 2020. *Gaceta Sanitaria*, 34, 48-53. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2020.05.009>

Oliveras, L., Peralta, A., Palència, L., Gotsens, M., López, M.J., Artazcoz, L., Borrell, C., Dell'Olmo, M. (2021). Energy poverty and health: Trends in the European Union before and during the economic crisis, 2007–2016. *Health & Place*, 67, 102294. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2020.102294>

Paul, K. I., & Moser, K. (2009). Unemployment impairs mental health: Meta-analyses. *Journal of Vocational Behavior*, 74(3), 264–282. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.01.001>

Park, G.R., & Seo, B.K. (2020). BK. Revisiting the relationship among housing tenure, affordability and mental health: Do dwelling conditions matter?. *Health & Social Care in the Community*, 28(6), 2225-2232. <https://doi.org/10.1111/hsc.13035>

Park, G-R., Park, H., & Kim, J. (2022). Homeownership and Psychological Resources Among Older Adults: Do Gender and Mortgage Status Moderate Homeownership Effects? *Journal of Aging and Health*, 34(1), 88–99. <https://doi.org/10.1177/08982643211029174>

Pevalin, D. J., Taylor, M. P., & Todd, J. (2008). The dynamics of unhealthy housing in the UK: A panel data analysis. *Housing Studies*, 23(5), 679-695. <https://doi.org/10.1080/02673030802253848>

Pinillos-Franco, S., & García-Prieto, C. (2017). The gender gap in self-rated health and education in Spain. A multilevel analysis. *PLoS ONE*, 12(12), e0187823. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0187823>

Pledger, M., McDonald, J., Dunn, P., Cumming, J., & Saville-Smith, K. (2019). The health of older New Zealanders in relation to housing tenure: analysis of pooled data from three consecutive, annual New Zealand Health Surveys. *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 43(2), 182-189. <https://doi.org/10.1111/1753-6405.12875>

Pollack, C.E, von dem Knesebeck O., Siegrist J. (2004). Housing and health in Germany. *Journal of Epidemiology & Community Health*; 58, 216-222. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2003.012781>

Pollack, C.E., Griffin, B. A., & Lynch, J. (2010). Housing Affordability and Health Among Homeowners and Renters. *American Journal of Preventive Medicine*, 39(6), 515-521. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2010.08.002>

Puig-Barrachina, V., Malmusi, D., Artazcoz, L., Bartoll, X., Clotet, E., Cortès-Franch, I., ... & Borrell, C. (2020). How does a targeted active labour market program impact on the well-being of the unemployed? A concept mapping study on Barcelona “Employment in the Neighbourhoods”. *BMC Public Health*, 20, 1-16. <https://doi.org/10.1186/s12889-020-8441-2>

Puime, Á. O., & Zunzunegui, M. V. (2011). Determinantes sociales de la salud y su influencia en la atención sanitaria. *AM Zurro & GJ Solá (coords.) Atención familiar y salud comunitaria: conceptos y materiales para docentes y estudiantes*, 87-99.

Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2012). Multilevel and longitudinal modeling using Stata (3rd ed). College Station. *Tex: Stata Press Publication*.

Rauh, V. A., Landrigan, P. J., & Claudio, L. (2008). Housing and health: intersection of poverty and environmental exposures. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1136(1), 276-288. <https://doi.org/10.1196/annals.1425.032>

Ray, D., & Linden, M. (2020). Health expenditure, longevity, and child mortality: dynamic panel data approach with global data. *International Journal of Health Economics and Management*, 20, 99-119. <https://doi.org/10.1007/s10754-019-09272-z>

Recalde, M., Peralta, A., Oliveras, L., Tirado-Herrero, S., Borrell, C., Palència, L., ... & Marí-Dell’Olmo, M. (2019). Structural energy poverty vulnerability and excess winter mortality in the European Union: Exploring the association between structural determinants and health. *Energy Policy*, 133, 110869. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.07.005>

Reeves, A., McKee, M., Gunnell, D., Chang, S. S., Basu, S., Barr, B., & Stuckler, D. (2015). Economic shocks, resilience, and male suicides in the Great Recession: cross-national analysis of 20 EU countries. *The European Journal of Public Health*, 25(3), 404-409. <https://doi.org/10.1093/eurpub/>

Robertson, S., Gough, B., & Robinson, M. (2018). Masculinities and health inequalities within neoliberal economies. *Masculinity, labour, and neoliberalism: Working-class men in international perspective*, 311-334. https://doi.org/10.1007/978-3-319-63172-1_14

- Roelfs, D. J., Shor, E., Davidson, K. W., & Schwartz, J. E. (2011). Losing life and livelihood: a systematic review and meta-analysis of unemployment and all-cause mortality. *Social Science & Medicine* (1982), 72(6), 840-854. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.01.005>
- Rohe, W. M., & Stewart, L. S. (1996). Homeownership and neighborhood stability. *Housing Policy Debate*, 7(1), 37-81.
- Rolfe, S., Garnham, L., Godwin, J., Anderson, I., Seaman, P., Donaldson, C. (2020). Housing as a social determinant of health and wellbeing: developing an empirically-informed realist theoretical framework. *BMC Public Health*, 20(1), 1138. <https://doi.org/10.1186/s12889-020-09224-0>
- Ronchetti, J., & Terriau, A. (2019). Impact of unemployment on self-perceived health: Evidence from French panel data. *The European Journal of Health Economics*, 20(6), 879-889. <https://doi.org/10.1007/s10198-019-01050-5>
- Ross, C. E., & Mirowsky, J. (2006). Sex differences in the effect of education on depression: resource multiplication or resource substitution?. *Social Science & Medicine*, 63(5), 1400-1413. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.03.013>
- Ross, C. E., & Mirowsky, J. (2010). Gender and the health benefits of education. *The Sociological Quarterly*, 51(1), 1-19. <https://doi.org/10.1111/j.1533-8525.2009.01164.x>
- Ross, C. E., Masters, R. K., & Hummer, R. A. (2012). Education and the gender gaps in health and mortality. *Demography*, 49(4), 1157-1183. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0130-z>
- Rueda, S. (2012). Health inequalities among older adults in Spain: the importance of gender, the socioeconomic development of the region of residence, and social support. *Women's Health Issues*, 22(5), e483-e490. <https://doi.org/10.1016/j.whi.2012.07.001>
- Ruhm, C. J. (2007). A healthy economy can break your heart. *Demography*, 44(4), 829-848. <https://doi.org/10.1007/BF03208384>

Sánchez-Martínez, M.T.; Sánchez-Campillo, J. & Moreno-Herrero, D. (2016). Mortgage debt and household vulnerability evidence from Spain before and during the global financial crisis. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 9(3), 400-420. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-07-2015-0038>

Scott-Samuel, A. J., Crawshaw, P., & Oakley, A. (2015). “Men behaving badly”: patriarchy, public policy and health inequalities. *International Journal of Men’s Health*, 14(3), 250-258.

Sen, A. (1997). Human capital and human capability. *World development*, 25(12), 1959-1961.

Sen, A. (1999). Development as freedom. *Oxford: Oxford University Press*.

Sen, G., & Östlin, P. (2008). Gender inequity in health: why it exists and how we can change it. *Global Public Health*, 3(1), 1–12. <https://doi.org/10.1080/17441690801900795>

Seng, J. J. B., Kwan, Y. H., Goh, H., Thumboo, J., & Low, L. L. (2018). Public rental housing and its association with mortality—a retrospective, cohort study. *BMC Public Health*, 18, 1-8. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5583-6>

Shahidi, V. F., Siddiqi, A., & Muntaner, C. (2016). Does social policy moderate the impact of unemployment on health? A multilevel analysis of 23 welfare states. *The European Journal of Public Health*, 26(6), 1017–1022. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw050>

Solar, O., & Irwin, A. (2010). A conceptual framework for action on the social determinants of health. *WHO Document Production Services*.

Solé-Auró, A., & Alcañiz, M. (2016). Educational attainment, gender and health inequalities among older adults in Catalonia (Spain). *International Journal for Equity in Health*, 15(1), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0414-9>

Solé-Auró, A., Zueras, P., Lozano, M., & Rentería, E. (2022). Gender gap in unhealthy life expectancy: the role of education among adults aged 45+. *International Journal of Public Health*, 67, 1604946. <https://doi.org/10.3389/ijph.2022.1604946>

Song, I., & Lee, H. J. (2022). Predictors of subjective well-being in Korean men and women: Analysis of nationwide panel survey data. *PLoS ONE*, 17(2), e0263170. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0263170>

StataCorp, L. P. (2017). Stata User's Guide. *Stata Press Publication*.

Struik, L. L., Abramowicz, A., Riley, B., Oliffe, J. L., Bottorff, J. L., & Stockton, L. D. (2019). Evaluating a tool to support the integration of gender in programs to promote men's health. *American Journal of Men's Health*, 13(6), 1557988319883775. <https://doi.org/10.1177/1557988319883775>

Stuckler, D., Basu, S., Suhrcke, M., Coutts, A., & McKee, M. (2009). The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *The Lancet*, 374(9686), 315-323. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(09\)61124-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(09)61124-7)

Stuckler, D., Reeves, A., Loopstra, R., Karanikolos, M., & McKee, M. (2017). Austerity and health: the impact in the UK and Europe. *The European Journal of Public Health*, 27(suppl_4), 18-21. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx167>

Suglia, S. F., Duarte, C. S., & Sandel, M. T. (2011). Housing quality, housing instability, and maternal mental health. *Journal of Urban Health*, 88, 1105-1116. <https://doi.org/10.1007/s11524-011-9587-0>

Suhrcke, M., & Stuckler, D. (2012). Will the recession be bad for our health? It depends. *Social Science & Medicine* (1982), 74(5), 647-653. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.12.011>

Thomson, H., Snell, C. (2013). Quantifying the prevalence of fuel poverty across the European Union. *Energy Policy* 52, 563–572. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.10.009>

Thomson, H., & Thomas, S. (2015). Developing empirically supported theories of change for housing investment and health. *Social Science & Medicine*, 124, 205-214. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.11.043>

Thomson, H., Snell, C., & Bouzarovski, S. (2017a). Health, Well-Being and Energy Poverty in Europe: A Comparative Study of 32 European Countries. I *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(6), 584. <https://doi.org/10.3390/ijerph14060584>

Thomson, H., Bouzarovski, S., & Snell, C. (2017b). Rethinking the measurement of energy poverty in Europe: A critical analysis of indicators and data. *Indoor and Built Environment*, 26(7), 879-901. <https://doi.org/10.1177/1420326X17699260>

Tøge, A. G., & Blekesaune, M. (2015). Unemployment transitions and self-rated health in Europe: A longitudinal analysis of EU-SILC from 2008 to 2011. *Social Science & Medicine*, 143, 171-178. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.08.040>

Tomioka, K., Kurumatani, N., & Saeki, K. (2019). Association between housing tenure and self-rated health in Japan: Findings from a nationwide cross-sectional survey. *PLoS ONE*, 14(11), e0224821. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0224821>

Urbanos-Garrido, R. M., & Gonzalez, B. (2013). Desempleo y salud: Un análisis de la repercusión de la crisis económica sobre la salud de los españoles. *Estudios de Economía Aplicada*, 31(2).

Urbanos-Garrido, R. M., & González, B. (2015). The influence of the economic crisis on the association between unemployment and health: an empirical analysis for Spain. *The European Journal of Health Economics*, 16(2), 175–184. <https://doi.org/10.1007/s10198-014-0563-y>

Van der Meer, P. H. (2014). Gender, unemployment and subjective well-being: Why being unemployed is worse for men than for women. *Social Indicators Research*, 115(1), 23-44. <https://doi.org/10.1007/s11205-012-0207-5>

Vásquez-Vera, H., Rodríguez-Sanz, M., Palència, L., & Borrell, C. (2016). Foreclosure and health in southern Europe: results from the platform for people affected by mortgages. *Journal of Urban Health*, 93(2), 312-330. <https://doi.org/10.1007/s11524-016-0030-4>

Viljoen, C., Lowies, B., Lushington, K., & McGreal, S. (2020). Female perspectives on housing quality and household characteristics, perceptions and challenges: Evidence from Australia. *Habitat International*, 105, 102276. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2020.102276>

Waddams Price, C., Brazier, K., Wang, W. (2012). Objective and subjective measures of fuel poverty. *Energy Policy* 49, 33-39. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.11.095>

Walton, E. (2018). The meaning of community in diverse neighborhoods: Stratification of influence and mental health. *Health & Place*, 50, 6-15. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2018.01.001>

Wärnberg, J., Pérez-Farinós, N., Ajejas-Bazán, M. J., Pérez-López, J., Benavente-Marín, J. C., Crespo-Oliva, E., ... & Barón-López, F. J. (2021). Lack of social support and its role on self-perceived health in a representative sample of Spanish adults. Another aspect of gender inequality. *Journal of Clinical Medicine*, 10(7), 1502. <https://doi.org/10.3390/jcm10071502>

WHO Commission on Social Determinants of Health, & World Health Organization. (2008). Closing the Gap in a Generation: Health Equity Through Action on the Social Determinants of Health : Commission on Social Determinants of Health Final Report. World Health Organization.

WHO. (2010). Gender, women and primary health care renewal: a discussion paper. World Health Organization. https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/44430/9789241564038_eng.pdf?sequence=1

WHO. (2011). Environmental burden of disease associated with inadequate housing. Methods for quantifying health impacts of selected housing risks in the WHO European Region. http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0003/142077/e95004.pdf

WHO. (2018). Global Health Estimates 2016: Life expectancy, 2000–2016. http://www.who.int/gho/mortality_burden_disease/life_tables/en/

Wiles, J. 2002. Healthcare reform in New Zealand: the diversity of gender experience. *Health & Place*, 8(2), 119-128. [https://doi.org/10.1016/S1353-8292\(01\)00039-9](https://doi.org/10.1016/S1353-8292(01)00039-9)

Willett, J. B. (1988). Questions and Answers in the Measurement of Change. *Review of Research in Education*, 15(1), 345-422. <https://doi.org/10.3102/0091732X015001345>

Windle, G. S., Burholt, V., & Edwards, R. T. (2006). Housing related difficulties, housing tenure and variations in health status: evidence from older people in Wales. *Health & Place*, 12(3), 267-278. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2004.08.010>

World Bank. (2011). The Decline of the Breadwinner: Men in the 21st Century. World Development Report 2012: Gender Equality and Development. https://doi.org/10.1596/9780821388105_spread2

Zunzunegui, M. V., García de Yébenes, M. J., Forster, M., Aguilar Conesa, M. D., Rodríguez Laso, A., & Otero, Á. (2004). Aplicaciones de los modelos multinivel al análisis de medidas repetidas en estudios longitudinales. *Revista española de salud pública*, 78(2), 177–188.

ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017

```

var(Residual) | .3153268 .1417394 .130661 .7609848
-----
. estat icc
Residual intraclass correlation
-----
Level | ICC Std. Err. [95% Conf. Interval]
-----+-----
region | .0106396 .009203 .0019343 .0563108
idpersona|region | .0106396 .009203 .0019343 .0563108
-----

. melogit mala_salud edad estudios_primaria estudios_superiores si_cronica desempleado
estudiante ama_amo_casa jubilados resto_inactivos mujer carenc_mat_sev vrlowjob vreu2020
ln_deflact_rentaequiv gastosanpc [pweight = peso_personal], || region:,
covariance(unstructured) || idpersona:, covariance(unstructured) or

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -704.26067
Iteration 1: log likelihood = -649.19875
Iteration 2: log likelihood = -648.54386
Iteration 3: log likelihood = -648.54209
Iteration 4: log likelihood = -648.54209

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -742.84393

Fitting full model:

Mixed-effects logistic regression Number of obs = 40,114
-----
Group Variable | No. of Observations per Group
Groups Minimum Average Maximum
-----+-----
region | 17 1,135 2,359.6 5,231
idpersona | 16,442 1 2.4 4
-----

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 7

Wald chi2(15) = 55630.20
Log pseudolikelihood = -648.54204 Prob > chi2 = 0.0000
(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)
-----
mala_salud | Odds Ratio Robust Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
edad | 1.048423 .0033167 14.95 0.000 1.041943 1.054944
estudios_primaria | 1.228156 .0747057 3.38 0.001 1.090127 1.383662
estudios_superiores | .6674051 .0375151 -7.19 0.000 .5977825 .7451366
si_cronica | 19.20624 2.026117 28.01 0.000 15.61877 23.61771
desempleado | 1.232539 .0776049 3.32 0.001 1.089446 1.394425
estudiante | .8606374 .1414333 -0.91 0.361 .6236451 1.187689
ama_amo_casa | 1.078576 .0631153 1.29 0.196 .961703 1.209653
jubilados | 1.539874 .3793296 1.75 0.080 .9501709 2.495563
resto_inactivos | 4.100044 .4920493 11.76 0.000 3.240672 5.187305
mujer | 1.187143 .0631963 3.22 0.001 1.069524 1.317698
carenc_mat_sev | 1.856222 .1766923 6.50 0.000 1.540298 2.236945
vrlowjob | 1.006856 .1151318 0.06 0.952 .8047006 1.259797
vreu2020 | 1.436373 .1053497 4.94 0.000 1.244046 1.658433
ln_deflact_rentaequiv | .9122834 .0369246 -2.27 0.023 .8427086 .9876024
gastosanpc | 1.000512 .0004379 1.17 0.242 .9996543 1.001371
_cons | .00671 .006016 -5.58 0.000 .0011576 .0388943
-----
region |

```

ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017

	var(_cons)	.0002474	.0217713	3.13e-79	1.95e+71
-----+-----					
region>idpersona					
	var(_cons)	8.34e-38	6.21e-37	3.90e-44	1.79e-31

Note: Estimates are transformed only in the first equation.

Note: `_cons` estimates baseline odds (conditional on zero random effects).

```
. estat icc
```

Residual intraclass correlation

	Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
	region	.0000752	.0066167	9.52e-80
idpersona	region	.0000752	.0066167	9.52e-80

Modelos mujeres

```
. mixed salud edad estudios_primaria estudios_superiores si_cronica desempleado
estudiante ama_amo_casa jubilados resto_inactivos carenc_mat_sev vrlowjob vreu2020
ln_deflact_rentaequiv gastosanpc [pweight = peso_personal], || region:,
covariance(unstructured) || idpersona:, covariance(unstructured)
```

Note: single-variable random-effects specification in region equation; covariance structure set to identity

Note: single-variable random-effects specification in idpersona equation; covariance structure set to identity

Obtaining starting values by EM:

Performing gradient-based optimization:

```
Iteration 0: log pseudolikelihood = -1215.2587
Iteration 1: log pseudolikelihood = -1033.7874
Iteration 2: log pseudolikelihood = -1028.6769
Iteration 3: log pseudolikelihood = -1028.6764
Iteration 4: log pseudolikelihood = -1028.6764
```

Computing standard errors:

Mixed-effects regression Number of obs = 20,394

Group Variable	No. of Groups	Observations per Group		
		Minimum	Average	Maximum
region	17	569	1,199.6	2,693
idpersona	8,331	1	2.4	4

Log pseudolikelihood = -1028.6764	Wald chi2(14)	=	32936.11
	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)

salud	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Intervall	
edad	.011675	.0007615	15.33	0.000	.0101825	.0131675
estudios_primaria	.0705474	.0134369	5.25	0.000	.0442116	.0968832
estudios_superiores	-.076809	.0120086	-6.40	0.000	-.1003453	-.0532727
si_cronica	.7662303	.0142772	53.67	0.000	.7382474	.7942131
desempleado	.0131905	.0263857	0.50	0.617	-.0385245	.0649054
estudiante	-.0619632	.0191769	-3.23	0.001	-.0995492	-.0243772
ama_amo_casa	.0010353	.012566	0.08	0.934	-.0235936	.0256642
jubilados	.1153039	.0968011	1.19	0.234	-.0744226	.3050305
resto_inactivos	.4278482	.0451312	9.48	0.000	.3393926	.5163038
carenc_mat_sev	.1292047	.0247435	5.22	0.000	.0807084	.177701
vrlowjob	.0534681	.0252136	2.12	0.034	.0040504	.1028858
vreu2020	.0463185	.023818	1.94	0.052	-.0003639	.0930003

ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017

```
ln_deflact_rentaequiv | -.0283882 .0103112 -2.75 0.006 -.0485977 -.0081786
      gastosanpc | .0000605 .0000725 0.83 0.404 -.0000816 .0002025
      _cons | 1.527394 .1226865 12.45 0.000 1.286933 1.767855
```

```
-----+-----
      Random-effects Parameters      |   Estimate    Robust Std. Err.      [95% Conf. Interval]
-----+-----
region: Identity                      |
      var(_cons) |   .0020585    .0026976    .0001578    .0268544
-----+-----
idpersona: Identity                  |
      var(_cons) |   5.90e-25    9.74e-23    1.5e-165    2.3e+116
-----+-----
      var(Residual) |   .3200943    .1456252    .1312285    .7807781
-----+-----
```

. estat icc

Residual intraclass correlation

```
-----+-----
      Level |   ICC    Std. Err.      [95% Conf. Interval]
-----+-----
      region |   .0063899    .0101598    .0002793    .1289512
idpersona|region |   .0063899    .0101598    .0002793    .1289512
-----+-----
```

```
. melogit mala_salud edad estudios_primaria estudios_superiores si_cronica desempleado
estudiante ama_amo_casa jubilados resto_inactivos carenc_mat_sev vrlowjob vreu2020
ln_deflact_rentaequiv gastosanpc [pweight = peso_personal], || region:,
covariance(unstructured) || idpersona:, covariance(unstructured) or
```

Mixed-effects logistic regression Number of obs = 20,394

```
-----+-----
      Group Variable |   No. of   Observations per Group
                   |   Groups   Minimum   Average   Maximum
-----+-----
      region |           17           569    1,199.6    2,693
idpersona |           8,331           1         2.4         4
-----+-----
```

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 7

```
Wald chi2(14)       =       20246.70
Prob > chi2       =       0.0000
Log pseudolikelihood = -337.11304
(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)
```

```
-----+-----
      mala_salud |   Odds Ratio   Robust Std. Err.      z    P>|z|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
      edad |   1.046945    .0056239     8.54   0.000     1.03598     1.058025
      estudios_primaria |   1.313856    .102095     3.51   0.000     1.128247     1.530001
      estudios_superiores |   .7025661    .0454036    -5.46   0.000     .6189819     .797437
      si_cronica |   19.89579    2.349109    25.33   0.000    15.78553    25.07628
      desempleado |   1.102828    .1046132     1.03   0.302     .9157216     1.328164
      estudiante |   .7735183    .1366789    -1.45   0.146     .5470982     1.093644
      ama_amo_casa |   1.027803    .073244     0.38   0.700     .8938218     1.181867
      jubilados |   1.145214    .4551276     0.34   0.733     .5255388     2.495564
      resto_inactivos |   3.223859    .4604337     8.20   0.000     2.436727     4.265257
      carenc_mat_sev |   1.851835    .1786818     6.39   0.000     1.532748     2.23735
      vrlowjob |   1.050351    .1550303     0.33   0.739     .7864989     1.402718
      vreu2020 |   1.407473    .1462211     3.29   0.001     1.148178     1.725324
ln_deflact_rentaequiv |   .9208732    .0431089    -1.76   0.078     .8401415     1.009363
      gastosanpc |   1.000532    .0003712     1.43   0.152     .9998042     1.001259
      _cons |   .007617    .0059921    -6.20   0.000     .0016299     .035596
-----+-----
```

```
region
      var(_cons) |   9.71e-38    8.08e-37                                7.92e-45    1.19e-30
-----+-----
```

region>idpersona |

ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017

var(_cons)	7.28e-40	8.83e-40	6.77e-41	7.84e-39
------------	----------	----------	----------	----------

Note: Estimates are transformed only in the first equation.
Note: _cons estimates baseline odds (conditional on zero random effects).

```
. estat icc
```

Residual intraclass correlation

	Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
	region	2.95e-38	2.46e-37	2.41e-45	3.61e-31
idpersona	region	2.97e-38	2.46e-37	2.75e-45	3.22e-31

Modelos hombres

```
. mixed salud edad estudios_primaria estudios_superiores si_cronica desempleado
estudiante ama_amo_casa jubilados resto_inactivos carenc_mat_sev vrlowjob vreu2020
ln_deflact_rentaequiv gastosanpc [pweight = peso_personal], || region:,
covariance(unstructured) || idpersona:, covariance(unstructured)
```

Note: single-variable random-effects specification in region equation; covariance structure set to identity

Note: single-variable random-effects specification in idpersona equation; covariance structure set to identity

Obtaining starting values by EM:

Performing gradient-based optimization:

```
Iteration 0: log pseudolikelihood = -1202.6945
Iteration 1: log pseudolikelihood = -1020.8501
Iteration 2: log pseudolikelihood = -1020.6423
Iteration 3: log pseudolikelihood = -1020.6423
```

Computing standard errors:

Mixed-effects regression Number of obs = 19,720

Group Variable	No. of Groups	Observations per Group		
		Minimum	Average	Maximum
region	17	520	1,160.0	2,538
idpersona	8,111	1	2.4	4

Log pseudolikelihood = -1020.6423	Wald chi2(14)	=	19135.97
	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)

		Robust				
	salud	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	edad	.012626	.0007229	17.47	0.000	.0112091 .0140429
	estudios_primaria	.0283693	.0167191	1.70	0.090	-.0043995 .0611382
	estudios_superiores	-.0976987	.0189359	-5.16	0.000	-.1348124 -.060585
	si_cronica	.7015995	.0217673	32.23	0.000	.6589363 .7442627
	desempleado	.0693263	.0164865	4.21	0.000	.0370134 .1016392
	estudiante	-.0336133	.0138568	-2.43	0.015	-.0607722 -.0064544
	ama_amo_casa	.0448978	.1574855	0.29	0.776	-.2637681 .3535637
	jubilados	.1642115	.061664	2.66	0.008	.0433524 .2850707
	resto_inactivos	.5626553	.0369997	15.21	0.000	.4901372 .6351734
	carenc_mat_sev	.1582212	.0290898	5.44	0.000	.1012063 .2152362
	vrLOWjob	.0359458	.0145877	2.46	0.014	.0073545 .0645371
	vreu2020	.0579725	.0158358	3.66	0.000	.0269348 .0890102
ln_deflact	rentaequiv	-.0074793	.0149717	-0.50	0.617	-.0368232 .0218647
	gastosanpc	.0001067	.0000848	1.26	0.208	-.0000596 .000273
	_cons	1.189074	.2199648	5.41	0.000	.7579506 1.620197

ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017

Random-effects Parameters	Estimate	Robust Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
region: Identity				
var(_cons)	.0016811	.0018124	.0002032	.0139079
idpersona: Identity				
var(_cons)	4.69e-23	5.45e-21	5.5e-122	3.98e+76
var(Residual)	.3127676	.1378477	.1318461	.7419527

. estat icc

Residual intraclass correlation

Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
region	.0053462	.0074666	.0003428	.0777042
idpersona region	.0053462	.0074666	.0003428	.0777042

. melogit mala_salud edad estudios_primaria estudios_superiores si_cronica desempleado
estudiante ama_amo_casa jubilados resto_inactivos carenc_mat_sev vrlowjob vreu2020
ln_deflact_rentaequiv gastosanpc [pweight = peso_personal], || region:,
covariance(unstructured) || idpersona:, covariance(unstructured) or

Mixed-effects logistic regression Number of obs = 19,720

Group Variable	No. of Groups	Observations per Group		
		Minimum	Average	Maximum
region	17	520	1,160.0	2,538
idpersona	8,111	1	2.4	4

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 7

Log pseudolikelihood = -310.83268 Wald chi2(14) = 29349.24
Prob > chi2 = 0.0000
(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)

mala_salud	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
edad	1.050211	.0023912	21.52	0.000	1.045535	1.054908
estudios_primaria	1.13133	.1024608	1.36	0.173	.9473248	1.351076
estudios_superiores	.6205093	.0466717	-6.34	0.000	.5354575	.7190706
si_cronica	18.44469	1.897929	28.33	0.000	15.07592	22.56621
desempleado	1.401158	.1299202	3.64	0.000	1.168317	1.680403
estudiante	.9713588	.239259	-0.12	0.906	.5994004	1.574136
ama_amo_casa	1.908641	2.55902	0.48	0.630	.1378706	26.42268
jubilados	1.793002	.5315378	1.97	0.049	1.002861	3.205683
resto_inactivos	5.135766	.6431443	13.07	0.000	4.018005	6.564473
carenc_mat_sev	1.842046	.2887458	3.90	0.000	1.354791	2.504544
vrlowjob	.9429331	.0997384	-0.56	0.579	.7663821	1.160156
vreu2020	1.444218	.1192992	4.45	0.000	1.228343	1.698033
ln_deflact_rentaequiv	.8955373	.0536796	-1.84	0.066	.7962723	1.007177
gastosanpc	1.000474	.0004524	1.05	0.294	.999588	1.001361
_cons	.0078746	.0083372	-4.58	0.000	.0009886	.0627241
region						
var(_cons)	1.46e-40	3.92e-39			2.26e-63	9.45e-18
region>idpersona						
var(_cons)	8.24e-36	1.58e-35			1.91e-37	3.55e-34

Note: Estimates are transformed only in the first equation.

Note: _cons estimates baseline odds (conditional on zero random effects).

ANEXO 1. Salidas STATA modelos base española 2014-2017

```
. estat icc
```

Residual intraclass correlation

	Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----					
	region	4.44e-41	1.19e-39	6.87e-64	2.87e-18
idpersona	region	2.51e-36	4.81e-36	5.81e-38	1.08e-34

ANEXO 2. Salidas STATA modelos base europea 2011-2014

```

-----+-----
      idpais |          24      5,485      18,127.6      48,002
      idpersona |       175365          1          2.5          4
-----+-----

Integration method: mvaghermite           Integration pts. =          7

                                Wald chi2(17) =      48219.92
Log pseudolikelihood = -8114.2826         Prob > chi2 =      0.0000
                                (Std. Err. adjusted for 24 clusters in idpais)
-----+-----
      mala_salud | Odds Ratio   Robust Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      mujer |          1 (omitted)
      edad |    1.039898    .0061135      6.65   0.000    1.027984    1.051949
  estudios_primaria |    1.525345    .1443674      4.46   0.000    1.267084    1.836246
  estudios_superiores |    .721943    .0451764     -5.21   0.000    .6386133    .816146
      desempleado |    1.170624    .0648745      2.84   0.004    1.050135    1.304938
      estudiante |    .6744623    .0565127     -4.70   0.000    .5723163    .7948392
  laboreshogar |    1.180134    .0870062      2.25   0.025    1.021353    1.363599
      jubilados |    1.243464    .1808788      1.50   0.134    .9350061    1.653683
  resto_inactivos |    1.469368    .0889468      6.36   0.000    1.30498    1.654464
  pobreza_energetica |    1.517361    .0517016     12.24   0.000    1.419337    1.622154
      si_cronica |    10.86328    1.612646     16.07   0.000    8.120833   14.53186
      dquintile1 |    1.191287    .0757821      2.75   0.006    1.051643    1.349474
      dquintile2 |    1.090705    .016559      5.72   0.000    1.058729    1.123648
      dquintile4 |    .8906664    .0156088     -6.61   0.000    .8605932    .9217905
      dquintile5 |    .7066129    .0257245     -9.54   0.000    .6579506    .7588742
      nopropietario |    1.296608    .0727109      4.63   0.000    1.16165    1.447245
  gastosocial_PIB |    .9731871    .0082105     -3.22   0.001    .9572271    .9894131
  gastosanitario_PIB |    .8991606    .0522566     -1.83   0.067    .8023574    1.007643
      _cons |    .069215    .0336841     -5.49   0.000    .0266658    .1796576
-----+-----
idpais      |
      var(_cons) |    .3566321    .1209969          .183412    .6934469
-----+-----
idpais>idpersona |
      var(_cons) |    1.97e-21    5.58e-14          .          .
-----+-----

Note: Estimates are transformed only in the first equation.
Note: _cons estimates baseline odds (conditional on zero random effects)

```