

UNIVERSIDAD DE GRANADA
ESCUELA DE DOCTORADO DE HUMANIDADES, CIENCIAS SOCIALES Y JURÍDICAS
PROGRAMA DE DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES



TESIS DOCTORAL

**INFLUENCIA DE LAS CONDICIONES SOCIOECONÓMICAS Y
LABORALES EN LA SALUD PERCIBIDA DURANTE LA CRISIS
ECONÓMICA EN ESPAÑA (2007-2011)**

BEATRIZ FORNELL PUERTAS

2020

Editor: Universidad de Granada. Tesis Doctorales

Autor: Beatriz Fornell Puertas

ISBN: 978-84-1306-704-9

URI: <http://hdl.handle.net/10481/65308>

AGRADECIMIENTOS

Quiero dar las gracias de forma especial a mi director de tesis, Dr. José Jesús Martín Martín, por todo lo que me ha enseñado desde que fue mi profesor de Políticas de salud en el Máster Universitario en Dirección y Gestión Pública hasta el día de hoy, por su continuo aliento para seguir avanzando y profundizando con nuevas preguntas, por su disponibilidad permanente para resolver dudas y revisar borradores y por abrir mi campo de visión recomendándome autores clásicos y contemporáneos pero siempre de gran hondura humanista.

También agradezco de todo corazón la ayuda constante que he recibido de Dra. María del Puerto López del Amo y Dr. Manuel Correa Gómez a lo largo del desarrollo de esta tesis, sobre todo en lo referente al análisis de los resultados y su interpretación. De igual forma, doy las gracias a mis compañeras Vivian Benítez Hidalgo y Amanda Godoy Bermúdez por su inestimable colaboración con la construcción de las bases de datos y a Dr. Antonio María Guadix Escobar por sus consejos en el uso de hojas de cálculo y gestores de bibliografía.

Asimismo, debo expresar mi agradecimiento a las instituciones que han permitido que esta tesis pueda ver la luz: al Programa de Doctorado en Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Granada y al Departamento de Economía Aplicada por darme la oportunidad de desarrollar este trabajo de investigación en Economía de la Salud; a la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria por distinguir con el Premio SESPAS a la mejor Comunicación en Salud Pública, en las XXXVI Jornadas de Economía de la Salud (2016), una versión preliminar del artículo publicado en *Quality of Life Research* (2018) que acompaña a esta tesis; y a la Junta de Andalucía por la ayudas concedidas, en la modalidad de proyectos de investigación, a los proyectos “El impacto del desempleo y de la precariedad laboral en la salud. Un análisis regional” (PI-0682-2012), llevado a cabo en el periodo 2013-2015 en el que se inició el presente trabajo, e “Impacto regional y de género de las características del mercado laboral español en la salud” (PI-0457-2016), llevado a cabo en el periodo 2017-2019 y que permitió incorporar la perspectiva de género a la explotación de las bases de datos.

Finalmente, me gustaría dedicar esta tesis a mi madre, que me anima en todo lo que emprendo, y a mi padre, que me transmitió el amor por la lectura y me enseñó la importancia de relacionar conceptos. *Scire est unire.*

TABLA DE CONTENIDOS

Agradecimientos.....	5
Tabla de contenidos.....	9
Lista de tablas.....	15
Lista de figuras.....	19
Siglas y acrónimos.....	25
Resumen	29
Introducción	35
Capítulo 1. Antecedentes	41
1.1. Concepto, determinantes y medición de la salud	45
1.2. La salud en tiempos de crisis	56
1.3. Desempleo y salud	60
1.4. Precariedad laboral y salud.....	66
1.5. Desigualdad, pobreza y salud	72
1.6. Territorio y mapa de la desigualdad	84
1.7. Papel amortiguador de las políticas de gasto social	89
1.8. La salud como cuestión de género	94
1.9. Desigualdades de género en el mercado laboral.....	99
Capítulo 2. Objetivos e hipótesis	103
2.1. Objetivos de la investigación	105
2.1.1. Objetivos generales	105
2.1.2. Objetivos específicos	105

2.2. Hipótesis de trabajo	106
Capítulo 3. Metodología	107
3.1. Bases de datos.....	110
3.1.1. Bases de datos individuales	110
3.1.2. Bases de datos regionales.....	112
3.2. Análisis de datos.....	116
3.2.1. Modelos multinivel	117
3.2.2. Modelos logit multinivel longitudinales	119
3.2.3. Regresión logística multinivel	120
3.2.4. Regresión logística multinivel longitudinal	121
3.3. Definición de variables.....	125
3.4. Software	130
Capítulo 4. Resultados	131
4.1. Resultados del análisis descriptivo.....	135
4.1.1. Resultados del análisis descriptivo de la base de datos global.....	135
4.1.2. Resultados del análisis descriptivo de las bases de datos de mujeres y de hombres.....	147
4.2. Resultados del análisis multinivel	161
4.2.1. Resultados del análisis multinivel de la base de datos global	161
4.2.2. Resultados del análisis multinivel de las bases de datos de mujeres y de hombres.....	164
Capítulo 5. Discusión	169
5.1. Relación entre salud percibida y cronología de la crisis	172

5.2. Relación entre variables individuales y salud percibida	174
5.2.1. Desempleo	174
5.2.2. Precariedad laboral.....	176
5.2.3. Carencia material severa	178
5.2.4. Renta del hogar	179
5.3. Relación entre variables regionales y salud percibida.....	181
5.3.1. Gasto en SPF per cápita	181
5.3.2. Gasto sanitario per cápita.....	182
5.3.3. Brecha salarial de género	182
5.3.4. Tasa de desempleo por género	183
5.4. Limitaciones y futuras líneas de investigación.....	184
Capítulo 6. Conclusiones	187
Bibliografía	193
Anexo 1. Intersección de los componentes de la tasa AROPE. España (2007-2011).....	237
Anexo 2. Distribución de la tasa AROPE por comunidades autónomas (2007-2011).....	243
Anexo 3. Salidas de Stata. Base global	249
Anexo 4. Salidas de Stata. Bases por género	257

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %.	84
Tabla 2. Tasa de riesgo de pobreza (con alquiler imputado) por comunidades autónomas, en %.	87
Tabla 3. Hogares con carencia material severa (4 ítems) por comunidades autónomas, en % de hogares.	88
Tabla 4. Resultados obtenidos de la base de datos global para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes categóricas consideradas, en %.	136
Tabla 5. Resultados obtenidos de la base de datos global para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes continuas consideradas.	137
Tabla 6. Distribución territorial del gasto en SPF per cápita por comunidades autónomas, en euros constantes de 2007.	142
Tabla 7. Tasa de variación interanual del gasto en SPF per cápita por comunidades autónomas, en %.	143
Tabla 8. Distribución territorial del gasto sanitario per cápita por comunidades autónomas, en euros constantes de 2007.	145
Tabla 9. Tasa de variación interanual del gasto sanitario per cápita por comunidades autónomas, en %.	146
Tabla 10. Resultados obtenidos de la base de datos de mujeres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes categóricas consideradas, en %.	148
Tabla 11. Resultados obtenidos de la base de datos de mujeres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes continuas consideradas.	149
Tabla 12. Resultados obtenidos de la base de datos de hombres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes categóricas consideradas, en %.	150

Tabla 13. Resultados obtenidos de la base de datos de hombres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes continuas consideradas. España (2007-2011).	151
Tabla 14. Diferencias de salarios brutos medios entre mujeres y hombres por comunidades autónomas, en % de los salarios brutos medios de los hombres. España (2007-2011).	155
Tabla 15. Brecha salarial de género según la definición de Eurostat por comunidades autónomas, en % de los salarios brutos medios por hora de los hombres. España (2007-2011).	157
Tabla 16. Tasa de desempleo por género por comunidades autónomas, en %. España (2007-2011).....	160
Tabla 17. Modelo logístico multinivel longitudinal. Resultados obtenidos de la base de datos global para la asociación entre la variable dependiente salud percibida y las variables independientes individuales y regionales consideradas. España (2007-2011).....	162
Tabla 18. Modelo logístico multinivel longitudinal. Resultados obtenidos de la base de datos de mujeres para la asociación entre la variable dependiente salud percibida y las variables independientes individuales y regionales consideradas. España (2007-2011).....	164
Tabla 19. Modelo logístico multinivel longitudinal. Resultados obtenidos de la base de datos de hombres para la asociación entre la variable dependiente salud percibida y las variables independientes individuales y regionales consideradas. España (2007-2011).....	165

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Esquema del capítulo de antecedentes.	44
Figura 2. Evolución de la definición de salud.	46
Figura 3. Comparativa entre el efecto relativo de los determinantes de la salud en % de reducción de la mortalidad y la proporción de gasto público dedicado a ellos en % de consumo de recursos en Estados Unidos (1974-1976), según Dever (1976).	49
Figura 4. Los principales determinantes de la salud, según Dahlgren y Whitehead (1991).	49
Figura 5. Marco conceptual de los determinantes sociales de la salud, propuesto por la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la OMS (2011) a partir de Solar e Irwin (2010).	52
Figura 6. Modelo conceptual de los determinantes sociales de la salud, propuesto por la Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España (2012) a partir de Solar e Irwin (2010) y de Navarro (2004).	53
Figura 7. Conceptualización de los efectos de las crisis económicas sobre la salud, según Dávila Quintana y González López-Valcárcel (2009).	58
Figura 8. Aspectos similares en diferentes conceptos de pobreza, según Spicker et al. (2009).	74
Figura 9. Evolución de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %, y línea de tendencia. España (2007-2011).	76
Figura 10. Evolución de los componentes de la tasa AROPE, en %. España (2007-2011).	77
Figura 11. Evolución de la población de 0 a 59 años que está viviendo en un hogar con muy baja intensidad laboral, en %. España (2007-2011).	81
Figura 12. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2007.	82
Figura 13. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2011.	82
Figura 14. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2007.	85

Figura 15. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2011.....	86
Figura 16. Composición de los Servicios Públicos Fundamentales (SPF).	90
Figura 17. Factores que influyen en la salud de las mujeres, según Arber (1997).....	95
Figura 18. Modelo conceptual sobre el género como determinante social de la salud, adaptado de Sen et al. (2007).....	97
Figura 19. Evolución de la población de 0 a 59 años que está viviendo en un hogar con baja intensidad laboral (BIL), en %. España (2007-2011).....	99
Figura 20. Variables de interés utilizadas.....	125
Figura 21. Bases de datos utilizadas y análisis realizados con Stata© para la consecución de los objetivos específicos planteados.	130
Figura 22. Hipótesis planteadas y principales resultados obtenidos.	134
Figura 23. Evolución de la renta equivalente disponible del hogar, media anual en euros constantes de 2007. España (2007-2011).	140
Figura 24. Evolución del gasto en SPF per cápita, media anual en euros constantes de 2007. España (2007-2011).....	141
Figura 25. Evolución del gasto sanitario per cápita, media anual en euros constantes de 2007. España (2007-2011).....	144
Figura 26. Tasa de desempleo por género a nivel nacional, en %. España (2007-2011).	159
Figura 27. Evolución de la renta equivalente disponible del hogar, media anual en euros. Comparativa con el Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples. España (2007-2011). ..	180
Figura 28. Resumen de las conclusiones relacionadas con los objetivos específicos planteados.	189
Figura 29. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2007.	239

Figura 30. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2008.....	239
Figura 31. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2009.....	240
Figura 32. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2010.....	240
Figura 33. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2011.....	241
Figura 34. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2007.	245
Figura 35. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2008.	245
Figura 36. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2009.	246
Figura 37. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2010.	246
Figura 38. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2011.	247

SIGLAS Y ACRÓNIMOS

AEAT: Agencia Estatal de Administración Tributaria

AROE: *At Risk Of Poverty or social Exclusion*, Riesgo de Pobreza y/o Exclusión Social

BIL: Baja Intensidad Laboral en el hogar

CH: Capital humano

CMS: Carencia Material Severa en el hogar

CPV: Coeficiente de Partición de la Varianza

EAPN: *European Anti Poverty Network*, Red Europea de Lucha contra la Pobreza y la Exclusión Social

EASP: Escuela Andaluza de Salud Pública

ECV: Encuesta de Condiciones de Vida

EECT: Encuesta Europea de Condiciones de Trabajo

EES: Encuesta de Estructura Salarial

EGSP: Estadísticas del Gasto Sanitario Público

ENSE: Encuesta Nacional de Salud de España

EPA: Encuesta de Población Activa

ESCA: Encuesta de Salud de Cataluña

ESS: *European Social Survey*, Encuesta Social Europea

EUROSTAT: Oficina Estadística de la Unión Europea

EU-SILC: *European Union Statistics on Income and Living Conditions*

ICC: Coeficiente de Correlación Intraclase

I+D: Investigación y desarrollo

INE: Instituto Nacional de Estadística

IRPF: Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas

IVIE: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas

JCR: *Journal Citation Report*

LFS: *Labour Force Survey*

OCDE: Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos

OMS: Organización Mundial de la Salud

OR: *odds ratio* o razón de ventajas

PIB: Producto Interior Bruto

SD: Desviación estándar

SES: *Structure of Earnings Survey*

SESPAS: Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria

SPF: Servicios Públicos Fundamentales (salud, educación y protección social)

SS: Seguridad Social

TRP: Tasa de Riesgo de Pobreza

UE: Unión Europea

RESUMEN

La presente tesis estudia la evolución de la salud percibida de la población en edad de trabajar, entre 16 y 65 años, en España a lo largo de los primeros años de la crisis económica (2007-2011) y su relación con diversos factores socioeconómicos y laborales generadores de desigualdades siguiendo el modelo teórico de los determinantes sociales de la salud, marco de referencia de la Organización Mundial de la Salud (en adelante, OMS). Numerosos trabajos previos que se citan en el capítulo 1 justifican la elección de la salud percibida como aproximación válida al estado de salud general, demostrada su correlación con diversas medidas de salud física y mental, la morbilidad y la mortalidad. Se resume el estado de la cuestión tras revisar los estudios sobre los efectos de las crisis económicas en la salud poniendo especial énfasis en investigar los relativos al desempleo, la precariedad laboral y la pobreza, como determinantes intermedios, en torno a dos ejes de desigualdad: el territorio, básico en un Estado descentralizado como el de las autonomías, y el género, determinante social en sí mismo y vinculado al territorio en la medida del alcance de la transversalidad de género en las políticas públicas regionales, todo ello de acuerdo con el modelo conceptual propuesto por la Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en España (2012) y a partir de la cercana Gran Recesión iniciada en el año 2008. Las derivaciones de la diversidad de políticas públicas de gasto social llevadas a cabo por las 17 comunidades autónomas se exploran analizando el gasto en Servicios Públicos Fundamentales (en adelante, SPF) per cápita regional y el gasto sanitario per cápita regional. La perspectiva de género se incorpora repitiendo todos los análisis en mujeres y hombres de forma separada e investigando los posibles efectos en la salud de las desigualdades de género en el mercado laboral a partir de la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional.

Los objetivos y las hipótesis se detallan en el capítulo 2. Como punto de partida, se espera que las condiciones socioeconómicas y laborales adversas, desempleo, precariedad laboral y pobreza, incrementen el riesgo relativo de presentar mala salud percibida y que el gasto público social regional, gasto en SPF y gasto sanitario, lo disminuya; igualmente, se espera encontrar diferencias de género en la relación entre la variable dependiente salud percibida y las distintas variables independientes individuales y regionales mencionadas así como en el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres relacionadas con las desigualdades de género en el mercado laboral regional, brecha salarial de género y tasa de desempleo por género.

El capítulo 3 expone detalladamente la metodología seguida. Tras la revisión sistemática de la literatura, se definen las variables de interés: desempleo, precariedad laboral, carencia material severa, renta equivalente disponible del hogar, gasto público en SPF per cápita regional, gasto público sanitario per cápita regional, brecha salarial de género regional y tasa de desempleo por género regional. A partir de las bases de datos longitudinales 2007-2010 y 2008-2011 de la Encuesta de Condiciones de Vida (en adelante, ECV) se construye una base de datos global, se obtienen los valores correspondientes a las variables individuales y regionales mencionadas, salvo los relativos a las desigualdades de género en el mercado laboral, y se tratan estadísticamente como datos jerárquicos mediante análisis multinivel. Mediante el paquete de software Stata®, versión 14, se especifican y estiman sucesivamente cinco modelos multinivel longitudinales logísticos: el modelo vacío, un modelo incluyendo solo las variables independientes individuales y el mismo modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control; en busca de resultados alternativos, se estima un modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control y con un retardo de un año en las variables independientes regionales, así como un modelo sin incluir la enfermedad crónica. Posteriormente, la base de datos global se divide en dos según el género, obteniendo una base de datos de mujeres y una base de datos de hombres que se analizan de forma separada. Mediante el paquete de software Stata®, versión 15, se especifican y estiman cinco modelos multinivel longitudinales logísticos: el modelo vacío, un modelo incluyendo solo las variables independientes individuales y el mismo modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control; para obtener resultados alternativos, se estima un modelo sin incluir la enfermedad crónica y un modelo tomando la variable dependiente salud percibida como variable continua.

El capítulo 4 ofrece los principales resultados obtenidos. El análisis de la base de datos global halla relación entre las variables independientes individuales, desempleo, precariedad laboral, renta, carencia material severa, así como entre la variable regional de gasto público en SPF per cápita con la salud percibida en el sentido esperado. El análisis de las bases de datos separadas por género, conforme a las hipótesis desarrolladas en el capítulo 2, muestran diferencias entre hombres y mujeres en la relación entre la salud percibida y las variables analizadas en la base de datos global, además de diferencias respecto a la variable brecha salarial de género regional, desfavorable para las mujeres, mientras que no se encuentra relación entre la salud percibida y la tasa de desempleo por género regional para ni para hombres ni para mujeres.

Estos resultados se discuten en el capítulo 5 comparándolos con los principales estudios hallados en la revisión de la literatura; asimismo, se reconocen las principales limitaciones de esta investigación. El capítulo 6 expone las conclusiones de esta tesis. Pese a lo mucho que queda por profundizar, el presente trabajo supone un avance relevante en la evidencia disponible en torno a la relación entre la salud percibida de la población en España y una serie de variables tanto individuales, socioeconómicas y laborales, como regionales, indicativas de las políticas de gasto público social y de la desigualdad de género en el mercado laboral, teniendo en cuenta dos ejes de desigualdad señalados en el marco de los determinantes sociales de la salud y tomados como brújula teórica, el género y el territorio. Este avance se debe a la utilización de datos longitudinales y modelos multinivel que excluyen la correlación espuria y ofrece evidencia empírica sólida del vínculo entre el mercado laboral y la salud percibida de acuerdo con el marco conceptual de los determinantes sociales de la salud.

INTRODUCCIÓN

La Constitución Española (1978) dedica el Capítulo Tercero del Título I, De los derechos y deberes fundamentales, a los principios rectores de la política social y económica en nuestro país, entre los que destacan la búsqueda de la equidad en la distribución de la renta regional y personal y el pleno empleo (art. 40); las prestaciones sociales, especialmente en caso de desempleo (art. 41) y el derecho a la protección de la salud (art. 43). Previamente, en su Capítulo Segundo sobre derechos y libertades, establece la igualdad ante la ley sin que pueda prevalecer discriminación alguna por razón de nacimiento, raza, sexo, religión, opinión o cualquier otra condición o circunstancia personal o social (art. 14).

El presente estudio investiga la asociación entre diversas condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral, pobreza, y la salud percibida de la población durante los primeros años de la crisis económica en España (2007-2011), asumiendo como punto de partida y fundamentación teórica el marco conceptual de los determinantes de la salud. Este señala una serie de ejes de desigualdad entre los que destacan el género y territorio, los cuales se abordan en una fase más avanzada del trabajo. Así, se profundiza en las diferencias relacionadas, por una parte, con el género tomando como referencia la salud percibida de las mujeres y, por otra, con el lugar de residencia, teniendo en cuenta una serie de características de las diferentes comunidades autónomas, tanto relacionadas con el gasto público social, considerando el gasto per cápita en SPF regional y el gasto sanitario per cápita regional, como con la desigualdad de género en el mercado laboral, medidas a partir de la brecha salarial de género regional y de la tasa de desempleo por género regional. Los primeros resultados obtenidos se difundieron mediante una comunicación oral presentada en las XXXVI Jornadas de Economía de la Salud (Murcia, 15-17 de junio de 2016) con el título “Análisis longitudinal del impacto de la precariedad laboral en la salud de la población española (2007-2011)”, que obtuvo el Premio Sespas a la mejor Comunicación en Salud Pública.

Se realizaron análisis más profundos que han sido condensados en un artículo publicado en la revista *Quality of Life Research*, situada en el cuartil 1 (Q1) en la categoría *Public, Environmental & Occupational Health* del *Journal Citation Reports* en su edición para Ciencias Sociales del año 2018. La referencia de este artículo es:

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>

Para los últimos análisis, se dividió la base de datos en dos diferenciando por género y se incorporaron las variables regionales. Se ha elaborado un artículo para la difusión de los nuevos resultados obtenidos, con el título “Un análisis multinivel regional de las diferencias de salud y género en el mercado laboral español (2007-2011)”, y está previsto enviarlo para su publicación a la revista *Social Science & Medicine*, situada en el cuartil 1 (Q1) en las siguientes categorías JCR en su edición para Ciencias Sociales (año 2018): *Public, Environmental & Occupational Health* y *Social Sciences, Biomedical*.

Desde el principio de este trabajo me he integrado en un equipo investigador que trabaja en temas de desigualdades en salud de forma ininterrumpida desde 2005 y que ha liderado diversos proyectos en esta línea financiados por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía; en concreto, "Influencia de las características socioeconómicas individuales, el área geográfica de residencia, y el capital social en la demanda y utilización sanitaria en España y Andalucía" (código PI 0210-2005; ejecución, 2006-2008), "Influencia del capital social y el lugar de residencia sobre el estado de salud percibida" (código PI 0008-2006; ejecución, 2007-2009), "Análisis multinivel de la influencia de las desigualdades socioeconómicas a nivel de comunidad autónoma de los españoles (2004-2008)" (código PI 0309-2009; ejecución, 2010-2012), "El impacto del desempleo y de la precariedad laboral en la salud. Un análisis regional" (código PI-0682-2012; ejecución, 2013-2015) e “Impacto regional y de género de las características del mercado laboral español en la salud” (código PI-0457-2016, ejecución 2017-2019).

La presente tesis se estructura en seis capítulos. El primero de ellos expone los antecedentes del tema de la tesis adoptando el marco teórico de los determinantes sociales de la salud, fundamental en Epidemiología y Salud Pública, y revisando la investigación previa realizada en torno a las crisis económicas y la salud. Se define y justifica el concepto de salud percibida y se exploran los avances que la relacionan con el desempleo, la precariedad laboral, la pobreza, las políticas de gasto social y las desigualdades de género en el mercado laboral, considerando el papel jugado por el territorio y por el género como ejes de desigualdad. El segundo capítulo formula los objetivos e hipótesis que guían la tesis. El tercer capítulo desarrolla la metodología empleada para alcanzar dichos objetivos. El cuarto capítulo resume los resultados obtenidos, los cuales se recogen más ampliamente en el Anexo 3 para la base global y en el Anexo 4 para las bases separadas por género. El quinto capítulo está dedicado a la discusión de los resultados, contrastándolos con los de trabajos previos mencionados como antecedentes. El

sexto capítulo recoge las conclusiones obtenidas. Por último, si bien antes de los anexos mencionados, se ofrecen todas las referencias bibliográficas consultadas.

CAPÍTULO 1. ANTECEDENTES

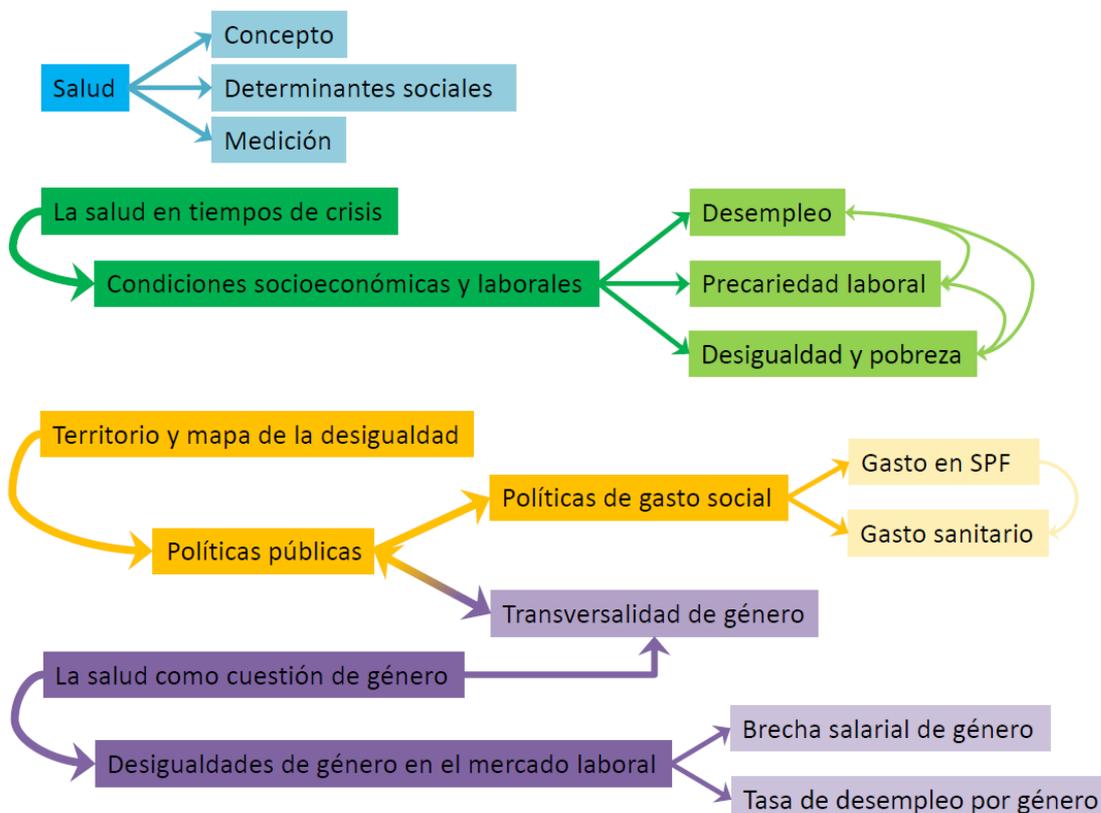
Este capítulo de antecedentes, esquematizado en la Figura 1, comienza con un recorrido histórico de la evolución del concepto de salud desde el siglo XX hasta la actualidad, teniendo como telón de fondo la interdependencia entre la economía y la salud. Se adopta el modelo de los determinantes sociales de la salud, el cual engloba un conjunto de factores políticos y socioeconómicos que, tanto a nivel macro y como a nivel micro, interactúan en la generación de desigualdades en salud. Este modelo, extendido en el campo de la epidemiología y la salud pública, desarrollado por diversos autores y marco de referencia de la OMS (Wilkinson & Marmot, 2003; Whitehead & Dahlgren, 2006; Solar & Irwin, 2010; Organización Mundial de la Salud, 2009, 2011), cuenta con una adaptación para nuestro país (Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España, 2012). Asimismo, es compatible con el modelo de demanda y producción de salud de Grossman, uno de los más utilizados en el área de la Economía de la Salud, que se centra en la elección, obligada por la restricción presupuestaria, entre diversos bienes que incluyen los factores de producción de salud y otros bienes de consumo, y aboga por la eficiencia para alcanzar mayores cotas de bienestar con igual presupuesto (Grossman, 1972, 2000; Wagstaff, 1986). De forma coherente con las definiciones de salud manejadas, se justifica la selección de la salud percibida como buena variable *proxy* del estado de salud general (Morcillo Cebolla et al., 2014), varias medidas de salud física y mental (Singh-Manoux et al., 2006), la morbilidad (Kaplan et al., 1996) y la mortalidad (Sargent-Cox et al., 2010).

Seguidamente, se revisan algunos estudios sobre los efectos de las crisis económicas en la salud y se toma el modelo conceptual de Dávila Quintana y González López-Valcárcel (2009), el más reciente que se ha elaborado en España incorporando la perspectiva de la Gran Recesión. La pregunta sobre las posibles repercusiones de esta crisis, causante de cambios drásticos en las condiciones socioeconómicas y laborales de la población, en la salud de la misma, está sobre la mesa. En consonancia, se expone el estado de la cuestión a través de las principales conclusiones de estudios previos que investigan, antes y durante la Gran Recesión, el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza, considerados determinantes intermedios generadores de desigualdades en salud por la Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España (2012) y que se toman como variables individuales de interés en esta tesis. Siguiendo el modelo propuesto por la misma Comisión, se tienen en cuenta dos ejes de desigualdades en salud: el territorio y el género.

El territorio juega un papel fundamental en un Estado descentralizado como el nuestro, por lo que este trabajo combina variables individuales y regionales tratando los valores obtenidos como datos jerárquicos mediante análisis multinivel. En este capítulo de antecedentes se exploran posibles desigualdades derivadas de la diversidad de políticas públicas relativas al gasto social llevadas a cabo por diferentes regiones. En capítulos posteriores de esta tesis, se analizan como variables regionales el gasto en SPF per cápita y el gasto sanitario per cápita de las 17 comunidades autónomas de nuestro país.

Los dos ejes mencionados, territorio y género, se hallan vinculados entre sí dado que las políticas públicas regionales pueden variar en su grado de desarrollo de la transversalidad de género. En cualquier caso, la importancia del género, que también actúa como determinante social de la salud (G. Sen et al., 2007), exige reconocer las investigaciones que muestran esa profunda interconexión entre la salud y el género, en concreto a través de las desigualdades de género en el mercado laboral, que esta tesis analiza más adelante a partir de otras dos variables regionales, la brecha salarial de género y la tasa de desempleo por género.

Figura 1. Esquema del capítulo de antecedentes.



Fuente: Elaboración propia.

1.1. Concepto, determinantes y medición de la salud

No resulta fácil conceptualizar la salud ni medirla. Tradicionalmente equiparada a la ausencia de enfermedad, comienza a plantearse como algo más complejo tras el final de la Segunda Guerra Mundial hace 75 años. Ante las consecuencias devastadoras del conflicto, se llega a un hito fundamental de nuestra historia contemporánea: el acuerdo y el compromiso a nivel internacional para la salvaguarda de determinados derechos que son considerados esenciales para la dignidad humana. La Declaración Universal de los Derechos Humanos, proclamada el 10 de diciembre de 1948, marca un antes y un después en el reconocimiento generalizado entre los distintos países de una serie de condiciones básicas que deben darse para una vida digna; entre otras, tener un empleo libremente elegido, en condiciones equitativas, con protección social y sindical (artículo 23), con derecho al descanso, a jornadas razonables y a vacaciones pagadas (artículo 24), un nivel de vida que asegure la salud y el bienestar, incluyendo la alimentación, el vestido, la vivienda, la asistencia sanitaria, los servicios sociales y los seguros por desempleo, enfermedad, invalidez, viudez, vejez y otros (artículo 25) (Declaración Universal de Derechos Humanos. Resolución 217 A (III), 1948). A pesar de que este documento no es vinculante para los Estados, es innegable su importancia como primer paso para establecer los derechos fundamentales que deben respetarse en todo el mundo y como base de convenciones internacionales posteriores. Así, hace más de siete décadas que un documento elaborado por representantes de todas las regiones del mundo señala el carácter básico del empleo digno y la protección de la salud y el bienestar social.

Paralelamente, el Preámbulo de la Constitución de la OMS, adoptada y firmada en 1946, recoge una definición de salud que está en vigor desde el 7 de abril de 1948: “La salud es un estado de completo bienestar físico, mental y social, y no solamente la ausencia de afecciones o enfermedades” (Organización Mundial de la Salud, 1948). A partir de esta clásica definición de salud, en las décadas siguientes surgen otras con la intención de completarla y matizarla, aunque con el inconveniente de que, a mayor complejidad de la definición, menor es su calado en la cultura colectiva por lo que la más extendida sigue siendo la primera de la OMS. La propia OMS, 40 años más tarde, plantea en el documento “La salud para todos en el siglo XXI” un objetivo que podría considerarse también una definición de salud: “Aquello que hay que conseguir para que todos los habitantes puedan trabajar productivamente y participar activamente en la vida social de la comunidad donde viven” (Organización Mundial de la Salud, 1998). Otras definiciones destacadas, como las de Dubos (1956), Dunn (1959), Rogers (1960),

Fodor et al. (1966), Sepilli (1971), Terris (1975) o la Oficina Regional para Europa de la OMS (1984) se enuncian en la Figura 2, adaptada de García Gómez et al. (2017).

Figura 2. Evolución de la definición de salud.

Autor	Definición de salud
Tradicional	Ausencia de enfermedad
OMS (1946)	Estado de completo bienestar físico, mental y social, y no solamente la ausencia de afecciones o enfermedades
René Dubos (1956)	Estado físico y mental, razonablemente libre de incomodidad y dolor, que permite a la persona en cuestión funcionar efectivamente por el mayor tiempo posible en el ambiente donde por elección está ubicada
Herbert L. Dunn (1959)	Alto nivel de bienestar, un método integrado de funcionamiento orientado a maximizar el potencial del que el individuo es capaz. Requiere que el individuo mantenga un continuo equilibrio dentro del ambiente en el que está funcionando. Comprende tres dimensiones: orgánica o física, psicológica y social. El ser humano debe ocupar una máxima posición en las tres dimensiones para gozar de buena salud o tener un alto grado de bienestar, lo cual dependerá en gran medida del ambiente que lo rodea
Edward S. Rogers (1960), John Fodor et al. (1966)	Continuo con gradaciones intermedias que fluctúan desde la salud óptima hasta la muerte
Alessandro Seppilli (1971)	Condición de equilibrio funcional, tanto mental como físico, que conduce a una integración dinámica del individuo en su ambiente natural y social
Milton Terris (1975)	Estado de bienestar físico, mental y social y la capacidad para funcionar, y no meramente la ausencia de enfermedad o incapacidad
Oficina Regional para Europa de la OMS (1984)	Capacidad de realizar el propio potencial personal y de responder de forma positiva a los retos del ambiente
OMS (1997)	Aquello que hay que conseguir para que todos los habitantes puedan trabajar productivamente y participar activamente en la vida social de la comunidad donde viven

Fuente: Adaptación de García Gómez et al. (2017).

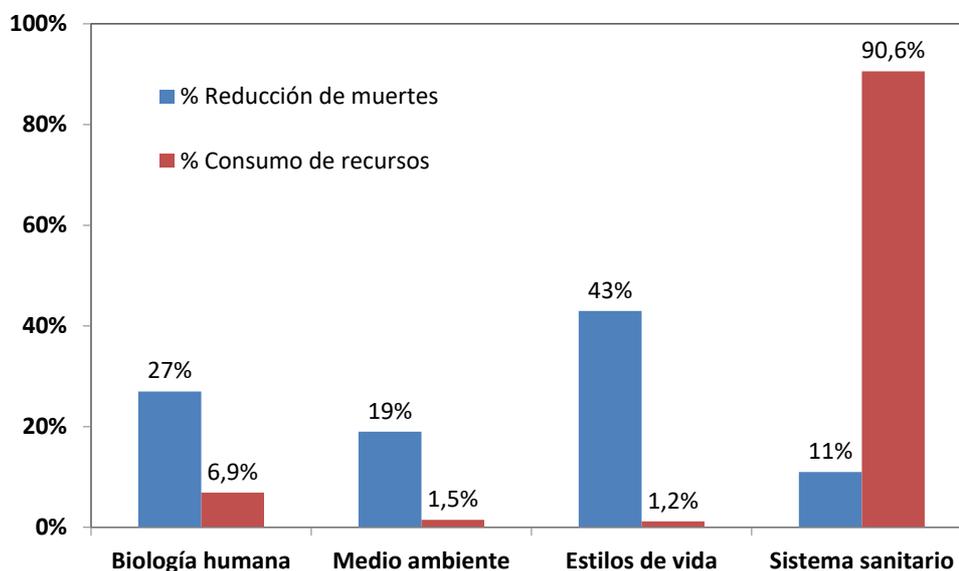
Este nuevo paradigma de la salud se desarrolla ampliamente a lo largo de las décadas siguientes, abonando un terreno en el que el estudio de los determinantes sociales en salud se convierte en objeto de interés por parte de diversas disciplinas (Palomino Moral et al., 2014), implicándose tanto las ciencias de la salud como las ciencias sociales.

En el campo del pensamiento económico, destaca la reflexión acerca de la salud desde la perspectiva de la función de producción, herramienta que permite cuantificar cómo diferentes combinaciones de recursos logran alcanzar un objetivo determinado. En esta línea, en Economía de la Salud es clásico el modelo de Grossman, que se apoya en tres conceptos básicos: el mapa de indiferencia, la función de producción de salud y la restricción presupuestaria (Grossman, 1972, 2000). El mapa de indiferencia asume que el bienestar no solo depende de la salud sino también de otros bienes y representa un mismo nivel de bienestar mediante una curva convexa con el consumo de salud en abscisas y el de los demás bienes en ordenadas, respondiendo a dos premisas: diversas combinaciones de salud y consumo generan un bienestar equivalente, dibujando esa curva de indiferencia, y dicho bienestar aumenta conforme la curva se aleja del origen, pues ello supone una salud mejor y un consumo mayor. La función de producción de salud conecta dos conceptos, la función de producción en economía y la demanda de salud, de modo que cada individuo produce su salud, *output*, combinando *inputs* de salud como la asistencia sanitaria y las conductas saludables. La representación de los *inputs* en abscisas y de la salud en ordenadas traza una curva cóncava que se achata por la ley de los rendimientos decrecientes; para evitar una productividad marginal nula, o incluso negativa por iatrogenia, común en el ámbito de la asistencia sanitaria por el alto grado de incertidumbre que le es inherente, es importante identificar cuándo se está en la parte plana de la curva para plantear una inversión en *inputs* diferentes, no sanitarios, que incidan sobre otros determinantes de la salud (Grupo de trabajo SESPAS-OMC sobre iatrogenia, 2017). En todo caso, esta curva puede ver modificada su pendiente por cambios en otros factores, bien del sistema sanitario, como la tecnología y la eficiencia, bien del propio individuo, como la edad, el salario y el nivel educativo (Folland et al., 2013). Por ejemplo, a mayor nivel educativo de la persona, mayor será su capacidad para estar al día de las nuevas tecnologías sanitarias, entender las prescripciones médicas, seguir una dieta saludable, tener una calefacción más eficiente y asimilar información con la que evitar riesgos laborales en el lugar de trabajo; en definitiva, para producir mayor salud elevando la pendiente de la función (Wagstaff, 1986). El concepto de restricción presupuestaria recuerda que los *inputs* tienen un coste mientras que los recursos son limitados, lo que se representa mediante una recta con una pendiente que se mueve hacia fuera si los precios se mantienen constantes y los recursos aumentan; por el contrario, se mueve hacia dentro si los recursos disminuyen por pasar a un empleo peor remunerado, a una situación de desempleo o por jubilación, o bien si aumenta por igual el precio de todos los *inputs*; por otro lado, si solo se encarecen los *inputs* de salud, la pendiente aumenta.

Además, el modelo de Grossman incorpora la teoría del capital humano, del que la salud forma parte (Grossman, 1972). La persona, cuyo tiempo total disponible es limitado, invierte en sí misma mejorando su educación, formación y salud para ser más productiva, con lo que aumentan sus ingresos y su tiempo libre; así, dispone de más recursos para producir nuevos bienes y mejorar su bienestar global. Esta mejora en la productividad laboral se representa con un incremento en la pendiente, ya que el mismo tiempo dedicado al trabajo genera más renta, con lo que la persona se sitúa en un punto de equilibrio superior. Una mayor renta no solo permite una mayor inversión en salud sino que también la incentiva, dado que esta se considera un bien de inversión que posibilita obtener mayores rentas. Igualmente, un mayor nivel educativo favorece una mayor inversión en salud con un coste menor, es decir, aumenta la eficiencia de la inversión en salud. En sentido contrario, a partir de cierta edad la salud se va deteriorando a lo largo del tiempo, por lo que la inversión para mantenerla debe ser cada vez mayor.

En esta línea, comienza a plantearse a nivel político qué factores inciden en la salud y en qué medida. En los años 70 del pasado siglo, el entonces Ministro de Salud y Bienestar Nacional de Canadá encarga un estudio epidemiológico acerca de las principales causas de muerte y enfermedad en su país, a partir del cual presenta el Informe Lalonde (1974) sobre los grandes determinantes de la salud. Por una parte, existen determinantes económicos, sociales y políticos cuya responsabilidad atañe a distintos sectores del Estado (Villar Aguirre, 2011). Por otra, los determinantes que recaen en la competencia del sector de la salud se catalogan en cuatro grupos: biología humana, medio ambiente, estilos de vida y sistema sanitario (Lalonde, 1974). Dever (1976), a partir del gasto federal en salud para los años 1974-1976 en Estados Unidos, calcula que dicho gasto se dedica fundamentalmente al sistema sanitario (90,6%) y, muy por detrás, a la biología humana (6,9%), al medio ambiente (1,5%) y a los estilos de vida (1,2%) mientras que asigna una contribución potencial a la reducción de la mortalidad del 43% a los estilos de vida, del 27% a la biología humana, del 19% al medio ambiente y de tan solo un 11% al sistema sanitario, poniendo de manifiesto un desequilibrio que puede apreciarse claramente en la Figura 3. Urbanos Garrido y González López-Valcárcel (2014), enlazando este planteamiento con el modelo de Grossman, evocan el permanente debate en torno a la compensación entre *inputs* sanitarios y no sanitarios, supuesta alguna posibilidad de sustitución, y la discusión sobre el peso relativo de cada uno de los determinantes de la salud a la vez que resaltan la vigencia del modelo, social y ecológico, de determinantes de la salud propuesto por Dahlgren y Whitehead (1991), reproducido en la Figura 4.

Figura 3. Comparativa entre el efecto relativo de los determinantes de la salud en % de reducción de la mortalidad y la proporción de gasto público dedicado a ellos en % de consumo de recursos en Estados Unidos (1974-1976), según Dever (1976).



Fuente: Elaboración propia a partir de Dever (1976).

Figura 4. Los principales determinantes de la salud, según Dahlgren y Whitehead (1991).



Fuente: Dahlgren y Whitehead (1991).

Gracias al impulso de la Oficina Regional de la OMS para Europa, se desarrolla la generación y la difusión de evidencia sobre los determinantes de las diferencias en salud, que pueden ser inevitables o bien innecesarias e injustas, en cuyo caso se trata de inequidades en salud contra las que se debe luchar (Whitehead, 1991). En un informe sobre políticas y estrategias para promover la equidad en salud, Dahlgren y Whitehead (1991) publican un esquema en forma de arcoíris (Figura 4) con los que consideran los principales determinantes de la salud, siguiendo una estratificación circular en cuyo centro sitúan las características no modificables del individuo, edad, sexo y factores físicos y genéticos. Rodeando a este núcleo, en un primer estrato ubican otros factores individuales que sí son modificables, los estilos de vida; en un segundo estrato, las redes sociales y comunitarias por su función de apoyo a sus miembros. A partir de ahí, engloban en un tercer estrato una serie de factores estructurales relacionados con las condiciones de vida y trabajo de las personas como la agricultura y producción de alimentos, la educación, el ambiente laboral, el desempleo, el acceso al agua y saneamiento, los servicios sanitarios o la vivienda. Una última capa concéntrica contempla las condiciones socioeconómicas, culturales y medioambientales. Más adelante, Whitehead y Dahlgren (2006) definen las desigualdades socioeconómicas en salud como las “diferencias sistemáticas en el estado de salud entre distintos grupos socioeconómicos” y señalan tres características que las distinguen de las meras variaciones en salud: son sistemáticas, tienen un origen social y son injustas. A partir de este informe, los autores dejan de lado la terminología utilizada en documentos anteriores en los que matizaban entre desigualdades en salud (*inequalities in health*), en general, e inequidades en salud (*inequities in health*), o diferencias injustas en salud, al considerar que cualquier desigualdad social en salud pública es una diferencia de salud injusta (Whitehead & Dahlgren, 2006). Esta injusticia social y sus consecuencias en la vida de las personas es puesta de relieve reiteradamente por la OMS (2011).

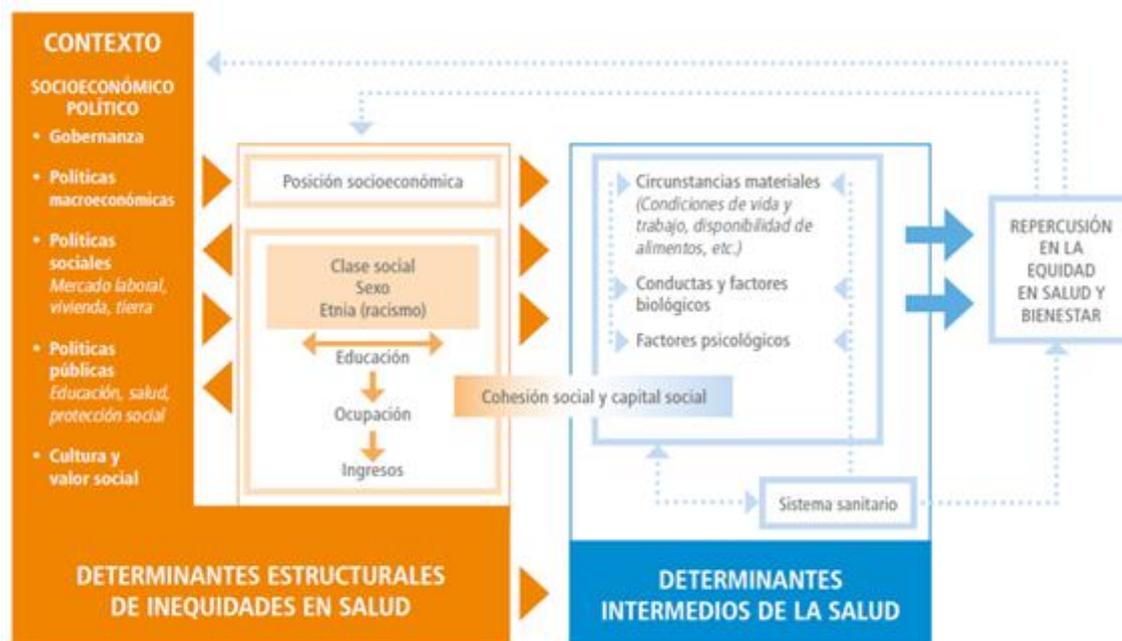
En este contexto, un informe de Wilkinson y Marmot (2003) recoge una lista de determinantes sociales cuya influencia sobre la salud se ve respaldada por la evidencia científica: la pendiente social, el estrés, los primeros años de vida, la exclusión social, el trabajo, el desempleo, el apoyo social, la adicción, los alimentos y el transporte. Poco después, la Comisión de la OMS sobre Determinantes Sociales de la Salud (2005-2008), presidida por Marmot, los define como “las circunstancias en que las personas nacen, crecen, viven, trabajan y envejecen, y los sistemas establecidos para combatir las enfermedades”, añadiendo que “están configuradas por un conjunto más amplio de fuerzas: económicas, sociales, normativas y políticas” (Comisión OMS sobre Determinantes Sociales de la Salud, 2005). En su informe final, esta

comisión propone una batería de medidas para alcanzar la equidad sanitaria. Ante los factores de tipo laboral que pueden afectar a la salud, dicha comisión recomienda a los Estados que, en sus políticas socioeconómicas, prioricen la consecución del pleno empleo y que este sea seguro, esté libre de peligros, bien remunerado y que permita la conciliación entre la vida profesional y la vida privada para todos, así como la reducción de riesgos físicos, estrés laboral y conductas nocivas para la salud (Organización Mundial de la Salud, 2009). En el mismo sentido, la OMS (2009) advierte que las condiciones de empleo son un elemento determinante de las desigualdades sociales en salud, actuando tanto a nivel macro, relaciones estructurales entre las instituciones y los actores económicos, sociales y políticos, como a nivel micro, individuos, familias y comunidades. El enfoque en cada uno de estos dos niveles sustenta sendos modelos teóricos, macroestructural y microestructural, que son complementarios y explican las múltiples interrelaciones que conectan las relaciones de empleo, las condiciones de empleo y la salud de los trabajadores (Joan Benach & Muntaner, 2010). En consecuencia, la lucha contra las desigualdades sociales en salud debe tener en cuenta los dos niveles. A nivel macro, las relaciones laborales deben contemplarse en un contexto institucional. El estado del bienestar y el mercado laboral están íntimamente relacionados y resulta difícil comprender el mercado laboral sin tener en cuenta las instituciones que lo rodean. Por su parte, el modelo micro identifica los factores de riesgo para la salud del mercado laboral.

Posteriormente, la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la OMS adopta el marco conceptual elaborado por Solar e Irwin (2010), que se recoge en la Figura 5. Este modelo distingue entre determinantes estructurales de inequidades en salud y determinantes intermedios de la salud. Los determinantes estructurales incluyen el contexto socioeconómico y político y sus mecanismos para generar, configurar y mantener las jerarquías sociales: la gobernanza, las políticas macroeconómicas, las políticas sociales (mercado laboral, vivienda, tierra), las políticas públicas (educación, salud, protección social) y la cultura y los valores sociales. Estos mecanismos, enraizados en instituciones clave y en procesos del propio contexto, generan estratificación y división en clases sociales situando al individuo dentro de jerarquías de poder, prestigio y acceso a los recursos, de manera que estas posiciones individuales resultantes forman parte de los determinantes estructurales de la salud, también llamados determinantes sociales de la salud. Para Solar e Irwin (2010), los estratificadores estructurales más importantes y sus indicadores *proxy* son los ingresos, la educación, la ocupación, la clase social, el género y la etnia. Estos determinantes estructurales repercuten en la salud operando a través de un conjunto de determinantes intermedios como las

circunstancias materiales, los estilos de vida, factores biológicos y psicológicos o el propio sistema sanitario que modelan esos resultados de salud (Solar & Irwin, 2010).

Figura 5. Marco conceptual de los determinantes sociales de la salud, propuesto por la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la OMS (2011) a partir de Solar e Irwin (2010).

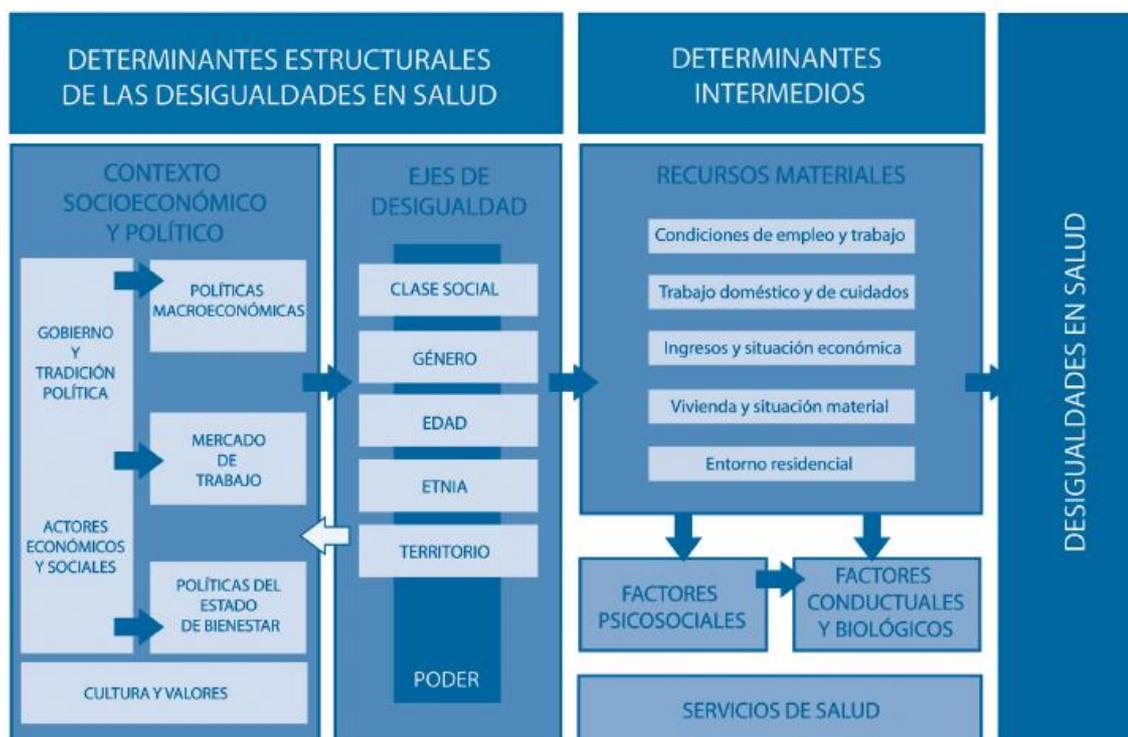


Fuente: Organización Mundial de la Salud (2011), página 7.

Hoy día, el modelo conceptual de los determinantes sociales de la salud, enriquecido a través del estudio y la reflexión de multitud de autores a lo largo de los años, se presenta condensado en esquemas muy similares al de la OMS (Figura 5). Basándose en este y en una recopilación de investigaciones editada por Navarro (2004), la Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en España (2012) ofrece un modelo propio que mantiene la distinción entre determinantes estructurales e intermedios pero es más explícito al diferenciar, dentro de los primeros, entre los factores propios del contexto socioeconómico y político y los ejes de desigualdad, clase social, género, edad, etnia y territorio, como puede verse en la Figura 6. En esta tesis se tienen en cuenta los determinantes estructurales investigando la relación entre la salud de los individuos y variables regionales que miden el gasto social y las desigualdades de género en el mercado laboral, prestando atención a dos ejes de desigualdad, el territorio y el género, de los que se trata en epígrafes posteriores. Otros ejes, como la clase social y la etnia, exceden el ámbito de este trabajo y suelen ser abordados en estudios sociológicos que adoptan una perspectiva basada en las relaciones sociales de los individuos (Goldthorpe, 2012) e incorporan otros conceptos como el capital social, fundamentado en los diversos tipos de

relaciones sociales, y el capital cultural, relativo a la educación de cada persona mediada tanto por sus propias aptitudes (estado incorporado) como por el apoyo familiar (estado objetivado) y por el reconocimiento institucional (estado institucionalizado) (Bourdieu et al., 2000). En España, se han realizado al respecto investigaciones enfocadas en la distribución de clases sociales, la ocupación y los flujos migratorios (Requena et al., 2011).

Figura 6. Modelo conceptual de los determinantes sociales de la salud, propuesto por la Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España (2012) a partir de Solar e Irwin (2010) y de Navarro (2004).



Fuente: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Comisión para reducir las desigualdades sociales en salud en España (2015), página 19.

En cuanto a los determinantes intermedios, se investigan los recursos materiales como las condiciones de empleo y trabajo a través de la situación laboral, en particular el desempleo, y la precariedad laboral; los ingresos y situación económica a través de la renta disponible del hogar; y la vivienda y situación material a partir de la carencia material severa. El papel del trabajo doméstico y de cuidados se explora a través de las referencias que explican las diferencias de género en el apartado dedicado a este eje de desigualdad. El entorno residencial no se analiza de forma diferenciada, aunque podría considerarse implícito en los hallazgos obtenidos para otros recursos como los ingresos y la situación material.

Estos antecedentes muestran que, en el escenario institucional de las últimas siete décadas, hay un acuerdo claro respecto al vínculo entre la salud, entendida como bienestar global, físico, mental y social, y las condiciones socioeconómicas y laborales que determinan la calidad de vida de las personas: el gradiente social, marcado por la renta disponible y la posibilidad de cubrir las necesidades básicas, la situación relativa al empleo, que puede ir desde tener un empleo digno con protección social a carecer de ambos pasando por distintos grados de precariedad laboral, y otros factores relacionados con los anteriores como el estrés, la pobreza y la exclusión social, actuando todos ellos en un complejo sistema de retroalimentación a distintos niveles. Igualmente, dicha consideración de la salud como un estado de bienestar permite tener en cuenta el valor de la subjetividad individual. Como se expone en la Figura 2, sucesivas definiciones incorporan la funcionalidad, la capacidad de adaptación al entorno y otros aspectos de la salud. Sin embargo, conviene recordar que ese primer salto que deja atrás la idea de salud como mera ausencia de enfermedad ya permite plantear que esa dimensión subjetiva de la salud puede estar muy relacionada con el estado de salud global. Entendiendo la salud como un constructo complejo en el que se interrelacionan, como partes de un sistema, aspectos objetivos y subjetivos, individuales y sociales, estaría justificado presuponer que, dada esa interdependencia, cada uno de esos aspectos reflejaría de alguna manera a los otros. En esta línea, la salud percibida o valoración que la persona hace de su propia salud puede considerarse relevante como aproximación a su estado de salud general. No en vano la salud percibida se halla establecida como uno de los indicadores de salud más utilizados en la investigación en desigualdades sociales en salud (Kunst et al., 2005; Hernández-Quevedo et al., 2010; Karlsdotter et al., 2011, 2012) al considerarse que constituye una buena variable *proxy* del estado de salud (Morcillo Cebolla et al., 2014; V. Navarro & Benach, 1996) y lo es a pesar de que su valoración pueda diferir en función de la edad o la cultura (Jylhä, 2009). El análisis de los datos proporcionados por dos grandes estudios de cohortes, Whitehall II en Reino Unido y Gazel en Francia, muestra una alta correlación entre la salud percibida y una serie de medidas de salud física y mental (Singh-Manoux et al., 2006). Otro estudio longitudinal llevado a cabo en Australia señala la salud percibida como un buen predictor de la mortalidad (Sargent-Cox et al., 2010). Igualmente, predice bien la morbilidad (Kaplan et al., 1996) y la utilización de los servicios sanitarios (Sáez, 2003). En España, un análisis demográfico de la Encuesta Nacional de Salud (en adelante, ENSE) indica que la salud percibida describe bien las transiciones de salud y sus diferencias por sexo en la población adulta hasta los 50 años, aunque no tanto en las edades más avanzadas (Gumá Lao & Cámara Hueso, 2014).

La medición de la salud percibida se realiza siguiendo las recomendaciones de la 2ª Conferencia de la OMS para lograr métodos e instrumentos comunes para las encuestas de salud (Conferencia de Voorburg, 1990). En esta tesis, se toman los datos de la ECV, que recaba esta información en el cuestionario individual dirigido a las personas de 15 o más años pues se trata de una cuestión subjetiva que no admite respuesta de terceros. En cualquier caso, no cabe pérdida de datos por este motivo ya que la población analizada se encuentra entre los 16 y los 65 años de edad. En concreto, se pregunta a la persona entrevistada si “considera que su salud en general es muy buena, buena, regular, mala o muy mala” (INE, 2005). La recogida de este dato mediante un solo ítem resulta sencilla y práctica pero las ventajas de medir la salud general a través de la salud percibida superan el simple pragmatismo. Su importancia es tal que la OMS recomienda que se incluya de forma rutinaria en las encuestas de salud (de Bruin et al., 1996).

Algunos autores han señalado ciertas limitaciones en la utilización de medidas basadas en la percepción de los sujetos. Sen (2002) compara la esperanza de vida con la morbilidad manifestada en Estados Unidos, India y los estados indios de Kerala y Bihar; estos dos últimos, con diferencias en la esperanza de vida de unos 10 años para los varones y casi 15 años para las mujeres, muestran una morbilidad manifestada diez veces superior en Kerala, el estado con mejor esperanza de vida, atribuible a su mayor nivel de alfabetización y mejores instalaciones educativas y sanitarias (A. Sen, 2002). Sin embargo, estas enormes desigualdades no se observan en España, donde las diferencias en la esperanza de vida no superan los 6 años (INE, 2013) y el acceso a los servicios de educación y sanidad de las comunidades autónomas, pese a las divergencias en el gasto como consecuencia de la descentralización y de la situación histórica previa, son universales para el periodo estudiado (Cabasés Hita & Fundación BBVA, 2010; Pérez García et al., 2015). Otras limitaciones mencionadas en la literatura que deben tenerse en cuenta hacen referencia a la posible distorsión inducida por otros factores (Castro-Vázquez et al., 2007) y a la sobreestimación del propio estado de salud (Greene et al., 2014).

1.2. La salud en tiempos de crisis

El año 2007 se produce una crisis financiera en Estados Unidos, conocida como la crisis de las hipotecas *subprime*, que se extiende primero por los mercados financieros estadounidenses y seguidamente por toda la economía financiera internacional. La respuesta de los gobiernos en forma de rescates financieros para salvar a diversas empresas de la quiebra conduce a una crisis de liquidez en el año 2008, por lo que la crisis se convierte en crisis de deuda en diferentes países. Así, el año 2008 comienza una crisis económica mundial tan profunda y prolongada en el tiempo que también es conocida como la Gran Recesión. En este marco de crisis global, en España se desencadena una grave crisis económica que hace estallar la burbuja inmobiliaria contra la que ya se advertía años atrás, lo que tiene consecuencias que retroalimentan la propia crisis en una dinámica en espiral que se ve agravada por la crisis bancaria de 2010 y un considerable aumento del desempleo en nuestro país, en gran medida relacionado con el derrumbe del sector de la construcción. Siguiendo la definición oficial de crisis económica, que se inicia con dos trimestres consecutivos de caída del PIB real con los que aparece la fase descendente del ciclo económico (Claessens & Kose, 2013), en enero de 2009 el Banco de España declara la entrada oficial en recesión de nuestro país, tras presentar una caída intertrimestral del PIB en los dos últimos trimestres de 2008 (Dávila Quintana & González López-Valcárcel, 2009). Por tanto, la crisis económica española comienza en 2008, entrando la economía española en recesión técnica dos veces: en 2008 (pico en 2008T2, valle en 2009T4, siete trimestres en recesión) y en 2010 (pico en 2010T4, valle en 2013T2, once trimestres en recesión (Asociación Española de Economía, 2015). Según la contabilidad nacional, salimos de la crisis en el último trimestre de 2013 y la crisis económica termina en el año 2014 pero sus efectos se prolongan durante varios años. Como dice el informe “Crisis económica y salud en España”, “aunque en términos macroeconómicos, el PIB tocó fondo en el año 2013, tras haber caído casi un 9%, en términos acumulados desde el año 2008, y oficialmente dejáramos atrás la crisis en el año 2014 (aplicando la definición oficial de recuperación de dos trimestres enlazados de crecimiento económico), el nivel de PIB del año 2007 no se superó hasta 2016 y el máximo de 2008 no se volvió a alcanzar hasta el primer trimestre de 2017” (Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social, 2018).

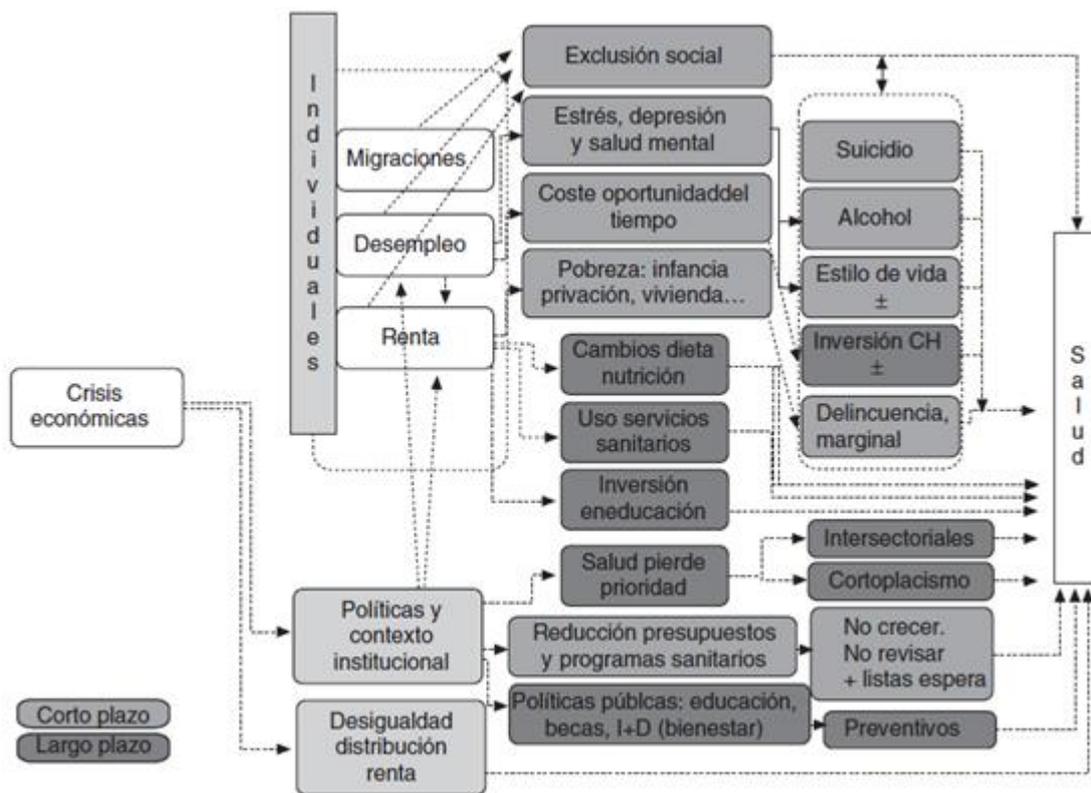
Diversos autores atribuyen a esta crisis económica diferentes efectos adversos en la salud de las personas, a través de múltiples mecanismos. Estos efectos se observan en toda Europa, mostrando una mayor incidencia en los países más afectados por la crisis como Grecia,

Portugal, Italia, Irlanda y España (Jackson, 2013; De-Vogli, 2014). La interacción de la situación de crisis económica con otros factores adicionales, como las medidas de austeridad fiscal y el debilitamiento de la protección social, presumiblemente exacerba las crisis sociales y de salud en Europa (McKee et al., 2012; Karanikolos et al., 2013). En el caso concreto del sistema sanitario español, las consecuencias negativas de dichas medidas de austeridad agravan problemas estructurales derivados de su sistema de financiación y de la falta de coordinación entre las comunidades autónomas (Martín Martín & López del Amo González, 2011). Aunque análisis transversales de datos obtenidos de la ENSE y de la Encuesta de Salud de Cataluña (en adelante, ESCA), en ambos casos tomados en 2006 y en 2011, no encuentran diferencias en la probabilidad de declarar mala salud (Arroyo et al., 2015), debe tenerse en cuenta que las principales medidas para recortar el gasto sanitario se toman en el año 2012 con la entrada en vigor del Real Decreto-ley 16/2012, de 20 de abril, de medidas urgentes para garantizar la sostenibilidad del Sistema Nacional de Salud y mejorar la calidad y seguridad de sus prestaciones. Un reciente análisis cualitativo describe la preocupación con la que este deterioro del sistema de salud es percibido por profesionales sanitarios (Cervero-Liceras et al., 2015). En todo caso, conviene recordar que una parte considerable de los problemas de salud no se manifiestan a corto plazo (Carmona López et al., 2015).

Sin embargo, algunas investigaciones apuntan hacia una mejoría de la salud en tiempos de crisis. Ante estos resultados contradictorios, Dávila Quintana y González López-Valcárcel (2009) realizan una amplia revisión en torno a cómo y cuánto influyen las crisis económicas en la salud, qué tienen en común y si la Gran Recesión es diferente, planteando la necesidad de distinguir si los efectos se observan a corto o a largo plazo, si son directos o indirectos, reversibles o irreversibles, cuáles recaen en las personas y las familias, sobre todo en grupos específicos como niños y ancianos, cuáles en los gobiernos y las políticas y cuáles en la distribución de la riqueza y las desigualdades sociales. Hallan que, a nivel individual y a corto plazo, se manifiestan como migraciones, desempleo y disminución de la renta, que conducen a situaciones de pobreza y exclusión social que a su vez, a partir de cierto umbral, originan fuertes externalidades en costes por delincuencia, inseguridad y marginalidad. El desempleo se asocia con peor salud mental debido al estrés, así como con el suicidio. El empobrecimiento, con una dieta peor que afecta especialmente a los niños y a su rendimiento escolar, lo que ceba un círculo vicioso dado que un bajo nivel educativo, en la edad adulta, se relaciona con una salud y una renta menores. Por otro lado, la vertebración social y el capital social tienen un efecto protector, así como las políticas sanitarias y las económicas que favorezcan una

rápida salida de la crisis mientras amortiguan, a través de los mecanismos garantes del estado del bienestar, sus consecuencias, motivo por el cual las crisis suelen tener mayor impacto en los países en desarrollo y en los grupos más vulnerables. Al mismo tiempo, se observa que disponer de menos renta y de más tiempo debido al desempleo mejora los estilos de vida en las personas con mayores niveles de tabaquismo, obesidad y sedentarismo. Las autoras sintetizan todos estos posibles efectos de las crisis económicas en la salud mediante un mapa conceptual que se reproduce en la Figura 7.

Figura 7. Conceptualización de los efectos de las crisis económicas sobre la salud, según Dávila Quintana y González López-Valcárcel (2009).



Fuente: Dávila Quintana y González López-Valcárcel (2009), página 262.

Nota: Capital humano se abrevia como CH; investigación y desarrollo, como I+D.

En definitiva, las crisis económicas se relacionan con la salud a través de diferentes mecanismos que dependen de las características de cada crisis y que presentan signos contrapuestos, intensidades y duraciones diversas, efectos a corto y largo plazo, lineales y no lineales, de tal modo que la resultante de esas fuerzas, que varía de unas crisis a otras, determina el resultado final de su asociación con la salud. Por tanto, los efectos de las crisis pueden ser positivos donde las necesidades mínimas estén garantizadas, ya que dependen en gran medida de las políticas de protección social, de la red de seguridad, del estado de

bienestar y de las redes sociales y familiares (Dávila Quintana & González López-Valcárcel, 2009).

En el caso concreto de España, la crisis financiera global iniciada en 2008 supone la imposición de políticas de consolidación fiscal e importantes cambios legislativos en materia laboral con un profundo impacto en la condiciones de vida de la población al traducirse en un incremento del desempleo tanto de corto como de largo plazo, un aumento de la precariedad laboral y un significativo crecimiento de la pobreza (Llano Ortiz, 2015b). Desde su comienzo, no faltan autores especializados que afirman que estos cambios en las condiciones de vida de millones de personas pueden aumentar las desigualdades de salud de la población (Joan Benach & Muntaner, 2010). Una reciente revisión de las publicaciones sobre las políticas de austeridad llevadas a cabo en España a raíz de la crisis y su posible efecto en la salud, la utilización del sistema sanitario y la equidad en la sanidad pública muestra que los recortes han ocasionado problemas de accesibilidad tanto a grupos específicos de población, como los inmigrantes indocumentados, como a los pacientes en general por la prolongación de las listas de espera (González López-Valcárcel & Barber, 2017). En el marco descrito, esta tesis investiga en primer lugar la relación entre la salud percibida del individuo y una serie de condiciones socioeconómicas y laborales; en concreto, el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza, esta última en la doble vertiente de renta del hogar y carencia material severa, cuyos antecedentes se exponen en los tres epígrafes siguientes.

1.3. Desempleo y salud

La relación entre el desempleo y la salud es un tema muy estudiado aunque no por ello ajeno a la controversia. La evidencia empírica reciente muestra resultados contradictorios en la compleja relación entre desempleo y salud, medida tanto a través de indicadores objetivos como subjetivos. Investigaciones realizadas ya en el presente siglo pero antes de la Gran Recesión, o con datos anteriores a su inicio, parecen desmentir la intuición de que el desempleo afecta negativamente a la salud. En esta línea se sitúan los primeros trabajos de Ruhm (2000, 2001, 2005, 2007) que, a través de distintos análisis de datos longitudinales recogidos en Estados Unidos, sugieren mejoras en la salud de los desempleados atribuibles a la adquisición de hábitos más saludables y la reducción de los riesgos laborales. Así, para el periodo 1972-1991 señala una fuerte relación inversa entre el aumento de la tasa de desempleo y la mortalidad (Ruhm, 2000); para el periodo 1972-1981 advierte que la variación es contracíclica para la salud física y procíclica para la salud mental (Ruhm, 2001); para el periodo 1987-2000 muestra que un empeoramiento de las condiciones socioeconómicas que aumente el desempleo puede llevar al individuo a disfrutar de una mejora en su salud física al disponer de más tiempo para adoptar un estilo de vida más saludable, mediante el abandono del tabaquismo, la pérdida del exceso de peso y una mayor actividad física, si bien admite que la salud mental puede empeorar y que los beneficios de tener más tiempo libre se notarían más en los empleados que solo ven disminuidas sus horas de trabajo o algunas presiones laborales que en los que pierden su empleo, aparte de que una peor salud durante periodos de expansión temporales no implica que un progreso económico permanente tenga efectos negativos (Ruhm, 2005); para el periodo 1979-1998 subraya que la relación entre el aumento de la mortalidad por enfermedad coronaria y la mejora de la economía no justifica políticas de austeridad, ya que las consecuencias negativas de las recesiones son abrumadoras aunque no supongan una mayor mortalidad por enfermedad coronaria (Ruhm, 2007). En un trabajo más reciente basado en datos de múltiples fuentes para el periodo 1976-2009, Ruhm (2013) afirma que el análisis de la relación entre la mortalidad total y las condiciones macroeconómicas debe abarcar periodos de análisis superiores a los 15-20 años y que el efecto de dichas condiciones se refleja en las tendencias de la mortalidad por causa específica. Así, la mortalidad cardiovascular y por accidentes de tráfico se muestra procíclica mientras que la mortalidad por cáncer parece contracíclica, tal vez por el coste de los tratamientos oncológicos (Ruhm, 2013). Reproduciendo y ampliando el primer análisis de Ruhm (2000) pero en Alemania y para el periodo 1980-2000, esto es, con un desfase de una década, Neumayer (2004) obtiene que,

durante las recesiones, disminuye tanto la mortalidad en su conjunto para todos los grupos de edad como la mortalidad por determinadas causas (enfermedad cardiovascular, neumonía y gripe, accidentes de tráfico y suicidios) pero, en cambio, no se observa significatividad respecto a la mortalidad por homicidios, otras causas externas y cáncer. Asimismo, un estudio longitudinal realizado en Francia con datos de 1982 a 2002 documenta que un mayor desempleo reduce las tasas de mortalidad general y por causas específicas debido, por una parte, a una disminución del número de accidentes de tráfico y laborales, del nivel de estrés y de la exposición a condiciones peligrosas y contaminantes en el trabajo y, por otra parte, al aumento del tiempo libre y del autocuidado (Buchmueller et al., 2007). Igualmente, una publicación basada en datos de panel para el periodo 1996-2001 en Finlandia señala que la relación negativa entre el desempleo y la salud percibida encontrada en un análisis transversal no aparece en un análisis longitudinal (Böckerman & Ilmakunnas, 2009).

Sin embargo, muchas otras investigaciones realizadas en tiempo y lugar similares obtienen resultados contrarios, evidenciando la influencia negativa del desempleo en la salud. Fundamentalmente, se investiga la relación del desempleo con la mortalidad, la salud mental y la salud percibida. La mortalidad por causas específicas tras caer en situación de desempleo no siempre disminuye, como podría pensarse considerando solo las publicaciones de Ruhm (2000, 2001, 2005, 2007). Un estudio de cohortes llevado a cabo en Canadá entre 1991 y 2001 asocia el desempleo con un riesgo elevado de mortalidad por accidentes, violencia y enfermedades crónicas (Mustard et al., 2013). Por otra parte, se observa una asociación clara entre la situación laboral, la salud mental y la salud percibida, ya que la mayoría de los estudios señalan que los desempleados reportan peor salud percibida y mental que los empleados. Un metaanálisis de trabajos publicados a partir de 1950 encuentra un efecto negativo del desempleo en la salud mental, mayor entre hombres, trabajadores manuales y desempleados de larga duración, y una mejora de la salud mental tras la recuperación del empleo (Paul & Moser, 2009). Otro metaanálisis de publicaciones aparecidas entre 1985 y 2002 (McKee-Ryan et al., 2005) también concluye que el desempleo afecta negativamente a la salud mental y en mayor medida cuando es de larga duración. Un trabajo realizado en Croacia con datos de los años 2003, 2004 y 2005 confirma que la salud psicológica se ve afectada por los cambios en la situación laboral en el sentido de no mostrar cambios en los participantes desempleados a lo largo de los tres años considerados, empeorar en los empleados que caen en desempleo y mejorar en los desempleados después de conseguir un empleo (Galić & Šverko, 2008). En Estados Unidos, un estudio realizado entre 1979 y 1984 muestra que entre quienes, a lo largo

del seguimiento, caen en situación de desempleo acontecen más síntomas psicológicos adversos y se da una mayor utilización de los servicios sanitarios que entre quienes conservan su empleo (Linn et al., 1985); otro análisis de datos longitudinales recogidos en 1992-1993 y en 2001-2002 sugiere, tras ajustar por numerosas características del historial social y de salud, que la pérdida del empleo está asociada con peor salud percibida, sobre todo cuando esta pérdida se debe a razones de salud, y con más síntomas depresivos, especialmente cuando el desempleo se debe a otros motivos (Burgard et al., 2007). En Finlandia, estudios con datos de 1994 relacionan el desempleo de larga duración con peor salud percibida (Griep et al., 2015). Datos del mismo año en España indican que el efecto del desempleo en la salud mental difiere en función del género afectando más a los hombres, lo que es atribuido a su rol de proveedores de la familia (Artazcoz et al., 2004). Por lo que respecta a la relación entre el desempleo y la salud percibida, también aparece publicada evidencia con anterioridad a la crisis. Un análisis de los datos de la Encuesta Social Europea (en adelante, ESS por *European Social Survey*) procedentes de 23 países en los años 2002 y 2004, encuentra asociación entre el desempleo y una peor salud percibida de forma consistente en toda Europa, así como una desigualdad más notable entre las mujeres y variaciones según el modelo de estado del bienestar (Bambra & Eikemo, 2009). En España, es destacable el estudio de Tapia Granados (2005), que analiza datos de las 50 provincias españolas a lo largo del periodo 1980-1997; sus resultados muestran que, a nivel poblacional, la tasa de mortalidad es más alta cuando aumenta la tasa de empleo y es más baja cuando aumenta la tasa de desempleo.

Tras el surgimiento de la crisis, se multiplican los trabajos que investigan cómo sus efectos en las condiciones sociolaborales de la población pueden relacionarse con cambios en la salud de esta. El más palpable de dichos efectos es un dramático incremento de la tasa de desempleo, problema que se aborda desde diversas perspectivas: ¿influye estar en situación de desempleo en la salud percibida de forma diferente antes o después del inicio de la crisis, con un mayor peso de expectativas negativas? ¿En regiones o en periodos con bajas o altas tasas de desempleo, generando una percepción de normalidad respecto a la situación de desempleo? ¿Varía en hombres y en mujeres, con un mandato social de género diferente? ¿Es relevante que la situación de desempleo sea de corta duración o se alargue en el tiempo, tal vez calando en la autoimagen de la persona desempleada y generándole un estado de indefensión aprendida? ¿Qué papel amortiguador juegan las políticas de protección social frente al desempleo? ¿Es suficiente la recuperación del empleo para contrarrestar los efectos negativos de su pérdida en la salud?

A nivel internacional, diversos trabajos comparativos entre países confirman la relación negativa entre desempleo y salud. El más ambicioso, por incluir datos de 75 países procedentes del Banco Mundial y la Organización Mundial de la Salud entre 1990 y 2010, concluye que la mortalidad por cáncer aumenta con el desempleo (Maruthappu et al., 2016). Otros estudios, centrados en el entorno europeo y en la relación entre el desempleo y la salud percibida, coinciden en señalar el desempleo como un factor que aumenta el riesgo de presentar mala salud percibida. En este sentido, destacan las investigaciones de Huijts et al. (2014), con datos longitudinales de la ECV entre 2007 y 2010, en 30 países; de Shahidi et al. (2016), con datos de la ESS de 2012 en 23 países; y de Bacci et al. (2017), con datos longitudinales de la Encuesta Europea de Condiciones de Vida (en adelante, EU-SILC por *European Union Statistics on Income and Living Conditions*) entre 2009 y 2012 en 26 países. Estos resultados aparecen en investigaciones llevadas a cabo de forma separada en países muy diferentes. Por ejemplo, en Grecia, para el periodo 2008-2013, se observa una asociación entre el desempleo y mayor riesgo para la salud mental y para la salud percibida (Drydakis, 2015). En el caso del desempleo de larga duración, un estudio realizado en Alemania entre 2009 y 2010 lo relaciona con peor salud física y psicológica, subrayando la fuerte asociación entre mala salud percibida y mala salud mental (Limm et al., 2012). En Italia, un estudio con datos longitudinales de la ECV para el periodo 2007-2010 analiza mediante modelos de ecuaciones estructurales los efectos acumulativos sobre la salud percibida en función de diferentes trayectorias en la situación laboral; en hombres y mujeres, los mayores *odds ratio* para presentar peor salud percibida aparecen en las personas con trabajo en 2007 que lo pierden en 2010; los *odds ratio* también son mayores en los hombres inactivos a lo largo de todo el periodo (Sarti & Zella, 2016).

Varias revisiones de la literatura realizadas en los primeros años de la crisis obtienen conclusiones similares. Así, Catalano et al. (2011) indican que las experiencias indeseables en materia laboral y financiera aumentan el riesgo de mortalidad prematura en países desarrollados, morbilidad no específica, enfermedad cardiovascular y problemas psicológicos y de conducta, incluyendo violencia y suicidio; asimismo, sugieren que los trabajos revisados invocan un modelo adaptativo en el que las fuerzas económicas crean circunstancias diferentes de aquellas para las cuales los individuos, hogares, instituciones y comunidades se habían preparado, lo que lleva a los individuos a adaptarse somática y conductualmente para cumplir con sus obligaciones sociales y económicas. Otra revisión del mismo año también muestra la asociación entre el desempleo y un mayor riesgo de muerte, que se incrementa un

63% entre aquellos que han experimentado el desempleo respecto a los que no, aunque se observan diferencias significativas entre grupos de población: aumenta más en hombres, un 78%, que en mujeres, un 37%, y más en menores de 40 años, un 73%, y en la mediana edad, un 77%, que en mayores de 50 años, un 25% (Roelfs et al., 2011). Una revisión posterior subraya que el desempleo conlleva un mayor riesgo de enfermedad, especialmente de enfermedad mental y más cuando el desempleo es de larga duración, insinuando como posible mecanismo causal el papel de la indefensión aprendida (Herbig et al., 2013). Más adelante, una revisión de la literatura publicada entre 2003 y 2014 encuentra evidencia de un efecto negativo en la salud del desempleo, que afecta más a los trabajadores manuales, a los desempleados por razones de salud y a quienes carecen de una red de apoyo social fuerte; igualmente, los autores recomiendan analizar esta relación en hombres y mujeres por separado (Norström et al., 2014). Según una revisión de artículos publicados entre 2006 y 2016 en Europa centrados en la población joven, existe evidencia de que tanto el desempleo como el empleo precario causan problemas de salud a través de mecanismos relacionados con la perspectiva del curso de vida, el modelo de sostén de la familia (*breadwinner model*) y la falta de los beneficios sociales y económicos proporcionados por el empleo estándar (Vancea & Utzet, 2017). En cuanto al papel mediador del género, un análisis de datos longitudinales tomados en 27 países durante el periodo 2007-2009 a través de la EU-SILC halla que la pérdida del empleo se asocia con peor salud percibida en hombres y mujeres y que recuperarlo lleva a que las mujeres mejoren su salud pero no así los hombres (Huijts et al., 2015).

En España, los estudios posteriores a la crisis también encuentran resultados contradictorios entre salud y desempleo. Un trabajo de Urbanos Garrido y González López-Valcárcel (2013) analiza por separado los datos de la ECV para el periodo 2006-2011 y de la ENSE 2011-2012 para estimar los efectos del desempleo sobre la salud. Su análisis de la ECV indica que estar desempleado no afecta a la salud percibida, mientras que las condiciones de la vivienda y la capacidad para llegar a fin de mes sí lo hacen. Por el contrario, su análisis de la ENSE, con datos de corte transversal pero con información sobre el tiempo que cada persona declara llevar desempleada, señala 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; en cambio, la situación familiar, los estilos de vida y la práctica de ejercicio físico tienen efectos positivos sobre la salud mental. Un trabajo posterior de las autoras incluyendo datos de la ENSE para 2006 corrobora estos últimos resultados y confirma que los efectos psicológicos del desempleo son más graves en tiempos de recesión

(Urbanos-Garrido & González López-Valcárcel, 2015). Varios estudios transversales realizados en nuestro país muestran esta asociación entre desempleo y aparición de problemas de salud mental (Gili et al., 2013; Isabel Aguilar-Palacio et al., 2015; Córdoba-Doña et al., 2016), incluyendo el suicidio (Rivera et al., 2016). Otro estudio con datos longitudinales de la ECV (2007-2010) confirma que el desempleo afecta negativamente a la salud percibida durante la crisis económica (López del Amo et al., 2014). Un informe del Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social (2018) que revisa la literatura sobre los efectos de la crisis en España no identifica un empeoramiento de la salud percibida en la población general, tal vez porque el auge de nuevos problemas socioeconómicos lleve a infravalorar los problemas de salud, aunque sí en grupos vulnerables como los desempleados, sobre todo en hombres y desempleados de larga duración, y las mujeres sin estudios. Dando un paso más allá, una investigación posterior analiza la relación entre la salud percibida y el desempleo a largo y muy largo plazo mediante modelos multinivel con datos longitudinales del periodo 2007-2011 en España (López del Amo González et al., 2018). Siguiendo a Brenner (2016), los autores definen el desempleo a largo plazo como aquel cuya duración es de 12 a 23 meses; el desempleo a muy largo plazo es el que se prolonga de 24 a 48 meses. La probabilidad de declarar mala salud es similar entre los empleados y los desempleados durante menos de 12 meses, alrededor de un 14%; mientras que en los desempleados de larga duración este porcentaje rebasa el 23% y en los desempleados de muy larga duración casi se duplica rozando el 28%; en el mismo apartado de situación laboral, estos porcentajes son superados por las personas dedicadas a las labores del hogar, por encima del 33%, y otros inactivos rozando el 55% (López del Amo González et al., 2018). Por último, otros autores advierten que el hecho de que solo aparezcan efectos en la salud mental a corto plazo no significa que no puedan aparecer otros efectos negativos sobre la salud a largo plazo, por lo que es conveniente seguir vigilando la evolución de los indicadores generales de salud (Oliva et al., 2019).

1.4. Precariedad laboral y salud

Desde principios del presente siglo, se viene desarrollando un marco teórico en el que la precariedad laboral se configura como un constructo multidimensional en el que confluyen diferentes condiciones que pueden darse en mayor o menor grado y que suelen identificarse con situaciones de inestabilidad o temporalidad, falta de poder, vulnerabilidad, salario insuficiente, derechos laborales reconocidos y capacidad para ejercerlos (Cano et al., 2000; Amable et al., 2001; Joan Benach & Muntaner, 2010; J. Benach et al., 2014; Vives et al., 2010, 2011, 2013, 2015). La medición de todas estas dimensiones es compleja y la mayoría de los estudios que investigan la precariedad laboral se centran en la inestabilidad del empleo. En la literatura, esta dimensión se denomina también inseguridad laboral, en el sentido de incertidumbre respecto al futuro, y se vincula a la temporalidad, midiéndose a través del tipo y la duración del contrato de trabajo (Joan Benach & Muntaner, 2010).

Numerosas publicaciones anteriores a la crisis económica asocian la precariedad laboral con una peor salud. Una de las más destacadas resume la evidencia a lo largo de las tres décadas previas respecto a los efectos de la inseguridad laboral en la morbilidad física y mental, la mortalidad prematura, las bajas laborales y la utilización de servicios sanitarios (Jane E Ferrie, 2001). Paralelamente, un estudio multimétodos analiza la bibliografía de los diez años anteriores, señalando que la inseguridad en el empleo definida como la amenaza de perder el empleo indefinido, casi siempre por reducción o reorganización de la plantilla, se asocia con una mayor exposición a riesgos laborales y con peor salud física y mental. La temporalidad en el empleo, por su parte, se asocia con peores condiciones de trabajo y más riesgos laborales, tanto relativos a accidentes como a otros problemas de salud relacionados con el trabajo (Amable et al., 2001). Un metaanálisis algo posterior estima cómo se relaciona la inseguridad laboral con las consecuencias que se le atribuyen en la literatura, obteniendo que la inseguridad laboral perjudica la salud de los empleados, sus actitudes respecto a su empleo y a la organización y, en cierta medida, su conducta en esta (Sverke et al., 2002). Otro metaanálisis de 40 años de investigaciones sobre la relación entre el empleo temporal y la salud sugiere que el empleo temporal se relaciona con mayor morbilidad psicológica atribuible al efecto adverso de la inseguridad en el empleo sobre la salud mental, mayor riesgo de accidentes de trabajo por la mayor inexperiencia de los trabajadores temporales y la falta de cursos de iniciación y seguridad en los lugares de trabajo, y menores tasas de ausencia por enfermedad debido al temor a perder el empleo aunque también al efecto del trabajador sano (M. Virtanen et al.,

2005). En otra revisión importante por incorporar la perspectiva de género al análisis del impacto de la precariedad laboral en la salud, los autores denuncian que la salud de las mujeres resulta desproporcionadamente más afectada que la de los hombres, en gran medida debido a una distribución del trabajo marcada por el género en la que las mujeres se ven más expuestas al desempleo, al empleo a tiempo parcial, al empleo informal y, en general, a empleos precarios que suelen ser inseguros, peligrosos, mal pagados y con menos probabilidad de contar con sindicatos o estar cubiertos por convenios colectivos (Menéndez et al., 2007). Otra revisión más reciente pero también con datos previos a la crisis aborda la repercusión de las formas atípicas de empleo sobre la salud, recogiendo las principales conclusiones de los estudios efectuados desde finales de los años ochenta (García, 2010).

La mayoría de los estudios internacionales sobre la relación entre precariedad laboral y salud son anteriores a la crisis económica y de naturaleza transversal, atendiendo fundamentalmente a la inseguridad en el empleo. Un análisis realizado para 15 países europeos, mediante modelos multinivel y regresión logística, señala una asociación positiva entre el empleo precario y la insatisfacción en el trabajo y, en el empleo precario a tiempo completo, la fatiga, el dolor de espalda y los dolores musculares. Estos resultados se muestran consistentes a través de los países y las asociaciones persisten tras ajustar por condiciones de trabajo a nivel individual, sin ser modificadas por las variables a nivel de país (Benavides et al., 2000). Otro estudio transversal sobre la inseguridad en el empleo percibida y el contexto social en 17 países europeos investiga las diferencias en la inseguridad laboral percibida por los asalariados mediante modelos multinivel, hallando diferencias significativas en la inseguridad laboral percibida entre los distintos países (Erlinghagen, 2008). Un estudio posterior sobre la relación entre la inseguridad en el empleo y la salud en 16 países europeos utiliza modelos de regresión logística múltiple para analizar los datos transversales de tres encuestas de base poblacional. Sus resultados muestran que la inseguridad en el empleo está asociada con un mayor riesgo de peor salud percibida en la mayoría de los países, no hallando diferencias significativas en la fuerza de dicha asociación según edad, sexo, educación o estado civil (László et al., 2010).

Otros trabajos de corte transversal utilizan datos de estudios más amplios realizados en el entorno europeo pero limitan su análisis a países concretos (Pelfrene et al., 2003; P. Virtanen et al., 2003; Lau & Knardahl, 2008). Aunque con importantes matices, todos encuentran una asociación entre precariedad laboral y peor salud percibida y problemas de salud mental. En el mismo sentido, otros estudios transversales fuera del entorno europeo también encuentran

una asociación significativa entre inseguridad en el empleo, peor salud percibida, peor salud física, mayor frecuentación en atención primaria, trastornos mentales y aumento de los intentos de suicidio (McDonough, 2000; Cheng et al., 2005; Broom et al., 2006; Luana Giatti et al., 2008; Wang et al., 2008; Lim et al., 2015; Min et al., 2015).

La literatura internacional con estudios longitudinales es reducida y, excepto un trabajo previo a la crisis económica (Rugulies et al., 2008), no analizan la influencia entre la salud percibida y la precariedad laboral sino que utilizan otras variables relacionadas con la salud, como el estrés, la fatiga o los problemas de salud. Cabe destacar como antecedente el estudio en el Reino Unido, a lo largo de una década (1995-2005), en el que se analizan los datos de las sucesivas fases del estudio longitudinal Whitehall II, realizado con una población de funcionarios. Entre sus hallazgos, destaca un fenómeno aparentemente paradójico: un aumento de las ausencias por incapacidad temporal en funcionarios expuestos a cambios importantes en su organización y posteriormente, ante la inminente privatización de su departamento, un incremento tanto de la morbilidad como del presentismo laboral, fenómeno constatado en otros estudios similares (J E Ferrie et al., 1998; J. E. Ferrie et al., 2002; Jane E. Ferrie et al., 1995, 1998, 2005). En Holanda, un estudio longitudinal parecido, aunque más limitado en el tiempo, sobre el efecto del posible cierre del lugar de trabajo en términos de fatiga y distrés psicológico muestra un claro incremento en el riesgo de distrés psicológico en los empleados de la sede cuyo cierre se había anunciado en comparación con los empleados de la otra sede (grupo control) (Swaen et al., 2004). También en Holanda, con datos del mismo estudio de cohortes, una investigación sobre el efecto transversal y longitudinal de la inseguridad laboral sobre las infecciones comunes y los problemas de salud, mediante análisis de ecuaciones de estimación generalizadas, halla una relación transversal entre la inseguridad laboral y las infecciones comunes y las quejas generales de salud; para la relación longitudinal, el mayor efecto se encuentra para enfermedades similares a la gripe y quejas generales de salud (Mohren et al., 2003). En Dinamarca destacan otros dos estudios longitudinales con un seguimiento de cinco años (Rugulies et al., 2006, 2008). El primero, sobre el impacto de las características psicosociales del trabajo y la incidencia de síntomas depresivos severos, muestra que el ambiente de trabajo influye en el riesgo de desarrollar síntomas depresivos graves de forma diferencial según el género: en los hombres, este riesgo es mayor en presencia de inseguridad laboral; en las mujeres, el aumento de dicho riesgo se relaciona con baja influencia en el trabajo y bajo apoyo del supervisor (Rugulies et al., 2006). El segundo, un análisis multivariante de regresión logística con una muestra diferente, sobre la relación entre

la inseguridad laboral y la escasez de oportunidades en el mercado laboral con la salud percibida, concluye que la inseguridad laboral es un factor predictivo de peor salud percibida en las mujeres empleadas; entre los hombres, la inseguridad laboral parece afectar a la salud de los empleados mayores de 50 años así como de los más jóvenes con escasas oportunidades en el mercado laboral (Rugulies et al., 2008).

En España, algunos estudios descriptivos de corte transversal realizados con anterioridad al inicio de la crisis observan que la precariedad laboral se relaciona con un mayor riesgo de peor salud mental (Vives et al., 2011, 2013). Otros muestran la asociación de la vulnerabilidad con una peor salud percibida y una mayor utilización de los servicios sanitarios (I. Aguilar-Palacio et al., 2012). También se plantea la cuestión de si la precariedad laboral podría afectar más a las mujeres que a los hombres. En un artículo de revisión, Menéndez et al. (2007) enumeraron una serie de factores que actúan en dicho sentido. En primer lugar, la división sexual del trabajo y la conceptualización del varón como sustentador de la familia llevan a un mayor porcentaje de mujeres que de hombres al desempleo y a aceptar formas de empleo no estándar y empleo a tiempo parcial. En segundo lugar, existen estructuras de poder discriminatorias que promueven la segregación ocupacional de género restringiendo las posibilidades laborales de las mujeres a empleos considerados femeninos y situaciones de precariedad laboral. En tercer lugar, la influencia de la desigualdad de género en el impacto del empleo precario en la salud está mediada por su interacción con las desigualdades por razón de clase y de etnia. En cuarto lugar, la división sexual del trabajo implica que las mujeres asuman una mayor carga de trabajo doméstico, lo que incrementa las dificultades para conciliar la vida laboral y familiar aumentando el riesgo de sufrir problemas de salud mental. En quinto lugar, el sindicalismo se centra a menudo en las ocupaciones desempeñadas mayoritariamente por varones blancos y en los empleos permanentes a tiempo completo, descuidando a las mujeres, a los no blancos y a los trabajadores en nuevos tipos de empleo precario. Estos autores resaltan que las nuevas formas de empleo precario, al interactuar con desigualdades de género históricas, perjudican más a la salud de las mujeres y sugieren estudiar patrones sociales de exposiciones y resultados de salud segregando por género la distribución de los tipos de empleo no estándar (Menéndez et al., 2007).

Tras el inicio de la crisis económica, destaca una revisión de investigaciones anteriores y posteriores a esta por su enfoque en la naturaleza multidimensional de la precariedad laboral y su carácter de determinante social de la salud (J. Benach et al., 2014). Con el objetivo de identificar los factores históricos, económicos y políticos que relacionan la precariedad laboral

con la salud y la equidad en salud, clasifica la evidencia obtenida en función de si hay fase de anticipación y pérdida del empleo en reestructuraciones de la organización, si estudia la percepción de inseguridad en el empleo, si se centra en el empleo temporal, si realiza aproximaciones multidimensionales al empleo flexible y a la precariedad en el empleo; y/o si se enfoca en el estado del bienestar y el mercado laboral nacional (J. Benach et al., 2014). Más adelante, una revisión panorámica de trabajos publicados en Europa entre 2006 y 2016, tanto transversales como longitudinales, con datos anteriores y posteriores a la crisis y con un tamaño muestral muy variable (entre 15 y 199.623), halla evidencia de que los jóvenes en situación de precariedad laboral son especialmente vulnerables a problemas de salud física y mental por carecer de las ventajas sociales y económicas propias del empleo estándar; además, los problemas de salud mental también se atribuyen a la perspectiva del curso de vida y al modelo de sostén de la familia (Vancea & Utzet, 2017).

A nivel internacional, un estudio transversal con datos de 2010 en 34 países europeos indica que, en los trabajadores asalariados, el empleo flexible y no estandarizado se relaciona con una menor satisfacción laboral y peor salud percibida, tanto general como mental (Van Aerden et al., 2016). Otro estudio transversal realizado en 6 países centroamericanos con datos de 2011 confirma que casi todos los perfiles de empleo sin cobertura de seguridad social se asocian con peor salud percibida y peor salud mental en ambos sexos (López-Ruiz et al., 2015). Por otra parte, destacan tres estudios longitudinales realizados en Italia; uno, con datos de 2006 a 2010, muestra que la temporalidad en el empleo se asocia con peor salud percibida, especialmente en los hombres, los jóvenes y en el centro y sur de Italia. (Minelli et al., 2014); otro, basado en la ECV para el periodo 2007-2010, encuentra un incremento del riesgo de peor salud percibida en las mujeres con precariedad laboral (Sarti & Zella, 2016); el tercero, con datos de 2007-2011, muestra que la probabilidad de desarrollar problemas de salud mental que precisen medicación se relaciona con la temporalidad en el empleo en varios aspectos, en los que tienen más días de temporalidad, los que sufren más cambios en sus contratos temporales y los que pasan de un empleo permanente a un empleo temporal (Moscone et al., 2016). En Japón, un estudio longitudinal con datos de 2005 a 2010 recogidos en una muestra de hombres de 50-59 años muestra asociación entre el empleo precario y una peor salud percibida (Wada et al., 2015).

Tras el inicio de la crisis, la mayoría de los trabajos que vinculan la precariedad laboral y el estado de salud hallados en nuestro país son estudios transversales y, generalmente, de naturaleza cualitativa y basados en grupos focales reducidos. Un trabajo transversal con datos

de 2010 asocia la precariedad laboral con una peor salud percibida en la población trabajadora (Joan Benach et al., 2015). Desde otro ángulo, Díaz-Chao et al. (2015) investigan los determinantes de la calidad percibida del empleo en España abordando múltiples dimensiones explicativas vinculadas tanto con el propio puesto de trabajo, calidad intrínseca, organización, inclusión y acceso y compensación, como con su entorno y las relaciones laborales, relaciones sociales, intensidad del empleo, formación, y salud y seguridad en el trabajo. Por otra parte, Ollé-Espluga et al. (2014) señalan que el temor a perder el empleo, exacerbado por la crisis, debilita la interacción de los trabajadores con sus representantes de seguridad y salud, lo que reduce la efectividad de su papel. En este contexto de crisis y en población inmigrante se identifican cuatro factores que determinan la asistencia al trabajo a pesar de estar enfermos: pobres condiciones laborales, temor al desempleo, relación empleador/empleado y dificultades para encontrar sustitutos (Galon et al., 2014; Ronda et al., 2015). En general, parece que la crisis económica aumenta la exposición a algunos riesgos psicosociales en el trabajo y la preocupación por el empeoramiento de las condiciones de trabajo podría estar subordinada al miedo a perder el empleo (Utzet et al., 2014). En cuanto a estudios de carácter longitudinal, dos trabajos sobre población migrante, de tamaño muestral reducido, identifican un papel causal de la crisis en el incremento de riesgos para la salud mental de los inmigrantes de ambos sexos, si bien mayor en hombres (Agudelo-Suárez et al., 2013), estando este aumento asociado a un deterioro de las condiciones laborales que no se debería solo a la crisis pero estaría relacionado con ella (Robert et al., 2014). Esta tesis ofrece nuevas evidencias sobre la relación entre la precariedad laboral y la salud percibida de la población en España, las cuales se exponen en los capítulos siguientes.

1.5. Desigualdad, pobreza y salud

La situación de las personas que, por vivir en condiciones de pobreza y carencia material, ven disminuida su capacidad de desarrollo y realización a diferentes niveles en el sistema socioeconómico, del que pueden llegar a ser excluidas, genera desigualdades sociales en salud (Wilkinson & Marmot, 2003). Asimismo, la propia desigualdad económica afecta a la salud de las personas. Es clásico el estudio de Amartya Sen (1995) que compara la relación entre renta per cápita y longevidad en Estados Unidos, China y Kerala, India; sus resultados evidencian que los hombres afroamericanos de Estados Unidos, pese a tener una renta per cápita muy superior y menor tasa de mortalidad infantil que los hombres de China y de Kerala, tienen peor tasa de supervivencia conforme avanzan los años. En cuanto a las mujeres afroamericanas, su tasa de supervivencia es similar a la de las chinas, mucho más pobres, y peor que la de las indias, aún más pobres. Esto indica que la población afroamericana no solo sufre una privación relativa frente a la población blanca de Estados Unidos sino también más privaciones en términos absolutos que los habitantes de países más pobres en cuanto a longevidad (A. K. Sen, 1995). Así, tanto la desigualdad como la pobreza se hallan asociadas negativamente con la salud y tienden a ser consideradas de forma errónea como un mismo problema; sin embargo, aunque ambas están relacionadas, responden a conceptos diferentes. En nuestro país, Karlsdotter et al. (2011) estudian la influencia de ambas en la salud de los mayores de 65 años contrastando dos hipótesis: la hipótesis de la renta absoluta, según la cual los incrementos adicionales de la renta individual mejoran la salud, aunque de forma decreciente, y la hipótesis de la desigualdad de renta, que supone que, en los países desarrollados, la población que habita en áreas geográficas con mayor desigualdad de renta presentan menor nivel de salud. Los resultados de dicho trabajo confirman la hipótesis de la renta absoluta, ya que la renta individual se asocia positivamente con la salud; en cambio, la hipótesis de la desigualdad de renta se confirma solo para las mujeres (Karlsdotter et al., 2011). Partiendo de esta premisa, el presente estudio investiga también la relación entre la pobreza y la salud.

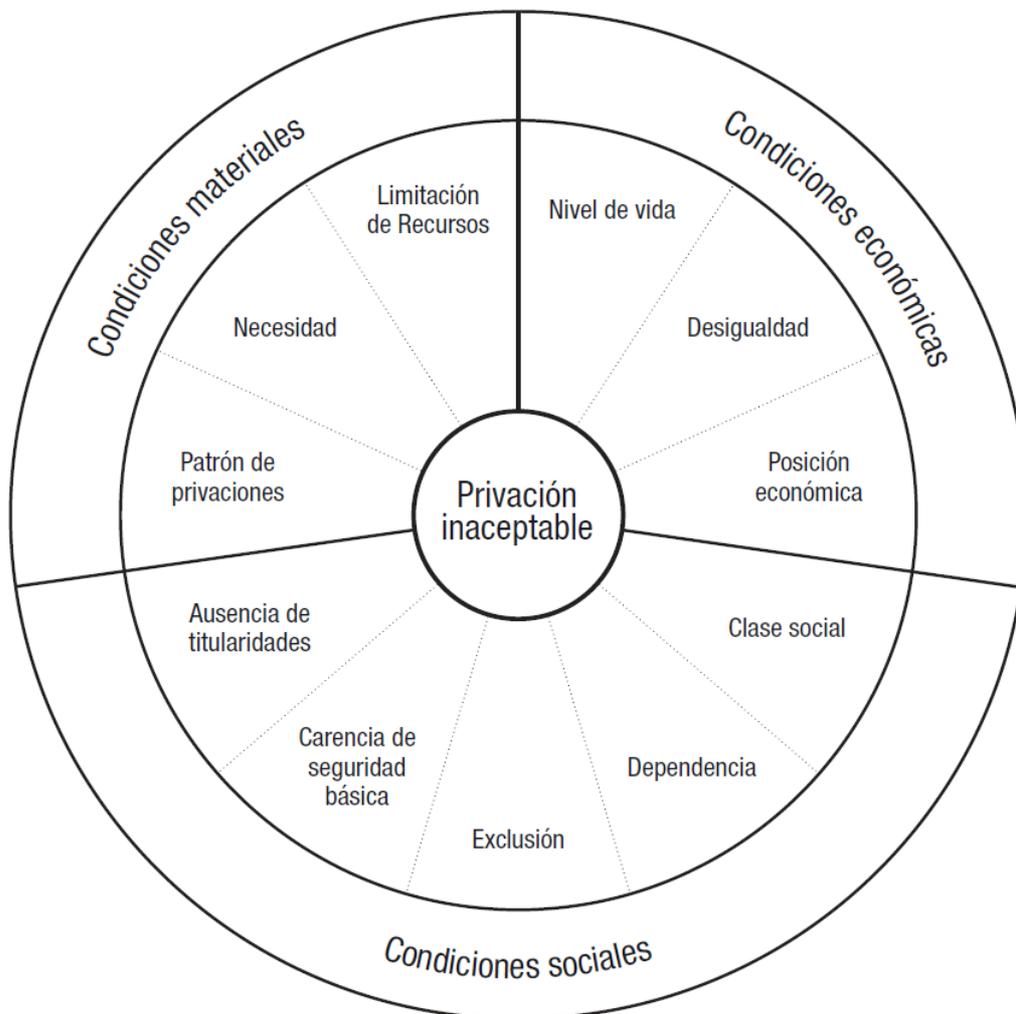
Existe una asociación estrecha entre la renta y la situación socioeconómica de la familia y la salud de los individuos. Aittomäki et al. (2012, 2014), en sus análisis de datos longitudinales para investigar las relación entre los ingresos del hogar, las ventajas en el mercado de trabajo y las desigualdades en salud, hallan que las reducciones en la renta familiar y la percepción de carencias materiales familiares son factores usualmente asociados al empeoramiento de los indicadores de salud individual. Asimismo, hay pruebas de la existencia de una alta correlación

en la salud entre los miembros de una misma familia, lo que apunta a que la familia en cierta medida influye en la percepción individual del estado de salud (Lawlor & Mishra, 2009). Un estudio realizado en Alemania entre 1995 y 2010 sugiere que el nivel de ingresos y la satisfacción respecto a los mismos miden, complementándose, diferentes aspectos de la desigualdad en la renta y que dicha satisfacción parece contribuir en el mecanismo causal entre la renta y la mortalidad (Miething, 2013). Un análisis de la Encuesta General de Hogares Británica para el año 2006 afirma que tanto la presión económica en los hogares como la percepción de las privaciones materiales pueden afectar negativamente a la salud (Arber et al., 2014). Una de las dimensiones más importantes del gradiente social en la salud es la relación entre el nivel de ingresos y el de salud (Subramanian et al., 2003). La hipótesis de la renta absoluta supone una relación causal cóncava entre ingresos y salud, es decir, incrementos adicionales de la renta producen aumentos de salud, aunque a un ritmo decreciente (H. Gravelle & Sutton, 2006; Hugh Gravelle & Sutton, 2009), hipótesis contrastada a nivel internacional, aunque no de forma concluyente (Mackenbach et al., 2005; Jones & Wildman, 2008), y para España en particular (Karlsdotter et al., 2011, 2012).

Sin perjuicio de la relevancia de las investigaciones cimentadas en análisis de datos cuantitativos, imprescindibles para generar evidencia, se hace necesario reconocer que la realidad de la pobreza es compleja y difícil de abarcar. Amartya Sen (2000) la concibe como “la privación de capacidades básicas y no solo como una renta baja”, privación que puede llevar a una muerte prematura, desnutrición principalmente infantil, enfermedades persistentes, analfabetismo y otros fracasos. El mismo autor señala que la pobreza no solo afecta a los países en vías de desarrollo sino también a los más desarrollados y pone como ejemplo las altas tasas de desempleo en muchos países europeos y sus consecuencias en quienes lo sufren, que van más allá de una disminución de la renta que pueda compensarse a través de la protección social por parte del Estado, ya que contribuye a la exclusión social y pueden verse afectadas la libertad individual, la iniciativa, las cualificaciones, la independencia, la confianza en uno mismo y la salud mental y física (Amartya Sen et al., 2000). Para Sen, la pobreza “no es una cuestión de escaso bienestar, sino de incapacidad para conseguir bienestar precisamente debido a la ausencia de medios”, y estos medios necesarios para salir de la pobreza “varían paraméricamente con las características y las circunstancias personales” (Amartya Sen et al., 1999). Más adelante, Spicker et al. (2009) analizan los distintos sentidos en que se conceptualiza la pobreza y, como refleja la Figura 8, los clasifican en doce subcategorías que

distribuyen en tres grandes grupos según atiendan a condiciones materiales, económicas o sociales.

Figura 8. Aspectos similares en diferentes conceptos de pobreza, según Spicker et al. (2009).

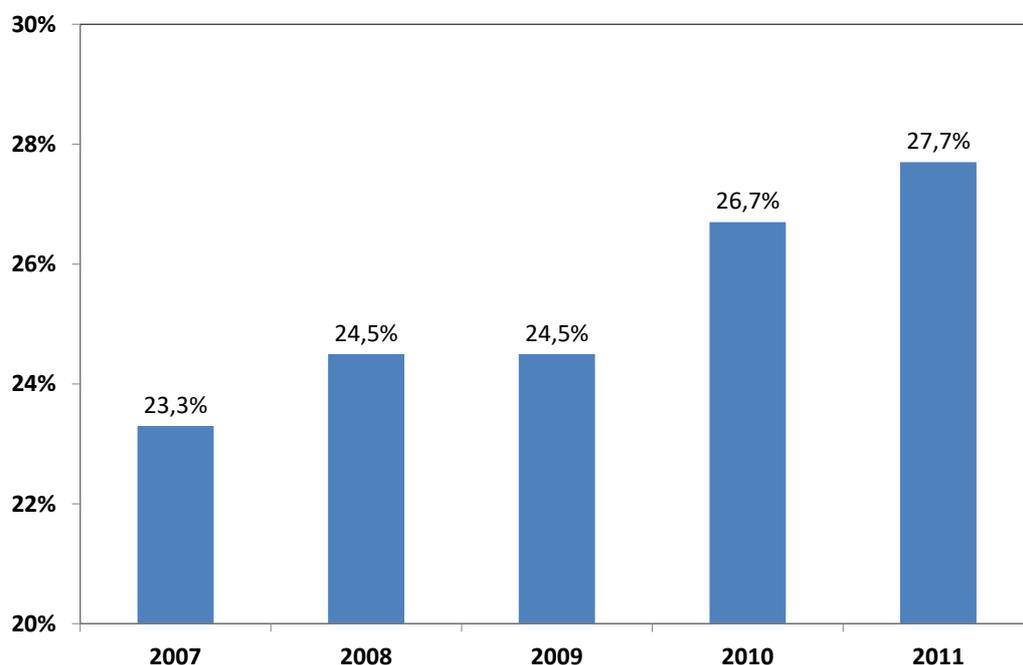


Fuente: Spicker et al. (2009), página 302.

Las definiciones de pobreza centradas en las condiciones materiales se fijan en el patrón de privaciones, que incluye su persistencia en el tiempo y supone que no toda necesidad conlleva pobreza, la necesidad o carencia de bienes y servicios básicos y la limitación de recursos cuando esta constituye la causa de necesidades descubiertas. Los enfoques orientados a las condiciones económicas toman en consideración el nivel de vida, la desigualdad y la posición económica; en estos tres casos, se tiene en cuenta la situación del individuo en comparación con el resto de las personas de su entorno, ya que no toda desigualdad implica pobreza sino que alude a la distribución de la riqueza. En cuanto a las condiciones sociales en torno a las cuales se configuran otras nociones de pobreza, se contemplan la clase social, la dependencia

de ayudas o prestaciones sociales, la exclusión social, la carencia de seguridad básica o vulnerabilidad social y la ausencia de titularidades entendida como falta de acceso al ejercicio de los derechos (Giménez Mercado & Valente Adarme, 2016). En esta línea, la Unión Europea, en adelante UE, establece un indicador de riesgo de pobreza o exclusión social con una metodología homologada para los Estados miembros, que se conoce como tasa AROPE por sus siglas en inglés *At Risk Of Poverty or social Exclusion*. Se trata de un indicador agregado que comprende, a su vez, tres indicadores, tasa de riesgo de pobreza, carencia material severa en el hogar y muy baja intensidad de empleo en el hogar, pero no es la suma de ellos sino que la presencia de cualquiera de ellos indica riesgo de pobreza o exclusión social; además, los dos primeros se calculan como porcentajes del total de la población mientras que el tercero se calcula como porcentaje de la población menor de 60 años (Esteban Yago & Losa Carmona, 2015). Por tanto, este indicador es más amplio que la tasa de riesgo de pobreza, ya que puede incluir a personas que no sean pobres. Sin embargo, al menos en España, el factor más importante de los tres es la tasa de riesgo de pobreza ya que aporta aproximadamente el 75% del peso del indicador si se considera tanto de forma aislada como en intersección con la carencia material severa y/o con la muy baja intensidad de empleo en el hogar (Llano Ortiz, 2015a). En cualquier caso, los tres indicadores que componen la tasa AROPE tienen que ver con la dimensión económica de la exclusión social. Considerada en su globalidad, la tasa AROPE en España se incrementa notablemente a lo largo de la crisis, como muestra la Figura 9.

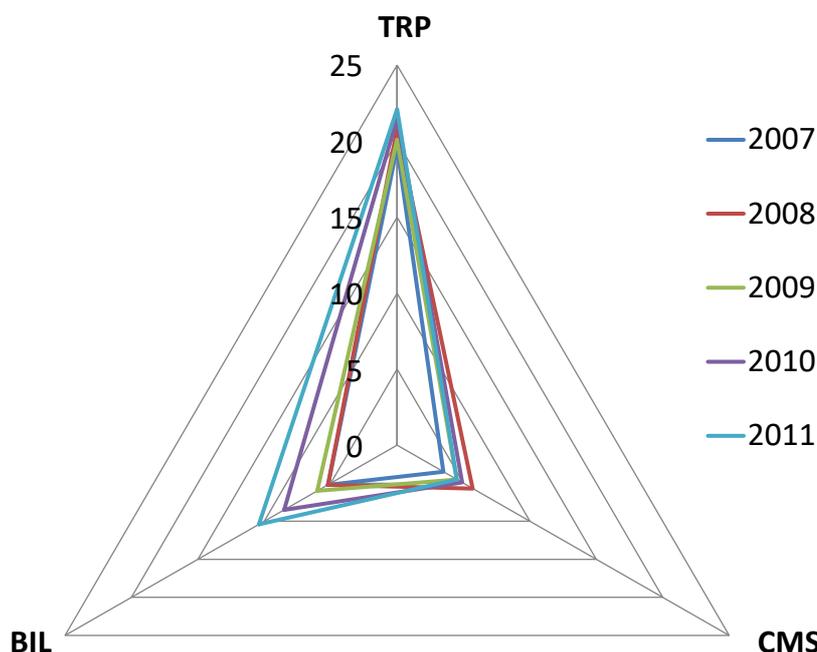
Figura 9. Evolución de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %, y línea de tendencia. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Por otra parte, debe tenerse en cuenta que la tasa AROPE se distribuye de forma heterogénea en función de variables que se evidencian como relevantes al investigar sobre la pobreza, tales como el territorio, el género, la edad, la nacionalidad, el nivel educativo, el hábitat, la situación ocupacional, el tipo de hogar y la discapacidad (Llano Ortiz, 2019b). El presente trabajo pone especial énfasis en el territorio y el género, por lo que se tratan en profundidad en posteriores apartados de este capítulo. Respecto a las demás variables, cabe señalar que la tasa AROPE se presenta con menor proporción conforme se avanza en el grupo de edad, afectando más a los niños de familias numerosas o monoparentales; se da menos entre españoles que entre extranjeros y menos entre europeos que en extracomunitarios, si bien, como es lógico, la inmensa mayoría de personas pobres en nuestro país son de nacionalidad española; aparece más entre desempleados y otros inactivos que entre ocupados y jubilados, aunque con un crecimiento de la proporción de trabajadores pobres y de personas pobres con un nivel educativo medio o alto; la población pobre vive más en zonas rurales, más económicas aunque con menos recursos a su disposición; por otra parte, las personas con discapacidad tienen una tasa AROPE mucho más alta que quienes no sufren discapacidad pero su tasa se mantiene estable mientras que se dispara para las personas sin discapacidad a raíz de la crisis (Llano Ortiz, 2015a, 2019a).

Figura 10. Evolución de los componentes de la tasa AROPE, en %. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Nota: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL.

En la Figura 10, que muestra la evolución de los componentes de la tasa AROPE para el periodo 2007-2011 mediante un gráfico radial, se observa que el factor predominante es la tasa de riesgo de pobreza y que el aumento del desempleo aparejado a la crisis económica, trasladado al indicador de muy baja intensidad laboral, adquiere un peso creciente en el incremento del porcentaje de personas en riesgo de exclusión social. La tasa de riesgo de pobreza (TRP) mide el porcentaje de personas que viven con bajos ingresos, esto es, por debajo de un umbral que se calcula a partir de la renta de toda la población. Este umbral de la pobreza está fijado por la UE en el 60% de la mediana nacional de la renta disponible equivalente o por unidad de consumo en el año anterior a la entrevista. Así, la tasa de riesgo de pobreza viene dada por el porcentaje de personas que viven en hogares cuya renta disponible total equivalente, después de transferencias sociales, es inferior al umbral de riesgo de pobreza para dicho hogar. Esta tasa es indicativa del impacto de la desigualdad sobre la pobreza pero no incluye el efecto de un empobrecimiento generalizado a causa de una crisis económica, que incluso hace que el umbral de la pobreza baje. Otros umbrales señalan la pobreza extrema (40%) o un espacio social de vulnerabilidad (70%) (Esteban Yago & Losa Carmona, 2015). En España, un reciente trabajo investiga la relación entre la pobreza y la salud utilizando datos longitudinales para el periodo 2007-2011 (López del Amo González et al., 2018). Los autores muestran que la renta

familiar reduce las probabilidades de reportar problemas de salud en un 16% a 28% por cada punto porcentual adicional en el ingreso; igualmente, pertenecer a un hogar con privación material severa aumenta el riesgo de mala salud percibida entre un 70% y un 140%.

El indicador de población con carencia material severa (CMS) se evalúa tomando como referencia un listado de nueve ítems de consumos básicos definidos por la Oficina Estadística de la UE (Eurostat). La población que vive en hogares que no pueden pagar tres de ellos se considera en situación de carencia material; si no puede pagar cuatro de ellos, sufre CMS. Estos ítems son:

1. Pagar la hipoteca, alquiler o letras.
2. Mantener la vivienda a temperatura adecuada en invierno.
3. Permitirse unas vacaciones de, al menos, una semana al año.
4. Permitirse una comida de carne, pollo o pescado, cada dos días.
5. Capacidad para afrontar gastos imprevistos.
6. Disponer de teléfono.
7. Disponer de televisión en color.
8. Disponer de lavadora.
9. Disponer de coche.

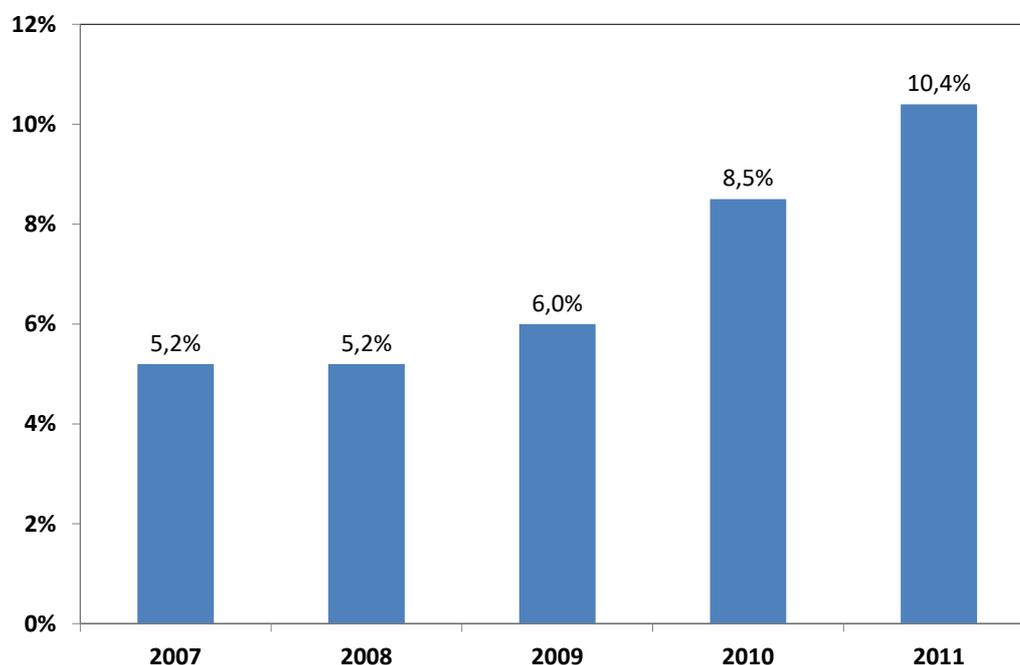
El impacto sobre la salud de vivir en hogares con carencia material también es objeto de numerosos estudios. En general, las pobres condiciones de vida y la carencia material afectan a la salud de las personas. Una investigación con datos de 2007 de 31 países europeos muestra que, para hombres y mujeres, la exclusión social es un factor de riesgo psicosocial y casi todos los factores materiales considerados, como los problemas de vivienda, la carencia material, los problemas financieros, los problemas relacionados con el vecindario, el poco acceso a los servicios médicos y la baja calidad de los servicios públicos son factores de riesgo para la salud percibida (Schütte et al., 2014). En Eslovenia, un trabajo con datos de 2010 concluye que la pobreza es un problema estructural con un gran impacto en la salud y que, por su complejidad, debe abordarse de maneras específicas, destacando la importancia de la voluntad de los gobiernos para aumentar la accesibilidad del sistema sanitario y llevar a cabo políticas sociales, educativas y de vivienda, entre otras, que también afectan a la salud (Leskošek, 2011). En Kazajistán, que sufre una profunda crisis en los años 90 del pasado siglo como el resto de las repúblicas de la antigua Unión Soviética, un estudio realizado a partir del año 2011 investiga la salud percibida en mayores de 45 años en relación con diversas variables sociodemográficas,

de las que no resultan significativas ni el estado civil ni el origen étnico pero sí la edad, el género, la nivel educativo y la privación material, asociándose esta última variable con las desigualdades en salud más pronunciadas (Abikulova et al., 2013). Un reciente análisis de las interrelaciones entre los indicadores de pobreza y exclusión social empleados en el marco de la Estrategia Europa 2020 alude al círculo vicioso que se produce cuando se vive en condiciones de carencia material. Esta situación, sobre todo cuando se prolonga en el tiempo, daña la posición del individuo en el mercado laboral erosionando su capital humano y social, empeorando su salud y estigmatizándolo (Ayllón & Gábos, 2016). Una investigación sostenida por datos longitudinales de la ECV para el periodo 2009-2012 correspondientes a 26 países europeos atribuye a la carencia material severa y a las dificultades económicas parte de los efectos negativos ejercidos por el desempleo y la precariedad laboral sobre la salud percibida (Bacci et al., 2017); este trabajo muestra que cuanto mayores son las dificultades económicas de una persona, medidas a través de su capacidad para llegar a fin de mes, peor es su salud percibida. Asimismo, analizan por separado catorce variables relacionadas con la carencia material desglosando en tres el primero de los ítems definidos para la tasa AROPE (pagar la hipoteca, alquiler o letras) y añadiendo tres ítems más (techo con goteras, carga financiera de los costos de la vivienda y tener ordenador) (Bacci et al., 2017). Parece haber un mecanismo psicobiológico en la comparación social que, en determinadas circunstancias, puede tener efectos adversos en la salud (Pham-Kanter, 2009). Igualmente, la carencia material se relaciona con peor salud percibida y síntomas depresivos (Saito et al., 2014), bajos niveles de bienestar subjetivo (Kinderman et al., 2015) y diversos problemas de salud mental (Kiely et al., 2015). Una revisión sistemática de 201 estudios de 32 países del entorno europeo encuentra asociación entre la carencia material del hogar y un amplio rango de efectos adversos en la salud y el desarrollo en la infancia temprana (Pillas et al., 2014). La importancia de la carencia material en la población infantil tiene que ver con los hallazgos obtenidos desde la perspectiva de ciclo vital: un salario bajo podría tener mayores efectos en los individuos que crecieron en la pobreza que en los que lo hicieron en la riqueza (Arcaya et al., 2015). Otro colectivo particularmente vulnerable a la exclusión social es el conformado por las personas mayores (Arun & Çakiroğlu-Çevik, 2013; Masa Filipovič Hrast et al., 2013; Maša Filipovič Hrast et al., 2012), cuya salud física y mental se ve afectada por la carencia material (Groffen et al., 2008). En España, las investigaciones realizadas muestran que la carencia material ejerce un efecto directo en la salud individual (Borrell et al., 2004; Blázquez et al., 2013) y que las dificultades económicas desempeñan un papel mediador en la asociación entre la crisis económica y una peor salud mental entre los desempleados (Córdoba-Doña et al., 2016). Los resultados de un

estudio sobre la relación de la carencia material con las diez principales causas de muerte para cada género apuntan a la carencia material como un determinante de desigualdades en salud a través de dos mecanismos: un incremento de la susceptibilidad general a la enfermedad, con su correspondiente exceso de mortalidad, y un conjunto de factores específicos que aumentan el riesgo de muerte debida a una serie de causas específicas para cada género (J Benach et al., 2001). También en nuestro país, la carencia material severa empeora la salud infantil en grupos vulnerables debido a una alimentación inadecuada que lleva a la desnutrición y la obesidad (L. Rajmil et al., 2015; Luis Rajmil et al., 2013), mientras que en otros países se observa un impacto mayor relacionado con el maltrato infantil y el abuso de sustancias (Luis Rajmil et al., 2014).

El indicador de población con muy baja intensidad del empleo en el hogar (BIL) se mide a partir de la relación entre el número de meses trabajados por todos los miembros del hogar y el número total de meses que, teóricamente, podrían haberlo hecho todos sus miembros en edad de trabajar, entendiendo como tales a las personas entre 18 y 59 años que no sean estudiantes de entre 18 y 24 años. Este indicador comprende a las personas de 0 a 59 años que viven en hogares con una intensidad de empleo inferior al 0,2 o, dicho de otra manera, hogares en los que sus miembros en edad de trabajar lo hicieron menos del 20% del total de su potencial de trabajo durante el año anterior a la entrevista, periodo de referencia de los ingresos (INE, 2020). Aunque Eurostat habla de *very low work intensity* y el INE de muy baja intensidad laboral, es habitual encontrar informes que simplifiquen el término como baja intensidad laboral (en adelante, BIL). En la Figura 11 se muestra la evolución de este indicador para el periodo 2007-2011 en España, si bien este aspecto de la crisis se explora con más profundidad en los apartados dedicados al desempleo, tanto general como diferenciando entre mujeres y hombres.

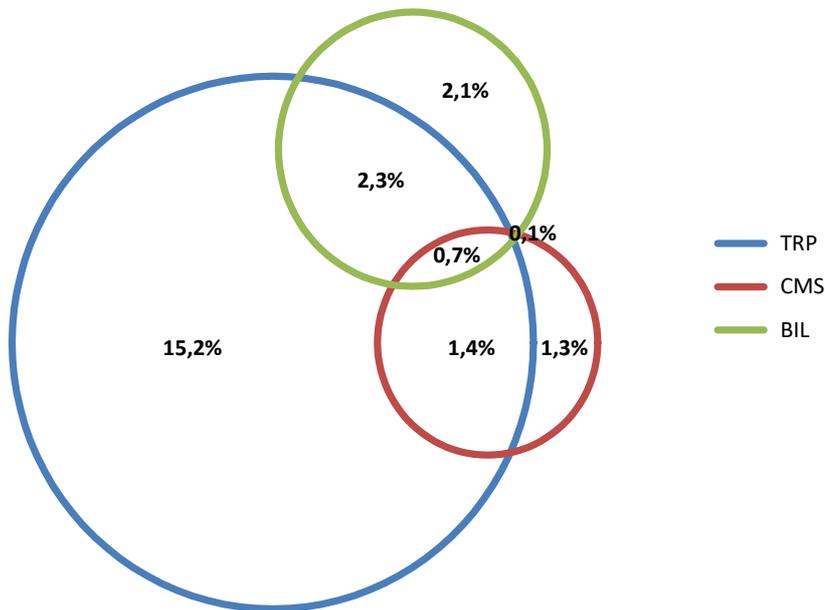
Figura 11. Evolución de la población de 0 a 59 años que está viviendo en un hogar con muy baja intensidad laboral, en %. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

La intersección de estos tres componentes puede representarse mediante diagramas de Venn, que se ofrecen para todos los años de la serie en el Anexo 1. Si se comparan los correspondientes al primer y al último año de la serie, 2007 (Figura 12) y 2011 (Figura 13), se observa nuevamente el incremento del peso de la baja intensidad laboral consecuencia de la crisis; por otra parte, se advierte una disminución la tasa de riesgo de pobreza del 15,2% al 14,5% que puede conducir a error ya que esta se debe a su definición respecto a la mediana nacional de renta y a un contexto de empobrecimiento generalizado de la población, no a que haya menos pobreza.

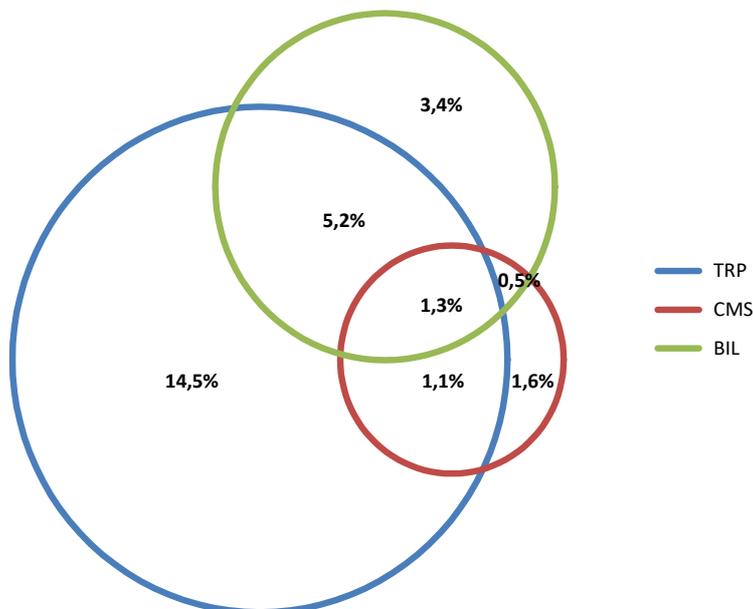
Figura 12. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2007.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2007: 23,1%. Población no AROPE: 76,7%. Población total (INE): 99,8%.

Figura 13. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2011.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2011: 27,6%. Población no AROPE: 72,3%. Población total (INE): 99,9%.

Aparte de la información proporcionada por la tasa AROPE y sus componentes, es importante tener en cuenta la renta disponible del hogar para obtener una perspectiva más amplia de la desigualdad y de la pobreza. La renta disponible del hogar se compone de los ingresos del trabajo por cuenta ajena, los beneficios o pérdidas del trabajo por cuenta propia, las prestaciones sociales, las rentas procedentes de esquemas privados de pensiones no relacionados con el trabajo, las rentas del capital y de la propiedad, las transferencias entre otros hogares y los ingresos percibidos por menores, una vez deducidos el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF), el Impuesto sobre el Patrimonio y las cotizaciones a la Seguridad Social. No se incluyen las componentes no monetarias, salvo el coche de empresa. La renta equivalente disponible del hogar se obtiene dividiendo la renta disponible total del hogar por el número de unidades de consumo equivalentes que lo componen, según la escala modificada de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Una persona viviendo sola constituye una unidad de consumo, pues afronta por sí sola todos los gastos del hogar. Al primer adulto que forma parte del hogar se le asigna un peso de 1; a los demás adultos, un peso de 0,5; y a los menores de 14 años, un peso de 0,3. Esta renta equivalente se asigna por igual a todos los miembros que forman parte del hogar, obteniendo un indicador de los recursos económicos por unidad de consumo de las personas (o ingresos equivalentes de la persona) disponibles en un hogar estandarizado. Goerlich Gisbert (2016) analiza la evolución de la distribución de la renta disponible per cápita entre los años 2003 y 2013 encontrando un reparto asimétrico de las consecuencias de la crisis en dicha distribución, cuyos extremos se han desplazado en sentidos opuestos. En el periodo expansivo (2003-2007) mejora el nivel de renta de casi toda la población, con la excepción de los grupos más desfavorecidos; en cambio, durante los años de crisis (2007-2013) un amplio porcentaje de las rentas medias descienden a estratos de renta bajos, inferiores a los 6.400 euros de renta disponible per cápita, con peligro de caer en riesgo de pobreza mientras que los hogares con rentas per cápita superiores a los 15.000 euros mantienen sus posiciones y los hogares con rentas per cápita por encima de los 25.000 euros ganan posiciones. Este análisis muestra que la caída de la renta asociada a la crisis económica afecta de forma desigual a la población, perjudicando más a los segmentos más pobres y menos, incluso beneficiando, a los más ricos (Goerlich Gisbert, 2016).

1.6. Territorio y mapa de la desigualdad

Las desigualdades que se describen en el apartado anterior también se dan en función del territorio. En la Tabla 1 se muestran los datos de la tasa AROPE por comunidades autónomas durante el periodo 2007-2011 en España y un gráfico lineal que representa su evolución.

Tabla 1. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España (2007-2011).

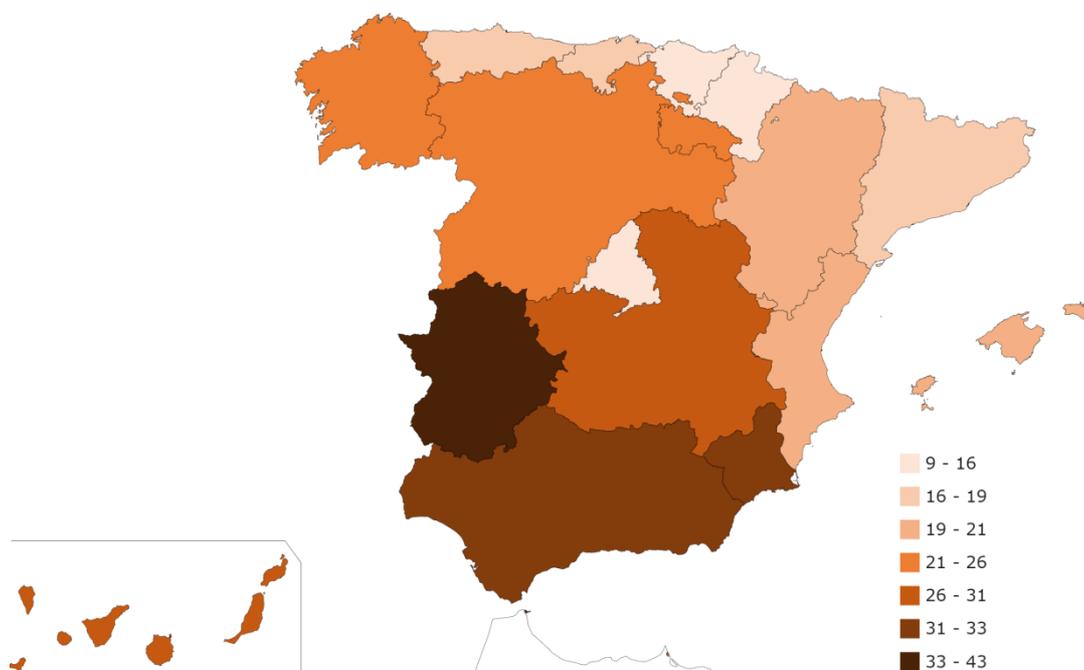
	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	33,10	33,40	33,00	35,90	39,50	
Aragón	19,00	18,00	13,40	18,60	19,60	
Asturias	18,60	19,30	18,10	16,90	16,30	
Baleares	21,10	20,40	23,70	26,10	25,00	
Canarias	29,30	31,50	37,20	37,60	39,90	
Cantabria	16,20	16,10	16,10	20,90	23,70	
Castilla y León	25,90	26,90	23,20	25,20	24,50	
Castilla - La Mancha	30,80	31,80	32,30	34,30	37,40	
Cataluña	16,90	17,00	19,00	20,80	25,20	
C. Valenciana	20,50	26,40	24,50	29,80	25,90	
Extremadura	43,40	41,10	37,70	42,10	34,30	
Galicia	23,10	24,40	22,70	22,70	23,90	
Madrid	16,00	19,20	18,80	19,00	18,60	
Murcia	31,00	28,80	35,80	37,90	32,50	
Navarra	8,50	8,80	10,90	10,70	15,40	
País Vasco	15,90	14,80	13,10	17,00	17,50	
La Rioja	22,20	24,00	24,10	27,50	29,10	
Mínimo	8,50	8,80	10,90	10,70	15,40	
Máximo	43,40	41,10	37,70	42,10	39,90	
Media	23,03	23,64	23,74	26,06	26,37	
Desviación estándar	8,40	8,12	8,68	8,96	7,95	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Nota: Para cada año se indican en verde los valores por debajo de la media y en rojo los valores por encima de la media.

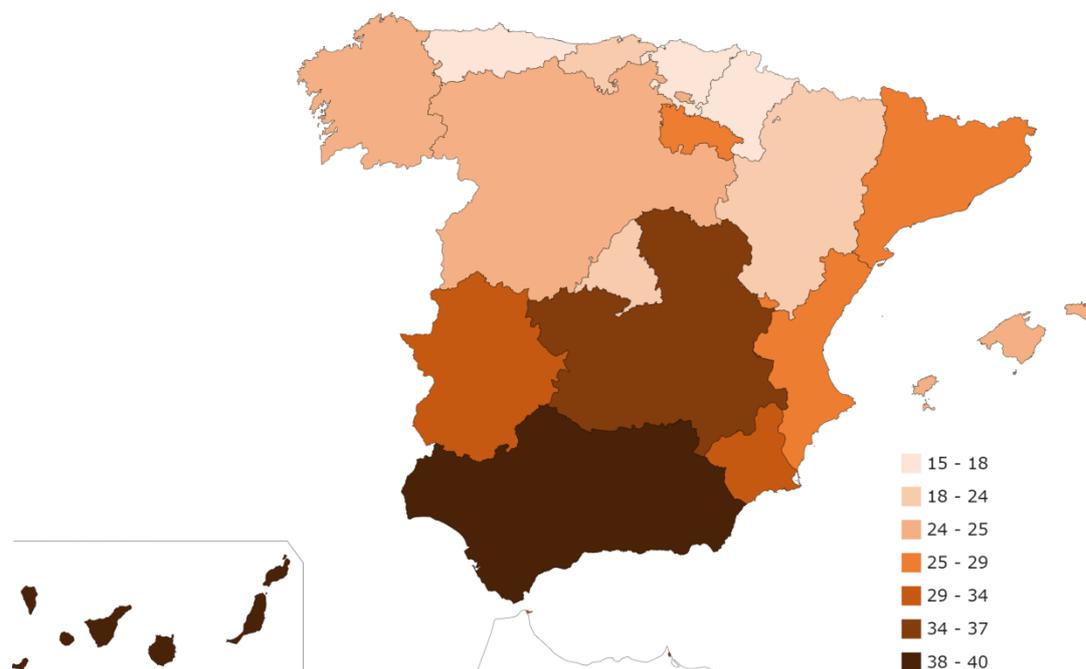
En estos años, la tasa AROPE se mantiene por encima de la media nacional en Andalucía, Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y Murcia, si bien en estas dos últimas comunidades la tendencia desciende al final de la serie. En general, se evidencia una notable disparidad entre regiones, con una diferencia de casi 35 puntos porcentuales en 2007, 32 puntos en 2008, cerca de 27 puntos en 2009, 31 puntos en 2010 y 24 puntos en 2011. Aunque puede parecer que la desigualdad se reduce, lo cierto es que la situación de Andalucía, Canarias y Castilla-La Mancha es cada vez peor, como queda patente si se comparan los mapas de 2007 (Figura 14) y de 2011 (Figura 15); en el Anexo 2 se recogen los mapas para todos los años de la serie. Esta involución plantea dudas respecto a que el Estado de las autonomías esté generando prosperidad, ya que el proceso de convergencia termina con el cambio de ciclo y aparecen territorios anclados en un estancamiento secular que se va transmitiendo año a año y de generación en generación. Asimismo, destaca un claro gradiente norte-sur; las comunidades autónomas incluyendo Madrid y al norte presentan tasas AROPE similares a las de los países europeos más avanzados mientras que las comunidades del sur sufren tasas muy elevadas, fenómeno que se mantiene a lo largo de los años e incluso mucho después de la serie considerada si se consultan referencias más recientes (Llano Ortiz, 2019b).

Figura 14. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2007.



Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

Figura 15. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2011.



Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

En consonancia con la tasa AROPE de la que este indicador forma parte, la tasa de riesgo de pobreza está por encima de la media nacional en Andalucía, Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y Murcia para todos los años de la serie; en La Rioja, para 4 años de la serie; en Baleares y Castilla y León, para 3 años de la serie; en la Comunidad Valenciana, solo un año de la serie. Estos datos se amplían en la Tabla 2. Siguiendo a Herrero et al. (2013), debe tenerse en cuenta que, aunque la situación en muchos casos parece solo algo peor al final que al inicio de la serie considerada, si se comparan los datos de 2011 con los del pico del ciclo (2008) se observa un enorme incremento de la pobreza. Por otra parte, la evolución de la pobreza es muy diferente en las distintas comunidades autónomas y además lo hace aumentando la divergencia entre ellas (Herrero et al., 2013).

La huella en la salud derivada de habitar en una zona pobre y con carencia material es conocida. Ya antes de la crisis, un estudio ecológico con datos de las capitales de provincia de Andalucía y Cataluña explora, de forma separada para hombres y mujeres, el vínculo entre la privación material del área de residencia, medida a través del porcentaje de trabajadores manuales, el desempleo y el analfabetismo, y la mortalidad por todas las causas; en la mayoría de las ciudades, es mayor el riesgo de mortalidad en los hombres que viven en las áreas más

deprimidas en comparación con los que viven en las menos deprimidas mientras que la mayor mortalidad en las mujeres de las áreas más deprimidas no se muestra significativa; sobre la base de estos resultados, los autores sugieren la implementación de estrategias de intervención local destinadas a reducir la mortalidad masculina en las áreas menos favorecidas (Ocaña-Riola et al., 2008).

Tabla 2. Tasa de riesgo de pobreza (con alquiler imputado) por comunidades autónomas, en %. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	22,10	23,90	24,80	25,40	27,70	
Aragón	14,80	12,00	10,90	15,10	15,10	
Asturias	9,60	7,10	9,70	10,40	8,00	
Baleares	18,60	14,30	18,40	18,10	18,30	
Canarias	22,60	23,00	22,70	26,50	30,90	
Cantabria	11,00	8,30	13,00	15,10	16,80	
Castilla y León	18,30	18,00	16,50	17,80	16,60	
Castilla - La Mancha	22,10	25,20	24,80	24,70	27,30	
Cataluña	11,90	12,60	14,50	15,40	16,70	
C. Valenciana	14,70	17,40	15,70	17,80	17,40	
Extremadura	33,60	31,00	28,90	32,90	27,30	
Galicia	13,80	15,80	14,10	13,30	16,30	
Madrid	9,90	11,80	12,30	12,10	13,60	
Murcia	21,00	22,50	24,90	26,30	24,40	
Navarra	3,90	6,10	7,20	5,90	9,50	
País Vasco	8,90	7,10	5,50	9,00	10,40	
La Rioja	16,70	19,50	15,30	20,40	23,30	
Mínimo	3,90	6,10	5,50	5,90	8,00	
Máximo	33,60	31,00	28,90	32,90	30,90	
Media	16,09	16,21	16,42	18,01	18,80	
Desviación estándar	7,03	7,27	6,76	7,22	6,88	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Nota: Para cada año se indican en verde los valores por debajo de la media y en rojo los valores por encima de la media.

La Tabla 3 muestra el porcentaje de hogares con CMS por comunidades autónomas para la serie 2007-2011 y toda la población incluida en la ECV; las bases de datos analizadas más adelante con Stata© solo incluyen a la población en edad de trabajar (16-65 años). Para todos los años de la serie, la CMS supera la media nacional en Andalucía, Baleares y Murcia, estando por debajo de la media en Aragón, Asturias, Cantabria, Castilla y León, Navarra y País Vasco.

Tabla 3. Hogares con carencia material severa (4 ítems) por comunidades autónomas, en % de hogares. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	10,00	6,60	6,40	6,90	7,90	
Aragón	2,10	1,60	0,70	3,00	1,10	
Asturias	3,60	2,70	2,00	3,00	1,30	
Baleares	4,60	4,50	5,90	8,50	10,20	
Canarias	6,40	4,90	14,90	5,60	5,90	
Cantabria	0,70	3,30	2,00	5,40	4,20	
Castilla y León	1,90	1,60	2,40	4,20	3,10	
Castilla - La Mancha	2,90	2,70	6,30	4,20	6,10	
Cataluña	4,00	3,70	3,70	5,20	7,20	
C. Valenciana	5,90	5,60	6,10	4,70	4,50	
Extremadura	4,70	6,10	4,50	11,80	4,30	
Galicia	5,80	4,10	5,60	7,20	3,80	
Madrid	3,30	6,30	3,90	5,10	3,40	
Murcia	7,50	5,00	11,40	15,60	8,80	
Navarra	2,10	2,30	2,30	3,70	4,20	
País Vasco	3,00	2,60	3,30	2,80	4,90	
La Rioja	3,50	3,30	3,30	4,70	5,50	
Mínimo	0,70	1,60	0,70	2,80	1,10	
Máximo	10,00	6,60	14,90	15,60	10,20	
Media	4,24	3,94	4,98	5,98	5,08	
Desviación estándar	2,32	1,62	3,57	3,35	2,44	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Nota: Para cada año se indican en verde los valores por debajo de la media y en rojo los valores por encima de la media.

1.7. Papel amortiguador de las políticas de gasto social

Este trabajo investiga la asociación con la salud percibida de dos variables regionales relacionadas con las políticas de gasto social, el gasto en SPF per cápita y el gasto sanitario per cápita, para las que se dispone de información desagregada a nivel regional en el periodo de estudio (Pérez García et al., 2015). Su importancia radica en que se encuadran en el marco conceptual de los determinantes sociales de la salud (Wilkinson & Marmot, 2003; Organización Mundial de la Salud, 2009) y tienen que ver con el papel instrumental de la libertad para alcanzar el desarrollo del que habla Amartya Sen (2000) en su defensa de la libertad como fin primordial del desarrollo (papel constitutivo) y como medio principal para lograrlo (papel instrumental); así, las libertades forman parte del propio desarrollo y, al mismo tiempo, se interrelacionan contribuyendo a fomentarlo. Este autor distingue cinco tipos de libertades instrumentales: las libertades políticas, los servicios económicos, las oportunidades sociales, que incluyen la sanidad y la educación, las garantías de transparencia y la seguridad protectora, que incluye la protección social. En España, las medidas de austeridad dirigidas a reducir el gasto público recortan la financiación de los SPF de manera desigual, manteniendo el gasto en protección social, competencia estatal, y disminuyéndolo en sanidad y educación, gestionadas mayoritariamente por las distintas administraciones autonómicas (Pérez García et al., 2015). Además, las implicaciones para el gasto público social que conllevan las desigualdades socioeconómicas en salud son valoradas de distinta forma por los responsables de desarrollar las políticas públicas según se trate de legisladores, orientados hacia su diseño con una perspectiva más general, o de los encargados de su ejecución, más enfocados hacia situaciones concretas (Morrison et al., 2015), aparte de que deben tenerse en cuenta las particularidades de cada comunidad autónoma para establecer las medidas más adecuadas (Faura-Martínez & Lafuente-Lechuga, 2012). Estas consideraciones son cruciales pues las diferencias socioeconómicas regionales repercuten en la salud percibida de la población adulta, de las personas mayores y, más intensamente, de las mujeres (Rueda, 2012). Existe cierta evidencia que asocia las diferencias socioeconómicas entre regiones españolas con la salud percibida (Karlsdotter et al., 2011). En nuestro país, cabe subrayar la trascendencia del territorio como eje de desigualdad en la configuración de los servicios de salud debido a la descentralización de la sanidad desde que se transfieren las competencias en esta materia a las comunidades autónomas y como consecuencia de la falta de coordinación entre ellas (Martín Martín, 2016).

La composición de los SPF, sanidad, educación y protección social, se resume en la Figura 16.

Figura 16. Composición de los Servicios Públicos Fundamentales (SPF).

Servicios Públicos Fundamentales
Sanidad
Suministro de medicamentos, aparatos y equipos médicos
Servicios médicos, dentales y paramédicos de consulta externa
Servicios hospitalarios, incluyendo los prestados en hospitales militares de base, pero no los prestados en hospitales militares de campaña
Servicios de salud pública y de Administración, inspección, gestión o apoyo de los servicios de salud pública
Investigación y desarrollo relacionados con la salud
Administración, gestión o apoyo de actividades como formulación, administración, coordinación y vigilancia de políticas, planes, programas y presupuestos generales en materia de salud
Educación
Prestación de educación previa a la primaria, primaria, secundaria, postsecundaria no terciaria, terciaria y enseñanzas no atribuibles a ningún nivel
Administración, inspección, gestión o apoyo de las escuelas, institutos, universidades y otras instituciones que imparten educación
Becas, donaciones, préstamos y subsidios en apoyo a los estudiantes de educación secundaria, postsecundaria no terciaria, terciaria y enseñanzas no atribuibles a ningún nivel
Administración y gestión de organismos gubernamentales dedicados a investigación aplicada y desarrollo experimental relacionados con la educación; excluye la investigación básica
Administración, inspección, gestión o apoyo de servicios auxiliares de la educación
Protección social
Enfermedad y discapacidad
Edad avanzada; vejez
Orfandad y viudedad
Prestaciones familiares
Desempleo
Vivienda
Exclusión social
Investigación y desarrollo relacionados con la protección social
Abarca la administración, gestión o apoyo de actividades de protección social

Fuente: Cuadro tomado de Pérez García et al. (2015), página 42.

En general, parece que las políticas sociales tienen más relevancia que el gasto sanitario en la mejora de la salud de la población (González López-Valcárcel & Barber, 2017). Esto se observa sobre todo en la Europa continental, Canadá y Japón; no tanto en Reino Unido o Rusia. A nivel internacional, un metaanálisis de estudios realizados antes de la crisis, entre 1985 y 2002, halla que las personas en situación de desempleo presentan peor salud física y mental que quienes tienen empleo y que la relación entre salud mental y desempleo está mediada por la duración del desempleo y la edad pero no por la tasa de desempleo ni por el nivel de prestaciones por desempleo; igualmente, ciertas características de las personas desempleadas como la centralidad del rol profesional, los recursos personales, sociales, financieros y de tiempo para encarar la situación, la evaluación cognitiva de esta y otras estrategias de afrontamiento se relacionan con la salud mental más que el capital humano o las variables demográficas (McKee-Ryan et al., 2005). Más recientemente pero también con datos previos a la crisis (2000-2006), un estudio comparativo de Reino Unido y Rusia, encuentra que la relación entre el desempleo y la subsiguiente mala salud es independiente de las características sociodemográficas de los individuos y similar en ambos países a pesar de sus diferentes sistemas de protección social, por lo que sugiere investigar el papel de otros mecanismos amortiguadores como la red de apoyo social (Platts, 2015). En cambio, un estudio realizado en 26 países europeos antes de la crisis, muestra que la relación entre desempleo y suicidio es más débil cuando hay inversión pública en programas activos del mercado laboral (Stuckler et al., 2009) y otro estudio en 23 países europeos evidencia que los gobiernos pueden desempeñar un papel más activo en la mitigación de las desigualdades en salud relacionadas con el desempleo expandiendo la generosidad y el alcance de las políticas de protección social, lo cual es una cuestión política relevante en el clima actual de austeridad fiscal (Shahidi et al., 2016). En la misma línea, un estudio de seguimiento de larga duración realizado en Canadá muestra que la elevación del riesgo de mortalidad entre las personas que experimentan desempleo es de magnitud moderada en comparación con los Estados Unidos, lo que sugiere que la influencia de los programas de seguridad de ingresos por desempleo y el derecho universal al acceso a la atención médica pueden amortiguar el posibles consecuencias adversas del desempleo (Mustard et al., 2013). Otro estudio realizado en Japón demuestra que la austeridad tiene una influencia adversa en la salud mental y en la tasa de suicidio. Utilizando los datos de 47 prefecturas entre 2001 y 2014, años en los que se da un cambio significativo en la política fiscal, y teniendo en cuenta la drástica disminución del gasto público nacional y local entre 2001 y 2006 por una reforma neoliberal y su posterior aumento tras la crisis económica mundial y el Gran Terremoto del Este de Japón, se encuentra que un aumento del 1% en los

gastos del gobierno local per cápita se asocia con una disminución del 0,2% en las tasas de suicidio entre hombres y mujeres de entre 40 y 64 años y que esta correlación aumenta conforme lo hace la tasa de desempleo (Matsubayashi et al., 2019). Un estudio realizado en Italia con datos longitudinales que abarcan el comienzo de la crisis (tomados en 2006, 2008 y 2010) aborda la cuestión de si la relación entre la situación laboral varía en función de la zona del país, norte, centro o sur, considerando que su sistema de salud se gestiona de forma descentralizada y con un alto nivel de autonomía por parte de sus servicios regionales (Minelli et al., 2014). Tomando como categoría de referencia a los trabajadores permanentes, se comparan con cuatro perfiles, temporales, buscadores de un primer empleo, desempleados e inactivos, hallando diferencias entre el norte y el resto del territorio: en el norte, quienes buscan su primer empleo experimentan una peor salud mientras que en el centro y el sur todos los perfiles exhiben una peor salud comparados con los trabajadores permanentes; en general, la desigualdad crece a lo largo del tiempo. Además, señalan la paradoja de que las mayores desigualdades en salud atribuibles a la situación laboral se dan entre los hombres a pesar de que las mujeres presentan mayores tasas de desempleo y de temporalidad (Minelli et al., 2014). El efecto del tipo de sistema de estado de bienestar también es confirmado por Bambra y Eikemo (2009), quienes comparan 23 países europeos y encuentran una relación coherente entre el desempleo y una peor salud percibida, identificando diferencias en la magnitud de la relación según el régimen del estado de bienestar; en concreto, las desigualdades relativas son mayores en los regímenes anglosajón, bismarckiano (solo hombres) y escandinavo (solo mujeres), y menores en el sur y el este (solo mujeres). Indican que los hallazgos para el régimen anglosajón son esperables pues coinciden con estudios previos, tienen las tasas de reemplazo salarial para los desempleados más bajas de los estados de bienestar y la protección social está mal vista y sujeta a estrictas normas jurídicas, por lo que los desempleados se encuentran en una gran desventaja financiera en comparación con los empleados, lo que puede explicar la magnitud de la desigualdad dado que la tensión financiera y el estigma son factores que inciden en la relación entre el desempleo y la mala salud. Los autores añaden que los hallazgos de los regímenes bismarckiano y escandinavo, que difieren del anglosajón en que se aplican solo a uno u otro género, contradicen sus expectativas (Bambra & Eikemo, 2009). La importancia de las políticas de gasto social también se observa estudiando el efecto amortiguador de las prestaciones por desempleo. Tomando datos de 23 países europeos en 2006 y en 2009, se observa que dichas prestaciones reducen el riesgo de pasar a tener una mala salud percibida (Ferrarini et al., 2014).

En España, algunos autores afirman que las políticas sociales no sanitarias, como las ayudas a los parados tras agotar el subsidio por desempleo o el mantenimiento de las pensiones, tal vez sean las que más eviten el deterioro de la salud y el bienestar de la población, por lo que debería priorizarse el gasto social dedicado a mantener una garantía de rentas para todas las personas en situación vulnerable de cara a futuras crisis (Oliva et al., 2019). Sin embargo, no hay resultados concluyentes respecto a si el impacto en la salud del gasto en SPF per cápita es mayor o menor que el gasto sanitario per cápita. Un trabajo con métodos multinivel transversales y longitudinales y datos del periodo 2006-2010 no halla relación entre la salud percibida y el gasto social per cápita regional pero sí una relación positiva y curvilínea con el gasto sanitario per cápita regional (Karlsdotter et al., 2013). En cambio, un estudio longitudinal más reciente con datos de 2007-2011 sí encuentra asociación entre la salud percibida y el gasto en SPF per cápita regional, aunque de forma limitada, y no la encuentra con el gasto sanitario per cápita regional; estos resultados sugieren un papel positivo en la salud del empleo activo y la redistribución de las políticas de ingresos (López del Amo González et al., 2018). Más allá del efecto en la salud de la mayor o menor calidad del sistema sanitario, Goerlich Gisbert (2016) analiza el papel de la sanidad para la consecución de la igualdad de oportunidades debido al efecto corrector que ejerce en el nivel y la distribución de la renta de los hogares al liberar recursos que pueden dedicarse a satisfacer otras necesidades; para ello, asume que el Estado costea una prima asimilable a la de un seguro sanitario (*insurance value approach*) y, manteniendo el hogar como unidad de análisis, realiza la imputación correspondiente en función de las características de los individuos. Este autor describe un impacto redistributivo de una gran progresividad por sus efectos en las rentas más bajas, ya que estas se benefician de incrementos relativos mayores que las rentas altas, que se produce de forma creciente hasta el año 2010 debido a la conjunción del empobrecimiento de la población y el mantenimiento del gasto público y que cae a partir de esa fecha debido a las medidas de austeridad (Goerlich Gisbert, 2016). Por tanto, la evidencia en España y en países vecinos pone de manifiesto que las políticas públicas de gasto social tienen un papel amortiguador en la relación entre las características individuales de las personas y su salud percibida. Además, por su propia naturaleza, las políticas están sujetas a una notable variabilidad según países y regiones, por lo que debe tenerse en cuenta la importancia del territorio como eje de desigualdad; en el caso de España, procede considerar las diferencias entre las comunidades autónomas e investigar qué políticas sociales son más beneficiosas para el conjunto de la población.

1.8. La salud como cuestión de género

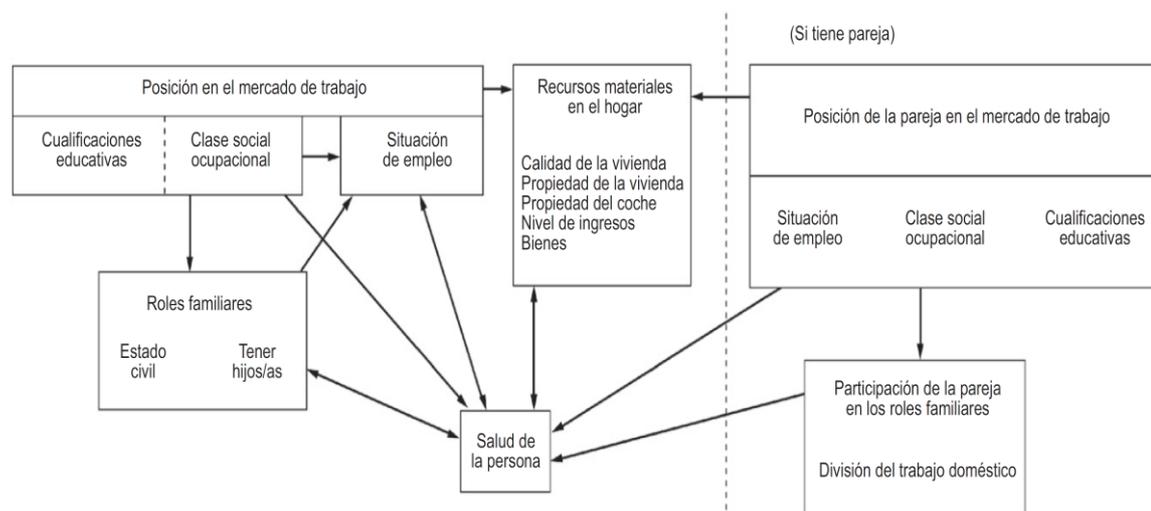
En la tarea de diseñar políticas sociales debe tenerse en cuenta el género, uno de los ejes de desigualdad incluidos en el modelo conceptual de los determinantes sociales de la salud y que, como tal, modula la influencia en esta de otros determinantes sociales (Solar & Irwin, 2010; Organización Mundial de la Salud, 2011; Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Comisión para reducir las desigualdades sociales en salud en España, 2015) como se expone en la Figura 5 y la Figura 6 en el primer apartado de este capítulo de antecedentes. Por ello, todos los poderes públicos deben responsabilizarse activamente, desde el ámbito de su competencia, del avance de la igualdad entre mujeres y hombres, lo que se conoce como transversalidad de género, *mainstreaming* de género o enfoque integrado de género. Este enfoque es necesario para incorporar el principio de igualdad de trato y de oportunidades entre mujeres y hombres a las políticas públicas, planificándolas en función de las desigualdades detectadas con el objetivo de responder de forma equitativa a las necesidades de mujeres y hombres, erradicando los elementos estructurales que mantienen las desigualdades sociales por razón de género y evaluando su impacto en la consecución de la igualdad real (Castro García, 2003).

A pesar de la creciente divulgación del pensamiento con perspectiva de género, es frecuente encontrar una utilización indistinta de los términos género y sexo que puede llevar a identificarlos erróneamente como sinónimos que designan un mismo concepto. Esta confusión es comprensible dado que, como indican Borrell y Artazcoz (2008), ambas realidades se relacionan con la salud de forma simultánea conllevando diferencias en los determinantes de la salud, la forma en que se presentan y se perciben los problemas de salud, el uso y acceso a los servicios sanitarios, los medios empleados para la prevención, el diagnóstico y el tratamiento, la adherencia a este y el pronóstico de los problemas de salud entre hombres y mujeres. Sin embargo, género y sexo aluden a dos realidades, aunque vinculadas, muy distintas. La más evidente es el sexo, que viene dado por la biología y determina las diferencias físicas, anatómicas y fisiológicas de mujeres y hombres. El género, por otro lado, viene siendo estudiado desde el siglo XX y se define como un constructo social que descansa en convenciones culturales, roles, conductas y relaciones entre mujeres y hombres desde la infancia; por su base cultural, estas convenciones cambian dentro de las distintas sociedades a lo largo del tiempo así como entre ellas (Krieger, 2003). Esto hace que la salud de mujeres y hombres sea diferente, pues hay factores biológicos que se manifiestan de forma distinta en la

salud y en los riesgos de enfermedad, y desigual, debido a factores sociales relacionados con los roles de género, que establecen diferencias injustas en la salud de mujeres y hombres que no se explican por las diferencias biológicas entre ambos sexos y que pueden ser prevenidas y evitadas (García Calvente et al., 2008).

Desde hace años, se observa cómo diversos factores sociales y culturales influyen en la salud de las mujeres. El modelo de Arber (1997), reproducido en la Figura 17, hace notar que estos factores no solo residen en ellas sino también, si las tienen, en sus parejas. Está elaborado sobre la base de la Encuesta General de Hogares Británica de 1991 y 1992, que recoge datos de 20.000 personas, mujeres y hombres, de entre 20 y 59 años. Entre los factores propios que afectan a la salud de las mujeres están los relacionados con su posición en el mercado de trabajo, su nivel educativo, su clase social ocupacional, su situación laboral; los recursos materiales en el hogar, calidad y tenencia de la vivienda, ingresos, bienes; y los roles familiares derivados de su estado civil y/o de tener hijos. Si tienen pareja, las mujeres también se ven afectadas por la posición de esta en el mercado de trabajo y su participación en los roles familiares o división del trabajo doméstico (Arber, 1997).

Figura 17. Factores que influyen en la salud de las mujeres, según Arber (1997).



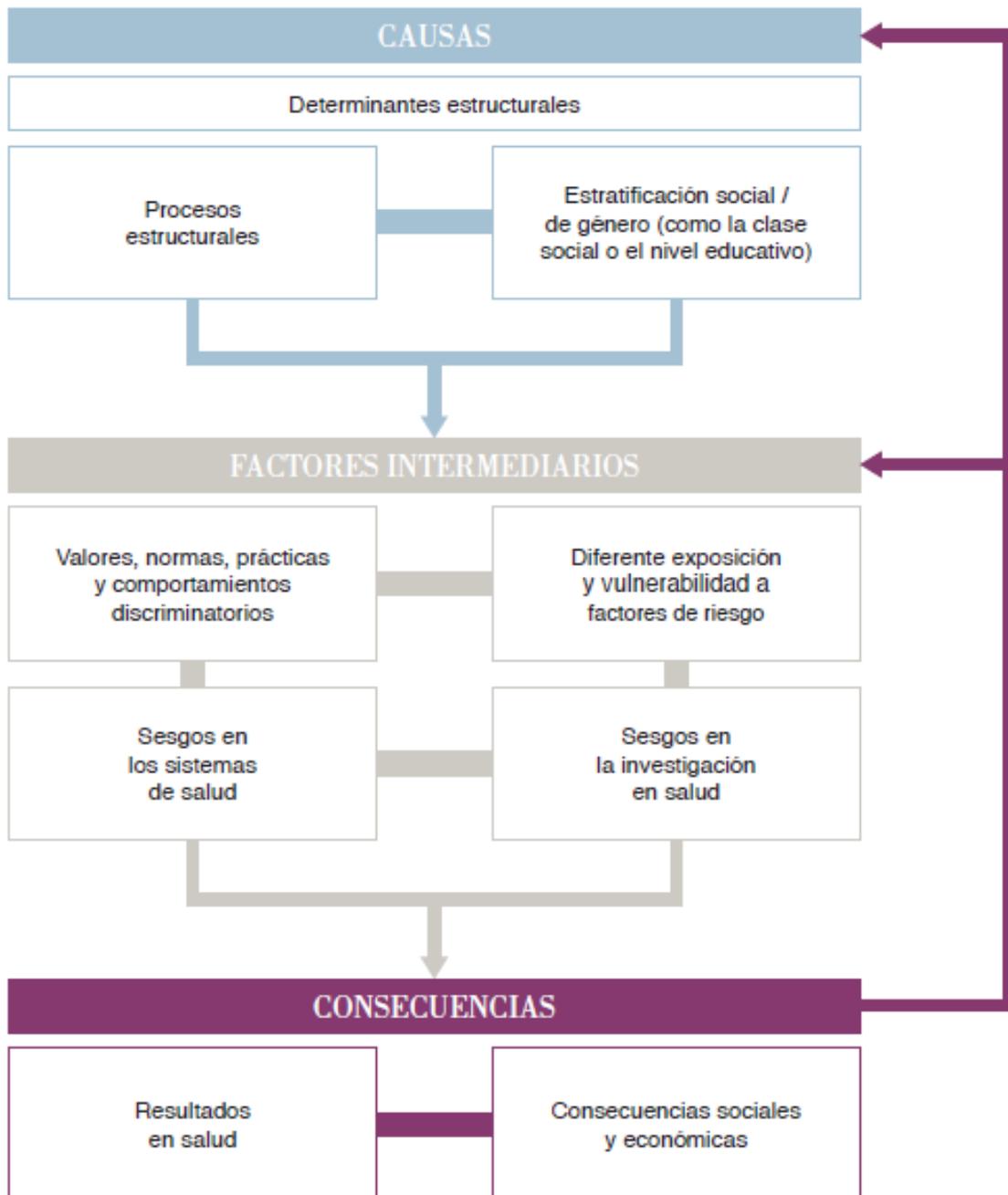
Fuente: Borrell y Malmusi (2010), página 103.

Esta interrelación es compleja y parece afectar, aunque de forma distinta, tanto a mujeres como a hombres pero no está siempre claro en qué sentido. En función de los países estudiados, se detectan variaciones en las diferencias halladas en la asociación entre salud percibida y género, si bien las mujeres suelen reportar peor salud que los hombres en la mayoría de ellos, incluyendo tanto sociedades igualitarias como países con altos niveles de

desigualdad; aun así, este fenómeno no es universal ya que no se observan diferencias de género en Australia y Japón, mientras que en Corea del Sur los hombres declaran peor salud que las mujeres (Abikulova et al., 2013). En España, un análisis anterior a la crisis muestra que estar casado tiene un efecto diferente en mujeres y hombres en situación de desempleo, de manera que los roles familiares parecen amortiguar el efecto negativo del desempleo en la salud de las mujeres y agravarlo en el caso de los hombres, al menos entre los trabajadores manuales (Artazcoz et al., 2004). En cambio, una década después, el estado civil no parece influir en la salud percibida, según un análisis de datos de 26 países europeos extraídos de la EU-SILC (Bacci et al., 2017). Dejando a un lado la variable estado civil, lo que sigue apareciendo es la influencia de los roles de género en el ámbito doméstico. En Italia, país que comparte numerosos elementos culturales con España, un estudio enfocado en jóvenes adultos de entre 18 y 39 años y que estratifica por género muestra que, manteniendo iguales el resto de condiciones consideradas, las mujeres son más propensas que los hombres a reconocer problemas de salud mental y, a pesar de ello, tanto el desempleo como la inseguridad laboral se relacionan sistemáticamente con un mayor detrimento de la salud mental de los hombres respecto a las mujeres, lo que se atribuye a la persistencia del modelo del varón como sustentador del hogar, en el que el empleo estable y retribuido del varón es el requisito más importante para la formación de una familia y la independencia económica (Fiori et al., 2016). Por tanto, se mantiene la evidencia de que la desigualdad de género actúa como estratificador social cruzándose con otros factores de discriminación, otros ejes, e interacciona con diversos procesos estructurales (alfabetización, educación, transiciones demográficas, globalización) que contribuyen a disminuir o a incrementar dicha desigualdad (G. Sen et al., 2007). Así, se observa que las mujeres de las clases sociales menos favorecidas y con menor nivel educativo suelen tener mayores dificultades para encontrar empleo, aceptan trabajos más precarios y asumen la mayor parte del cuidado de personas enfermas o dependientes, lo que aumenta su riesgo de sufrir pobreza a lo largo de sus vidas y peor salud debido a esas circunstancias que las llevan a tener salarios más bajos, mayor frecuencia de empleos temporales o a tiempo parcial y mayor dependencia económica derivada de roles de género como el cuidado familiar, así como el peso de la “doble carga” (García Calvente et al., 2008). Por tanto, en el ámbito de la salud, la relevancia del análisis de género, que estudia las diferencias injustas provenientes de la distribución de roles y relaciones de poder entre hombres y mujeres, radica en que el género se constituye como un determinante social y una categoría que estratifica y condiciona todos los procesos relacionados con los resultados de salud de mujeres y hombres (García Calvente et al., 2008). Recientemente, García Calvente et al. (2015) adaptan el modelo de Gita

Sen et al. (2007), reproducido en la Figura 18, en el que se esquematiza el papel del género como determinante social de la salud que confluye con otros determinantes estructurales, como la clase social o el nivel educativo, modulando la forma en que estos influyen en la salud de mujeres y hombres.

Figura 18. Modelo conceptual sobre el género como determinante social de la salud, adaptado de Sen et al. (2007).



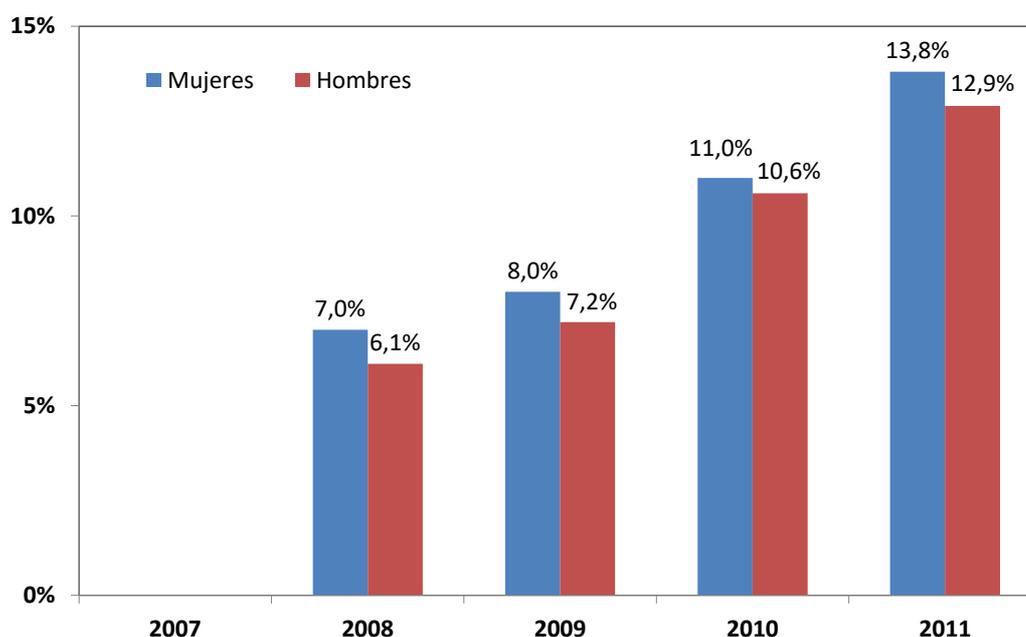
Fuente: García Calvente et al. (2015), página 14.

Ya en el escenario de la Gran Recesión en España, Gálvez Muñoz y Rodríguez Modroño (2011) advierten de la necesidad de un análisis de género de las crisis económicas considerando que la igualdad es causa y efecto del desarrollo económico y que ignorar las desigualdades generadas por las crisis y por las políticas anti-crisis puede provocar que se salga de ellas con más desigualdad. Asimismo, detectan tres pautas históricas comunes a la finalización de las crisis estudiadas. En primer lugar, que conllevan una intensificación del trabajo remunerado y no remunerado de las mujeres. En segundo lugar, que tras las crisis el empleo masculino se recupera antes que el femenino mientras que el femenino acaba con más precariedad que antes de su comienzo. En tercer lugar, que se producen retrocesos en los avances en la normativa y las políticas de igualdad conseguidos con carácter previo a dichas crisis. Además, las reformas laborales efectuadas a raíz de la crisis fomentan la contratación a tiempo parcial, que suele estar feminizada y precarizada, con un menor salario hora que a tiempo completo, una mayor tasa de temporalidad y un hándicap para ascender y desarrollar una carrera profesional (Gálvez-Muñoz & Rodríguez-Modroño, 2011). Las políticas de austeridad conducen a que la responsabilidad de los cuidados caiga sobre la familia y el riesgo sobre los individuos, lo que puede estar afrontándose tanto gracias al legado de las políticas de igualdad y al mayor nivel educativo de las mujeres como a través de la desindustrialización y la precarización laboral (Gálvez-Muñoz & Rodríguez-Modroño, 2017).

1.9. Desigualdades de género en el mercado laboral

La crisis se relaciona con cambios en la situación laboral y las condiciones de empleo diferentes para hombres y mujeres. El impacto en el mercado laboral producido por la intensidad y la magnitud de la crisis económica del 2008 hace necesario investigar en profundidad las experiencias de las mujeres y los cambios socioeconómicos y laborales sufridos, con especial atención a la forma desigual en la que pueden influir en la salud de mujeres y hombres (Bambra, 2010). Diversos informes que analizan las estadísticas en materia de desigualdad y pobreza en España muestran desigualdades de género en el mercado laboral a distintos niveles (INE, 2013; Llano Ortiz, 2018, 2019a). Al consultar los datos relativos al indicador de baja intensidad laboral en el hogar, uno de los componentes de la tasa AROPE, se observa que afecta en mayor proporción a las mujeres que a los hombres, como refleja la Figura 19.

Figura 19. Evolución de la población de 0 a 59 años que está viviendo en un hogar con baja intensidad laboral (BIL), en %. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Llano Ortiz (2018, 2019a).

Nota: Los datos correspondientes al año 2007 no se encuentran en las fuentes consultadas (INE y EAPN, Red Europea de Lucha contra la Pobreza y la Exclusión Social).

Asimismo, las desigualdades de género aparecen cuando se comparan las estadísticas de la brecha salarial de género y la tasa de desempleo por género, variables agregadas que se analizan en el capítulo de resultados. Ahora bien, apenas se encuentran estudios que combinen estas variables, diferenciando por regiones, con la salud percibida de mujeres y

hombres. El Informe SEESPAS 2014 analiza una serie de datos obtenidos de Eurostat, la Encuesta Europea de Condiciones de Trabajo (en adelante, EECT) de 2005 y de 2010, y la Encuesta de Población Activa (en adelante, EPA) de 2007 y de 2012, llegando a la conclusión de que “la crisis económica ha producido una feminización del mercado de trabajo como resultado de un mayor incremento del paro en los hombres durante el periodo 2007-2012, desapareciendo las diferencias según sexo en la tasa de desempleo en 2012” (Escribà-Agüir & Fons-Martinez, 2014). Entre los trabajos que investigan la relación entre la equidad de género y la crisis económica en España destaca un estudio ecológico de Fernández-Sáez et al. (2016) que compara la evolución de la equidad de género en las comunidades autónomas tomando datos en 2006 (por consiguiente, anteriores a la Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres así como al comienzo de la crisis económica), en 2011 y en 2014. En su investigación, miden tres dimensiones de la equidad de género: actividad económica, en la que la brecha de género, desfavorable a las mujeres, aumenta claramente entre 2011 y 2014; educación, ligeramente desfavorable a los hombres por el nivel universitario; y empoderamiento, en la que observan mayor inequidad, que es desfavorable a las mujeres. Los resultados muestran un aumento no solo de la desigualdad de género sino también de las diferencias interregionales en empoderamiento. Estos autores subrayan la relación del empoderamiento de las mujeres con su salud a través de diversos factores como la distribución de los recursos sanitarios o las iniciativas parlamentarias en materia de salud (Fernández-Sáez et al., 2016). Por otra parte, es conocido desde hace tiempo que los cuidados informales se relacionan con el género y con la salud percibida (García-Calvente et al., 2004) y algunos estudios recientes realizados en España muestran que el porcentaje de hombres que se dedican al cuidado informal apenas llega al 25% (de Andrés-Jiménez et al., 2011; Crespo & Fernández-Lansac, 2015; Arias Sánchez et al., 2017). Sin embargo, es difícil encontrar fuentes de datos para profundizar en la situación de las amas de casa y de doble jornada; asimismo, el empleo informal es una de las áreas en las que más escasean los datos estadísticos con información relevante para medir la brecha de género (Ruiz Cantero et al., 2006). Con el fin de ahondar en el conocimiento de la relación entre la brecha salarial de género de género, a nivel regional, y la salud percibida de mujeres y hombres, se incluye esta variable en el presente trabajo.

Por otra parte, la tasa de desempleo regional y su posible relación diferente con la salud percibida de mujeres y hombres también es interesante y está poco estudiada. Un estudio realizado en Canadá antes de la crisis no encuentra evidencia de que la asociación del

desempleo con el estado de salud dependa de que la experiencia del desempleo esté compartida con personas que vivan en el mismo entorno (Béland et al., 2002) En Brasil, Giatti et al. (2010) hallan relación entre desempleo y mala salud percibida así como entre vecindarios pobres y mala salud percibida pero no que la relación entre desempleo y mala salud percibida esté mediada por los indicadores socioeconómicos del vecindario. En Alemania, Diehl y Schneider (2011) encuentran asociación entre una mayor tasa de desempleo de los distritos y una peor salud percibida de sus habitantes incluso después de ajustar por variables como la situación laboral individual y la atribuyen al estrés y la frustración de vivir en lugares con una alta tasa de desempleo que puede conducir a desconfianza, delincuencia y violencia, lo que tendría un impacto negativo en la salud de todos los vecinos del área independientemente de si tienen empleo o no. En España, un trabajo previo del equipo investigador analiza datos longitudinales para el periodo 2008-2011 sin encontrar evidencia de que la tasa de desempleo regional aumente el riesgo de mala salud percibida (López del Amo et al., 2014). Sin embargo, teniendo en cuenta que las características institucionales y económicas a nivel agregado pueden tener influencia en la salud percibida y actuar asimétricamente en mujeres y hombres, cabe preguntarse si la tasa de desempleo regional se relaciona con la salud de modo distinto en mujeres y hombres, para lo cual es necesario realizar el análisis de forma separada para ambos sexos. Esta cuestión es la que motiva que se incluya la tasa de desempleo por género regional como variable en el presente trabajo.

CAPÍTULO 2. OBJETIVOS E HIPÓTESIS

2.1. Objetivos de la investigación

2.1.1. Objetivos generales

1. Analizar, en el marco de los primeros años de la crisis económica en España (2007-2011), la relación entre la salud percibida de la población, sus condiciones socioeconómicas y laborales y las características de su región de residencia en cuanto a políticas de gasto público social.
2. Incorporar la perspectiva de género repitiendo el anterior análisis en mujeres y hombres de forma separada e incluyendo características regionales relacionadas con las desigualdades de género en el mercado laboral.

2.1.2. Objetivos específicos

1. Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) en España.
2. Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).
3. Analizar la relación entre la salud percibida de la población en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) en España.
4. Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).
5. Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y la desigualdad de género en los mercados laborales regionales en España, según la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).

2.2. Hipótesis de trabajo

1. Estar en situación de desempleo, precariedad laboral o pobreza incrementa el riesgo relativo de presentar mala salud percibida.
2. El gasto público social de la región de residencia, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, disminuyen el riesgo relativo de presentar mala salud percibida.
3. Existen diferencias de género en la relación entre el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza y el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres.
4. Existen diferencias de género en la relación entre el gasto público social de la región de residencia, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario per cápita regional, y la disminución del riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres.
5. Las diferencias en el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres están relacionadas con las desigualdades de género en el mercado laboral regional, brecha salarial de género regional y tasa de desempleo por género regional.

CAPÍTULO 3. METODOLOGÍA

La metodología se desarrolla en cuatro fases: revisión sistemática de la literatura, definición de las variables de interés, obtención de datos y análisis estadístico con el fin de comprobar las hipótesis de trabajo y alcanzar los objetivos generales y específicos que se plantean en el capítulo 2. Este análisis estadístico se realiza en dos etapas a lo largo del desarrollo de la investigación. En primer lugar, sobre la base de datos global y utilizando el paquete de software Stata®, versión 14, se especifican y estiman sucesivamente cinco modelos multinivel longitudinales logísticos: primero, el modelo vacío; a continuación, un modelo incluyendo solo las variables independientes individuales; y seguidamente, el mismo modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control, cuyos resultados se toman en el presente estudio y responden a los objetivos específicos 1 y 2. En busca de resultados alternativos, se estima también un modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control y con un retardo de un año en las variables independientes regionales, así como un modelo sin incluir la enfermedad crónica. En segundo lugar, sobre cada una de las dos bases de datos obtenidas tras dividir la base global según género y ya con la versión 15 de Stata®, se especifican y estiman cinco modelos multinivel longitudinales logísticos: el modelo vacío, un modelo incluyendo solo las variables independientes individuales, un modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control (resultados de este estudio para responder a los objetivos específicos 3, 4 y 5), un modelo sin incluir la enfermedad crónica (resultados alternativos) y un modelo tomando la variable dependiente salud percibida como variable continua (resultados alternativos). A continuación se detallan las bases de datos utilizadas, los análisis llevados a cabo, la definición de las variables estudiadas y el software empleado.

3.1. Bases de datos

3.1.1. Bases de datos individuales

Las bases de datos que se utilizan para el estudio de las distintas variables individuales se obtienen a partir de la ECV, proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La ECV es un instrumento estadístico de elaboración anual que, siguiendo criterios armonizados, se aplica en todos los países de la UE desde 2004. Su denominación en inglés es *European Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC), tiene como precedente al Panel de Hogares de la UE (PHOGUE) y es responsabilidad de los institutos nacionales de estadística de cada país. La ECV tiene una enorme importancia en el ámbito europeo, ya que permite disponer de datos oficiales, comparables y actualizados, tanto transversales como longitudinales, relativos a la distribución de la renta, el nivel y la composición de la pobreza y la exclusión social, proporcionando principalmente información socioeconómica de los hogares. Como se señala en la página web del INE (2017b):

“La realización de la ECV permite poner a disposición de la Comisión Europea un instrumento estadístico de primer orden para el estudio de la pobreza y desigualdad, el seguimiento de la cohesión social en el territorio de su ámbito, el estudio de las necesidades de la población y del impacto de las políticas sociales y económicas sobre los hogares y las personas, así como para el diseño de nuevas políticas”.

La base de datos individuales empleada en el presente estudio consiste en una submuestra de la ECV de los años 2007 a 2011 (base 2004), obtenida mediante la fusión de los ficheros de microdatos longitudinales de la ECV para los periodos 2007-2010 y 2008-2011. La ECV es una encuesta anual con un diseño de panel rotante en el que la muestra se compone de cuatro submuestras panel de manera que cada año, llamado ciclo de la encuesta, una de estas submuestras, la que lleva siendo investigada cuatro años, se sustituye por una nueva submuestra. Esto significa que la muestra está dividida en 4 grupos de rotación. El número de años que lleva un grupo de rotación en la muestra se denomina periodo: el periodo 1 de un grupo de rotación es el año en que entra a la muestra y el periodo 4 es el último año que permanece en ella. En el primer ciclo de la ECV toda la muestra es nueva, es decir, toda la muestra está en el periodo 1. Una submuestra de la muestra del primer ciclo permanece un año; otra submuestra, dos años; otra submuestra, tres años.

Cada submuestra se selecciona siguiendo un diseño bietápico con estratificación de las unidades de primera etapa. La primera etapa está formada por las secciones censales y la segunda etapa está formada por las viviendas familiares principales. Dentro de ellas no se realiza submuestreo alguno, sino que se investiga a todos los hogares que tienen su residencia habitual comprendida en ellas. Para la selección de la muestra se utiliza un marco de áreas formado por la lista de secciones censales utilizadas en el Padrón Municipal de habitantes de 2003. Para las unidades de segunda etapa se utilizan las viviendas familiares principales registradas en cada una de las secciones seleccionadas para la muestra. En cada comunidad autónoma las unidades de primera etapa se agrupan en estratos según el tamaño del municipio al que pertenece la sección (INE, 2005).

La base de datos construida para este trabajo está compuesta por datos longitudinales de 4.592 individuos del panel 2007-2010 y 4.513 individuos del panel 2008-2011, con datos para cada uno de los cuatro años de cada panel. Debido a la superposición de dos bases de datos con este desfase temporal, hay menos individuos en 2007 y en 2011, ya que en las colas se pierden individuos. Esto implica que contamos con los datos de 9.105 individuos para cada uno de los años 2008, 2009 y 2010, ofreciendo un total de 36.420 observaciones, lo que es representativo de la población nacional. Los criterios de inclusión son tener una edad comprendida entre 16 y 65 años y ser residente en España. En una fase posterior del análisis, esta base de datos construida se divide en dos bases de datos, dos submuestras construidas con datos correspondientes a los años 2007 a 2011. Una está compuesta por datos longitudinales de 4.731 mujeres y la otra por datos longitudinales de 4.420 hombres, que son seguidos durante los 4 años de la serie empleada para el estudio (2007-2010 y 2008-2011), ofreciendo un total aproximado de 36.000 observaciones. En este análisis posterior se eliminan los individuos con datos faltantes o *missing*. Para obtener la base de datos se fusionan los siguientes ficheros de microdatos:

- Ficheros D: Ficheros de datos básicos del hogar (es10d y es11d); contienen los registros de hogares que pertenecen a la muestra en 2010 (panel 2007-2010) y en 2011 (panel 2008-2011) y comparten el grupo de rotación (GR) con algún año anterior. Para los que colaboran 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. Ofrecen datos de identificación del hogar, localización geográfica, grado de urbanización de la zona en que se encuentra, año de encuesta y

los factores de ponderación necesarios para obtener resultados válidos para la población.

- Ficheros R: Ficheros de datos básicos de la persona (es10r y es11r); contienen todos los registros de personas, adultos y menores, vinculadas a los hogares del fichero D, en los periodos 2007-2010 y 2008-2011. Identifican 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, así como cambios de hogar de las personas.
- Ficheros H: Ficheros de datos detallados del hogar (es10h y es11h); contienen información detallada de los hogares que están en los ficheros D, distribuida en datos básicos del hogar (variables HB), datos acerca de la renta (variables HY), datos acerca de la exclusión social (variables HS) y datos sobre la vivienda (variables HH).
- Ficheros P: Ficheros de datos detallados de los adultos (es10p y es11p); contienen un registro para cada persona adulta, 16 o más años, que pertenece a un hogar de los ficheros H y que cumplimenta el cuestionario individual; la información detallada de la persona se divide en datos básicos de la persona (variables PB), datos de educación (variables PE), datos laborales (variables PL), datos de salud (variables PH) y datos sobre la renta (variables PY).

3.1.2. Bases de datos regionales

Las bases de datos que se utilizan para el estudio de las distintas variables regionales se obtienen de varias fuentes, tanto de carácter oficial como de elaboración por reconocidos expertos en la materia. Los datos relativos a las variables regionales vinculadas a las políticas sociales, gasto en SPF per cápita y gasto sanitario público per cápita, se recogen del informe “Servicios públicos, diferencias territoriales e igualdad de oportunidades” realizado por un equipo de investigadores del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) y publicado por la Fundación BBVA (Pérez García et al., 2015). Este informe ofrece, para los años 2002-2013, los datos correspondientes a la distribución territorial del gasto, en euros per cápita, en educación, salud y protección social de todas las comunidades autónomas, así como otros que no se utilizan en este trabajo como los relativos a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, a la Administración central, a las Corporaciones locales y a la Administración de la Seguridad Social. El informe presenta los datos en euros corrientes y en euros constantes de 2002. Para el presente trabajo se toman los datos en euros corrientes de 2007 a 2011, variables nominales, se dejan fijos los datos del 2007 por ser este el año de referencia, primer

año de la serie utilizada aquí, y se deflactan los demás transformándolos en euros constantes, variables reales. El gasto sanitario público per cápita regional también puede obtenerse de las Estadísticas del Gasto Sanitario Público (EGSP) 2007, 2008, 2009, 2010 y 2011, operaciones estadísticas elaboradas por el Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social en colaboración con las comunidades autónomas e incluidas en el Plan Estadístico Nacional con la denominación de Cuentas Satélites del Gasto Sanitario Público, que se realizan en España desde 1988 y que ofrecen los datos en euros por habitante del gasto sanitario público consolidado según comunidad autónoma (Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social, 2019).

Los datos referentes a las variables regionales que reflejan el grado de consecución de la igualdad de género en el mercado laboral, brecha salarial de género y tasa de desempleo por género, se obtienen a partir de dos encuestas llevadas a cabo por el INE: la Encuesta de Estructura Salarial (EES) y la EPA respectivamente. Esta información se analiza en las bases de datos separadas para mujeres y hombres. La ESS, al igual que la ECV, es un instrumento estadístico de obligado cumplimiento elaborado por el INE siguiendo criterios comunes de metodología y contenidos en todos los países de la UE, por lo que se obtienen resultados comparables sobre el nivel, la estructura y la distribución de los salarios entre todos los Estados Miembros. Al mismo tiempo, la encuesta se adapta al caso particular de cada país y, en el caso de España, ofrece resultados desagregados por comunidades autónomas. A partir de un proyecto inicial realizado en 1995, se lleva a cabo cada cuatro años desde el año 2002 y su denominación en inglés es *Structure of Earnings Survey* (SES). Además, desde el año 2004 se realiza una encuesta anual que complementa los resultados de la encuesta cuatrienal para los años en que esta no se realiza. Debido a que la encuesta anual no se elabora los años en que se realiza la encuesta cuatrienal, desde 2006 se completa la información para estos años utilizando los datos de la encuesta cuatrienal. En ambas encuestas, cuatrienal y anual, la información se obtiene de la explotación conjunta de ficheros de la Seguridad Social (SS) y de la Agencia Estatal de Administración Tributaria (AEAT), junto con la utilización de un cuestionario específico. Los datos utilizados en este trabajo proceden de la encuesta anual. La ESS informa sobre los niveles salariales, sus niveles medios y su distribución, lo que da una medida de su desigualdad, y sobre la estructura del salario, su composición, las variables que influyen en él y la cuantía en que lo hacen. Esta encuesta permite relacionar la información sobre los salarios con la actividad económica y otras variables tanto individuales del trabajador, su ocupación, nivel de estudios alcanzado, edad, nacionalidad, antigüedad, tipo de

jornada y tipo de contrato, como colectivas de la empresa, esto es, mercado al que se dirige, existencia o no de convenio colectivo y su ámbito, control público o privado y tamaño de la unidad. La encuesta anual proporciona estimaciones de la ganancia bruta anual por trabajador clasificada por tipo de jornada, sexo, actividad económica y ocupación. La EES incluye a todos los trabajadores por cuenta ajena que han estado de alta en la Seguridad Social durante todo el mes de octubre del año de referencia. Se excluye el personal cuya remuneración principal no sea en forma de salario, sino por comisiones o beneficios. En cuanto a la cobertura sectorial, la EES incluye a los centros de cotización cuya actividad económica se encuadra en los tres grandes sectores de la industria, la construcción y los servicios. Se excluyen las actividades agrícolas, ganaderas y pesqueras; parcialmente, la Administración pública, Defensa y Seguridad Social obligatoria, al sí estar incluidos los empleados públicos pertenecientes al Régimen General de la Seguridad Social; el personal doméstico y los organismos extraterritoriales (INE, 2017c). Asimismo, la ESS incluye una serie de indicadores de desigualdad entre los que destaca la proporción, en porcentaje, de mujeres en el total de asalariados con ganancia baja. Sin embargo, para este trabajo se calcula la brecha salarial de género a partir de las tablas generadas, para la encuesta anual, en el apartado de resultados nacionales y por comunidades autónomas, subapartado de ganancia por hora normal de trabajo para los años 2008 a 2011. Los datos del año 2007 se extraen de una serie histórica que abarca los años 2004-2007. De este modo, los datos se ajustan a la definición dada por Eurostat de brecha salarial de género como la diferencia entre el salario bruto medio por hora de los hombres y el de las mujeres expresada como porcentaje del salario bruto por hora de los hombres. La elección de esta definición viene dada por la ventaja de que al utilizar el salario por hora se tienen en cuenta las diferencias provocadas por el tipo de jornada laboral.

La EPA es una investigación por muestreo de periodicidad trimestral a cargo del INE, dirigida a la población que reside en viviendas familiares del territorio nacional y cuya finalidad es averiguar las características de dicha población en lo relativo al mercado de trabajo. Se trata de una encuesta continua que se realiza a lo largo de todo el año y su denominación en inglés es *Labour Force Survey* (LFS). Se elabora desde 1964 y entre sus numerosas actualizaciones destacan tres cambios metodológicos: en 1987, con motivo de la adhesión de España a las Comunidades Europeas en 1986 y para adaptarse a las novedades del mercado laboral español; en 2002, para incorporar una nueva definición operativa de paro; y en 2005, que introduce un nuevo cuestionario, el control centralizado de la captura de información mediante encuesta telefónica asistida por ordenador y las variables de submuestra anual, que

son una parte de las variables que pasan a recogerse en una submuestra anual representativa de la situación promedio del año en lugar de trimestralmente. En el diseño y la ejecución de la encuesta se prevén otras modificaciones como la actualización periódica de la muestra y la rotación de la misma. Las cifras actuales de la encuesta siguen la metodología instaurada en 2005. La EPA ofrece datos de las principales categorías poblacionales referidas al mercado de trabajo, ocupados, parados, activos e inactivos, permitiendo obtener clasificaciones de estas categorías según diversas características, confeccionar series temporales homogéneas de resultados y comparar los diferentes datos con los de otros países. Se obtienen resultados detallados para el conjunto nacional. Para las comunidades autónomas y las provincias se ofrece información sobre las principales características con el grado de desagregación que permite el coeficiente de variación de los estimadores (INE, 2017a). La información correspondiente a la tasa de desempleo por género regional para cada año de la serie se obtiene de las tablas generadas, para las encuestas anuales, en el apartado de la media de los cuatro trimestres del año, subapartado de resultados por comunidades autónomas, información sobre las tasas de paro de la población de 16 y más años y de la población de 16 a 64 años por sexo y comunidad autónoma, para los años 2007 a 2011.

3.2. Análisis de datos

Para investigar la relación entre la salud percibida y el conjunto de variables de interés en el periodo considerado (2007-2011) se estiman cinco modelos para cada una de las tres bases de datos, la base global, la base de mujeres y la base de hombres. En una primera etapa, se analiza la base de datos global para estudiar la relación entre la salud percibida de la población general y los cambios en sus condiciones socioeconómicas y laborales (desempleo, precariedad laboral y pobreza) durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) como variables individuales. Como variables a nivel regional se introducen dos que se consideran indicativas del esfuerzo de cada comunidad autónoma en el desarrollo de políticas sociales, el gasto en SPF per cápita regional y el gasto sanitario per cápita regional. Posteriormente, se sigue la recomendación de Messing et al. (2003) de que, cuando el análisis de una base de datos general incluye factores relacionados con el empleo y la ocupación, la ausencia de interacciones significativas con el sexo no obsta para que se realicen análisis estratificados por sexo complementarios, ya que la evidencia apoya que estos producen resultados diferentes a los del análisis de la población general. Por ello, en una segunda etapa se divide la base de datos en dos según género y se investiga de nuevo la relación entre la salud percibida y las variables independientes individuales y regionales mencionadas añadiendo otras dos variables regionales vinculadas al grado de consecución de la igualdad de género en el ámbito laboral, la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional. De este modo se estudia la asociación entre la salud percibida de las mujeres y las asimetrías de género en las condiciones socioeconómicas y laborales, así como el posible papel modulador o amortiguador de las políticas de gasto público social en el caso concreto de las mujeres.

Como punto de partida, se realiza un análisis descriptivo de las diferentes variables consideradas. Para las variables categóricas se utilizan medidas de frecuencia absoluta y relativa. Para las variables continuas, se utiliza la media y la desviación estándar.

Posteriormente se estiman modelos logit multinivel longitudinales para el periodo de estudio 2007-2011. A continuación se desarrollan las principales características de dicho enfoque, especialmente adecuado para esta investigación dada la variable dependiente considerada, la estructura anidada de las variables independientes consideradas y la estructura de las bases de datos con medidas repetidas para los individuos.

3.2.1. Modelos multinivel

Los modelos multinivel permiten resolver los inconvenientes que surgen al analizar mediante modelos lineales generalizados datos anidados o de estructura jerárquica. En esta estructura se distinguen al menos dos niveles y, en general, se considera que el nivel 1 es el del individuo y el nivel 2 es el del grupo al que pertenece. Cuando se dispone de datos de panel o longitudinales, es decir, de medidas repetidas de los mismos sujetos a lo largo del tiempo, estas se establecen como unidades de primer nivel, siendo los sujetos las unidades del segundo nivel y los grupos, en su caso, las unidades de tercer nivel. Así por ejemplo en esta investigación el año es el primer nivel, el individuo el segundo y la región el tercero. Frente a esta estructura jerarquizada de los datos, los modelos de regresión tradicionales subestiman la varianza debido a que, cuando los individuos forman grupos, es probable que dos individuos seleccionados aleatoriamente tiendan a parecerse más si pertenecen al mismo grupo que si proceden de grupos distintos. En estos casos en los que se necesita tratar datos en los que se pueden distinguir dos o más niveles de muestreo se eligen modelos multinivel, ya que permiten determinar el efecto directo de las variables explicativas individuales y grupales así como qué porcentaje de variabilidad explicada es atribuible al individuo y qué porcentaje es atribuible al grupo o región (Goldstein, 2011). Así, estos modelos posibilitan combinar la información de diferentes niveles, analizar la relación entre ellos y estimar la varianza de cada uno, teniendo en cuenta que la correlación entre observaciones dentro de un mismo nivel puede ser distinta de la correlación entre distintos niveles. De igual modo, se considera la composición del error aleatorio en lugar de tratarlo como ruido, es decir, se estudia qué parte del mismo es debida al efecto de cada nivel (Godoy Bermúdez, 2018). Además de los problemas de correlación entre los individuos y de estimación de mínimos cuadrados ordinarios, el análisis de los datos a un nivel y la extracción de conclusiones a otro conllevan dos tipos de problemas conceptuales. Por un lado, la falacia ecológica, al inferir características individuales a partir de datos agregados del grupo, lo que puede ocurrir cuando las variables de diferentes niveles reflejan distintos procesos causales. Por otro lado, la falacia atomista, al inferir relaciones a nivel de grupo a partir de datos a nivel individual, siendo así que las asociaciones a nivel individual pueden ser diferentes a las asociaciones a nivel de grupo (Hox, 2010; Goldstein, 2011; Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012).

Dos conceptos son especialmente relevantes en los modelos multinivel, la correlación intraclase y los coeficientes fijos y aleatorios (Martínez-Garrido & Murillo, 2014). La correlación intraclase mide el grado de semejanza entre unidades de nivel inferior que se agrupan en una

misma unidad de nivel superior, es decir, el grado en que la variable dependiente tiene valores parecidos en los individuos del mismo grupo. Alternativamente, se define como la proporción de la varianza de la variable dependiente debida a diferencias entre grupos o unidades de nivel superior. El cálculo de la correlación intraclase ofrece el coeficiente de partición de la varianza (CPV), que indica la proporción de toda la varianza correspondiente a las diferencias entre grupos. Analíticamente:

$$CPV = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} \quad (1)$$

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

Los coeficientes fijos son los comunes a todos los sujetos; en cambio, los coeficientes aleatorios son variables que se distribuyen según una función de probabilidad. Los modelos multinivel se componen de una parte fija, común a todos los contextos, y de una parte aleatoria, específica de cada contexto, que cambia y puede estimarse mediante la varianza en los distintos niveles. De este modo, 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 este trabajo se considera a priori que el valor inicial que presentan las variables independientes en cada nivel es diferente pero que todos los individuos se desvían de la regresión de la variable dependiente de manera paralela; es decir, se trabaja con modelos con intercepto aleatorio (la ordenada en el origen varía aleatoriamente entre los distintos grupos pero todos tienen la misma pendiente de forma que se obtienen rectas paralelas).

La estimación de modelos multinivel requiere partir de un modelo nulo multinivel, que no cuente con variables explicativas sino solo con la variable de respuesta y una constante o intercepto. Este modelo nulo es la base para estimar la varianza explicada a partir de la cual se evalúa la contribución de modelos más complejos. El porcentaje de variabilidad entre grupos se halla mediante el cálculo del coeficiente de correlación intraclase. A continuación, se construyen diferentes modelos agregando al modelo nulo las variables explicativas para cada nivel. Posteriormente, se realiza el test de razón de verosimilitud o *deviance* (lejanía): $-2\log_e$. Este estadístico sigue una distribución χ^2 con los grados de libertad determinados por la diferencia entre el número de parámetros añadidos y estimados en cada modelo, y posibilita concluir entre dos modelos cuál es mejor, ya que el modelo menos alejado de la realidad

ofrece mejores predicciones. Se define como dos veces la diferencia entre el logaritmo de la verosimilitud de los modelos a testear, independientes entre sí, esto es,

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

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 (Godoy Bermúdez, 2018).

3.2.2. Modelos logit multinivel longitudinales

Para realizar los distintos análisis del presente trabajo, los valores de la variable dependiente, salud percibida, se colapsan en dos, buena salud percibida o mala salud percibida, de manera que es tratada como una variable binaria. Por ello, se utilizan modelos logísticos o logit.

La regresión logística es una técnica estadística que relaciona una variable dependiente cualitativa con una o más variables independientes, que pueden ser categóricas o continuas. Los objetivos del modelo de regresión logística son:

- Determinar la existencia o ausencia de relación entre una o más variables independientes X (que pueden ser cualitativas binarias o categóricas y cuantitativas o continuas) y una variable dependiente dicotómica Y.
- Si existe relación, medir su signo.
- Estimar, en función de los valores de las variables independientes, la probabilidad de que se produzca el suceso o acontecimiento definido como Y=1.

Analíticamente, la expresión es:

$$\text{logit}(P) = \log\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_mx_m \quad (3)$$

en la que β_i son los parámetros desconocidos del modelo. La probabilidad de que un individuo presente la característica de interés (salud percibida mala) es el denominado componente sistemático $\beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_mx_m$. Este componente sistemático se podría considerar como un índice de riesgo pues cuanto mayor sea, mayor será la diferencia con la categoría de referencia, ya que esa diferencia es el logaritmo del riesgo (Sánchez-Cantalejo Ramírez, 2000).

Dado que la ecuación del modelo logit multivariante representa el logaritmo de la probabilidad de que la variable dependiente (salud percibida) presente el valor de la categoría de referencia (mala), la exponencial de los parámetros del modelo puede interpretarse en términos de *odds ratio* (OR) o razón de ventajas, que se utiliza cuando se analizan variables discretas.

El OR es una medida de asociación entre dos variables que indica la fortaleza de relación entre ellas, por lo que 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.

El OR de un individuo respecto a otro en relación a la variable predictora de interés y controlando por el resto de variables es:

$$OR = e^{\beta_1(x_{A1}-x_{B1})} \cdot e^{\beta_2(x_{A2}-x_{B2})} \cdot \dots \cdot e^{\beta_m(x_{Am}-x_{Bm})} \quad (4)$$

El OR indica el riesgo relativo de que se cumpla la categoría de interés con respecto al resto de variables independientes incluidas en el modelo, tomando una de ellas como categoría de referencia.

3.2.3. Regresión logística multinivel

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:

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \text{logit}(P(y_{ij} = 1)) = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hij} + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mj} + u_j \quad (5)$$

siendo $\sum_{h=1}^H \beta_h x_{hij}$ la matriz de variables del nivel 1, $\sum_{m=1}^M \alpha_m x_{mj}$ la matriz de variables del nivel 2 y u_j el término de error.

En este caso, la varianza del nivel 1, σ_e^2 está fija en $\pi^2/3$ de manera que al incluir una variable explicativa aumentará la proporción de la varianza total residual que se debe al nivel 2 (o sea, el CPV). Esto ocurre porque aumenta la σ_u^2 y, por tanto, también el valor absoluto de los coeficientes de las variables ya presentes en el modelo. Así,

$$\text{Var}(y_{ij}) = \text{Var}(u_j) + \text{Var}(e_{ij}) \quad (6)$$

Es habitual que, en el análisis de datos de varios niveles, se busque conocer la cantidad de variación atribuible a los distintos niveles de la estructura de datos y el grado en que la variación en determinado nivel puede explicarse por las diferentes variables. Para datos binarios, el CPV se expresa como

$$CPV = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 - \pi^2/3} \quad (7)$$

y representa la proporción de la varianza total residual en la tendencia a responder 1 que se debe a las diferencias entre grupos (Godoy Bermúdez, 2018).

3.2.4. Regresión logística multinivel longitudinal

Cuando los modelos multinivel utilizan datos de panel se habla de modelos multinivel longitudinales. En los datos de estructura jerárquica, se encuentran como mínimo dos niveles de muestreo: el de los individuos (nivel 1, el más pequeño en agregación) y el de los grupos en los que se distribuyen los individuos (nivel 2). En el caso de tratar una serie de datos transversales, tomados en un único momento temporal, en el nivel 1 tendríamos a las personas que responden a la encuesta y en el nivel 2, por ejemplo, tendríamos agrupadas a esas personas por regiones. Posteriormente, podría diferenciarse un nivel 3 por países. En este trabajo, se utiliza un modelo multinivel en el que se diferencian tres niveles pero, dado que el principal interés de estos análisis reside en observar los cambios que se producen a lo largo del tiempo en los mismos individuos, tratamos datos longitudinales recogidos de los mismos sujetos a lo largo de varios años: estas medidas se consideran como unidades del nivel 1 (año), siendo los sujetos las unidades del nivel 2 (individuo) y tomando, en nuestro caso, las comunidades autónomas como las unidades del nivel 3 (región). Es decir, se toma el año como nivel 1 utilizando modelos multinivel longitudinales.

Los datos longitudinales son datos de mediciones repetidas, pudiendo considerarse como datos multinivel con medidas repetidas anidadas dentro de los individuos. Su forma más simple es la de un modelo de dos niveles en el que el nivel más bajo contiene la serie de medidas repetidas, las cuales pueden agruparse por individuos, que constituirían el nivel más alto. Los modelos multinivel no precisan de datos balanceados, por lo que no es preocupante que el número de mediciones disponibles no sea igual para todos los individuos (Godoy Bermúdez, 2018).

La utilización de datos longitudinales está ampliamente tratada en la literatura econométrica (Greene, 2012; Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012), permite un análisis de los efectos dinámicos de las variables en el tiempo (Pitariu & Ployhart, 2010; Ployhart & Vandenberg, 2010), ofrece estimadores más eficientes y reduce los problemas de identificación de los parámetros, endogeneidad, errores de medida o variables omitidas (Antonakis et al., 2010; Verbeek, 2012). Además, el uso de modelos de regresión multinivel permite resolver algunos de los problemas

en la estimación de modelos de un solo nivel cuando los datos son jerárquicos, tales como problemas estadísticos de correlación entre los individuos, de estimación de mínimos cuadrados ordinarios y los problemas conceptuales como las falacias ecológica y atomista. Los modelos multinivel determinan el efecto directo de las variables explicativas individuales y grupales (Goldstein, 2011) y especifican qué porcentaje de variabilidad explicada es atribuible al individuo y qué porcentaje es atribuible al grupo o región.

Diversos autores señalan las ventajas de los modelos multinivel para analizar datos de mediciones repetidas. Una de ellas es que, al modelar los coeficientes de regresión variables en el nivel de las mediciones, los sujetos presentan curvas de crecimiento distintas de forma consistente con la conceptualización general del desarrollo individual (Willett, 1988). Además, entre los sujetos pueden diferir el número de medidas repetidas y su espaciamento, lo que no es manejado bien por otros métodos de análisis para datos longitudinales. También permiten modelar las covarianzas entre las medidas repetidas, especificando una estructura específica para las varianzas y covarianzas en cualquier nivel. En estos modelos, el análisis de la varianza en medidas repetidas es un caso especial del modelo de regresión multinivel general. Por otra parte, resulta fácil simple agregar niveles más altos para investigar el efecto de los grupos familiares o sociales en el desarrollo de los sujetos (Raudenbush & Bryk, 2002). Asimismo, se pueden incluir variables explicativas que varían en el tiempo o en el tiempo en el modelo con el fin de modelar tanto el desarrollo grupal promedio como el desarrollo de diferentes individuos a lo largo del tiempo (Hox, 2010).

Los objetivos del análisis multinivel son combinar la información de diferentes niveles, analizar la asociación entre los niveles macro y micro y estimar la varianza de cada uno de los niveles. La metodología utilizada en este trabajo para contrastar la relación entre la salud y el desempleo, la precariedad laboral y la privación social a nivel individual, así como la influencia del contexto socioeconómico y de mercado laboral regional, es la estimación de un modelo logístico multinivel longitudinal (nivel 1: año, nivel 2: individuo, y nivel 3: región) con intercepto aleatorio para los niveles 2 y 3.

El modelo de regresión logística multinivel indica que la variable dependiente Y_{ijk} sigue una distribución binomial $Y_{ijk} \sim \text{Binomial}(1, \pi_{ijk})$ con varianza de Y condicionada a π , $\text{Var}(Y_{ijk} | \pi_{ijk}) = (1 - \pi_{ijk})$, donde π_{ijk} es la probabilidad de presentar la característica de interés para el año i , siendo $i=2007, \dots, 2011$, el sujeto j , siendo $j=1, \dots, 4.731$ (para mujeres) o 4.420 (para hombres), y la región k , siendo $k=1, \dots, 17$.

Analíticamente:

$$\text{logit}(P(y_{ijk} = 1)) = \beta_0 + \sum_{h=1}^H \beta_h X_{hijk} + \sum_{m=1}^M \alpha_m Z_{mik} + \nu_{0k} + \mu_{0jk} + \epsilon_{ijk} \quad (8)$$

donde y_{ijk} es la salud percibida que tomará valores 0 (buena salud percibida) y 1 (mala salud percibida), 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; Z_{mik} son las variables explicativas a nivel región k y α_m sus coeficientes asociados. El término de error divide la parte no explicada de la variable dependiente en tres términos, uno para cada nivel jerárquico. 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:

$$\pi_{ijk} = \left(1 + \exp(-X_{ijk}\beta - Z_{ik}\alpha)\right)^{-1} \quad (9)$$

donde $X_{ijk}\beta - Z_{ik}\alpha$ es la fila ijk del componente de la predicción lineal con coeficientes fijos.

Se utilizan tanto el criterio de información de Akaike como el criterio de información bayesiano para testar el ajuste de los modelos.

Para estimar en qué medida las regiones determinan las diferencias individuales en salud se calcula el coeficiente de partición de la varianza (CPV) y el OR mediano (*median odd ratio*, MOR) de acuerdo con el método variable latente (Li et al., 2008; Merlo et al., 2005). 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:

$$CPV_{CA} = \frac{\sigma_{CA}^2}{\sigma_{CA}^2 + \sigma_{\text{individuo}}^2 + \pi^2/3} \quad (10)$$

donde σ_{CA}^2 representa la varianza del nivel 3, $\sigma_{\text{individuo}}^2$ representa la varianza del nivel 2 y $\pi^2/3$ representa la varianza del nivel 1 (Hox, 2010).

El MOR es una forma alternativa de expresar la variación individual en una variable dependiente que se debe a las áreas de investigación, que traduce esta variación en la escala

de los OR (Larsen & Merlo, 2005) lo que permite la comparación con los OR de las variables individuales o contextuales. Si no hay variación individual entre las áreas investigadas, el MOR será igual a 1. Si no hay variación, el MOR es igual a 1. Un MOR superior a 1 indica que existen diferencias en la salud individual entre los individuos que viven en una región o en otra.

Estos modelos se calculan mediante el paquete estadístico Stata®, versión 15, incorporando los pesos muestrales en el análisis. Este trabajo es uno de los primeros estudios que incorpora los pesos muestrales en dichos análisis.

3.3. Definición de variables

El conjunto de variables utilizadas en este estudio se resume en la Figura 20.

Figura 20. Variables de interés utilizadas.

NIVEL 1: AÑO (2007-2011) [36420 observaciones]		
NIVEL 2: INDIVIDUO (9105 individuos para cada uno de los años 2008, 2009 y 2010)		
	variable	valores ^a
VARIABLE DEPENDIENTE	salud percibida (dicotomizada)	0 si es buena (buena o muy buena) 1 si es mala (regular, mala o muy mala)
VARIABLES INDEPENDIENTES	sexo	0 si es hombre (ref.) 1 si es mujer
	edad	edad en años (16-65 años) variable continua ^b
	estado civil	0 si no está casado/a (ref.) 1 si está casado/a
	nivel educativo	1 si completó la educación primaria o inferior 0 si completó la educación secundaria (ref.) 1 si completó la educación superior
	situación laboral	0 si está empleado/a (asalariado/a o cuenta propia) (ref.) 1 si está desempleado/a 1 si es estudiante 1 si se dedica a las labores del hogar 1 para el resto de inactivos/as ^c
	precariedad laboral	0 si no la presenta (ref.) 1 si la presenta (si el contrato es casual o temporal)
	carencia material severa	0 si no la presenta (ref.) 1 si la presenta (criterios ECV)
	renta del hogar	transformación logarítmica de la renta equivalente disponible del hogar deflactada al primer año de la serie variable continua ^b
	enfermedad crónica	0 si no la presenta (ref.) 1 si la presenta (si la enfermedad dura 6 meses o más)
NIVEL 3: REGIÓN (17 Comunidades Autónomas; se excluyen las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla)		
	variable	valores ^a
VARIABLES INDEPENDIENTES	gasto en SPF per cápita deflactado	gasto en Servicios Públicos Fundamentales (SPF) per cápita regional deflactado al primer año de la serie variable continua ^b
	gasto sanitario per cápita deflactado	gasto sanitario público per cápita regional deflactado al primer año de la serie variable continua ^b
	brecha salarial de género	diferencia entre el salario bruto medio por hora de los hombres y el de las mujeres (como % del salario bruto por hora de los hombres) por comunidad autónoma variable continua ^b
	tasa de desempleo por género	tasa de desempleo por sexo y por comunidad autónoma variable continua ^b

Fuente: Elaboración propia.

Notas: ^a La categoría de referencia se indica como (ref.). ^b Para las variables continuas se calcula la media y la desviación estándar. ^c El valor "resto de inactivos" comprende a los jubilados, incapacitados permanentes y otros inactivos en la ECV (pregunta PL030).

Las variables consideradas se agrupan en tres niveles. En el primer nivel, correspondiente al año, se encuentra la variable independiente año de la encuesta. En el segundo nivel, individual, se encuentran las variables que se analizan a continuación.

La variable dependiente es la salud percibida, recogida en la ECV con la pregunta “¿Cómo es su salud en general?”. En la ECV se ofrecen cinco posibles respuestas: “muy buena”, “buena”, “regular”, “mala”, “muy mala”. En el presente trabajo, estas respuestas se han colapsado en dos: buena, para las respuestas “muy buena” y “buena”, y mala para las respuestas “regular”, “mala” y “muy mala”, trabajando así con una variable categórica dicotomizada que, como se justifica en el capítulo de antecedentes, no altera sustancialmente la correspondencia entre las características socioeconómicas y la salud (Hernández Quevedo et al., 2008).

Las variables independientes a nivel individual son sexo, edad, estado civil, nivel educativo, situación laboral, precariedad laboral, carencia material severa, renta del hogar y enfermedad crónica, todas ellas extraídas de la ECV y consideradas en estudios previos como factores influyentes de la salud percibida (McFadden et al., 2008; Haseli-Mashhadi et al., 2009; Herbig et al., 2013; Norström et al., 2014; Isabel Aguilar-Palacio et al., 2015).

En cuanto a las variables instrumentales de control, la variable sexo toma el valor 1 para la mujer y 0 para el hombre. La variable edad es una variable continua que toma valores entre 16 y 65 años y para la cual se calcula la media y la desviación estándar. La variable estado civil toma el valor 1 para el estado civil casado y 0 para el resto de las respuestas. El nivel educativo se ha definido con tres variables *dummy*: educación primaria (variable colapsada, si la persona completó la educación primaria o inferior, toma el valor 1), educación secundaria (variable colapsada, categoría de referencia, toma el valor 0) y educación superior (variable colapsada, si la persona tiene un grado universitario, toma el valor 1).

La variable de control enfermedad crónica toma valor 1 cuando está presente y 0 cuando está ausente, siendo esta la categoría de referencia. Se interroga sobre este aspecto en el cuestionario individual de la ECV mediante la pregunta “¿Tiene alguna enfermedad o problema de salud crónicos?”, aclarando que “crónico” se refiere a que haya durado o se espera que dure al menos 6 meses. Se incluye esta variable *dummy* para controlar el efecto bidireccional de la conexión entre las variables desempleo y salud descrito en la literatura: por un lado, según la hipótesis de causalidad, las personas que se quedan sin empleo pueden aumentar su riesgo de enfermar; por otro, según la hipótesis de selección, determinados problemas de

enfermedad pueden aumentar el riesgo de quedarse desempleado (McKee-Ryan et al., 2005; Böckerman & Ilmakunnas, 2009; Paul & Moser, 2009; Roelfs et al., 2011). Adicionalmente, para comprobar la robustez del modelo, también se estima sin incluir la enfermedad crónica como variable de control. Además, en el análisis de la base de datos global se estima un quinto modelo tomando la enfermedad crónica como variable de control e incorporando un retardo de un año en las variables independientes regionales, que no ofrece resultados relevantes. En el análisis de las bases de datos de mujeres y de hombres, se estima un quinto modelo tomando la variable dependiente salud percibida como variable continua, que tampoco aporta resultados dignos de mención.

La situación de actividad laboral se ha categorizado con cinco variables *dummy*: empleado/a, desempleado/a, estudiante, labores del hogar y resto de inactivos/as. La categoría de referencia es empleado/a, que toma valor 0 y engloba a los asalariados y a los que trabajan por cuenta propia (en ambos casos, tanto a tiempo completo como a tiempo parcial). Las variables desempleado/a, estudiante y labores del hogar toman valor 1 y comprenden a las personas que eligen respectivamente cada una de esas opciones de respuesta ante la cuestión referente a su actividad principal actual: “¿En qué situación de las siguientes se encuentra en la actualidad?”. La variable resto de inactivos toma valor 1 y se aplica si la persona no ha declarado ninguna categoría de inactivos.

La precariedad laboral se define en la literatura como un constructo de seis dimensiones que conciernen a la inestabilidad o temporalidad, la falta de poder, la vulnerabilidad, el salario, los derechos laborales y la capacidad para ejercerlos, dándose un continuo de condiciones entre el contrato estable estándar con la debida protección social y las peores condiciones de cada dimensión (Amable et al., 2001; J. Benach et al., 2014; Joan Benach & Muntaner, 2010). Los mismos autores que desarrollan esta fundamentación teórica reconocen la dificultad de medir ciertas dimensiones para justificar la selección de las más accesibles, claras y útiles (Joan Benach & Muntaner, 2010). Siguiendo este mismo criterio, este trabajo analiza la precariedad laboral a través de su dimensión de inestabilidad/temporalidad mediante el análisis de los datos recogidos en la ECV. Concretamente la variable precariedad laboral se define de forma restrictiva, considerando que está presente solo en las personas que han respondido en la ECV que su contrato de trabajo es eventual o temporal.

Aunque la principal variable para medir la pobreza sigue siendo el nivel de ingresos, ha crecido en importancia el análisis basado en indicadores de carencia material o *material hardship*

(Boarini & Mira d'Ercole, 2006; Pilkauskas et al., 2012). La investigación reciente señala que la renta y la carencia material identifican a diferentes personas como pobres, dándose un grado de solapamiento modesto entre los dos indicadores, tanto a nivel internacional (Sullivan et al., 2008; Notten & Roelen, 2010; Devicienti & Poggi, 2011; D'Ambrosio et al., 2011) como específicamente en España (Karlsdotter et al., 2011; Martínez López & Navarro Ruiz, 2016). Este trabajo utiliza estas dos dimensiones de pobreza y exclusión social: renta del hogar y carencia material. En la literatura internacional, el concepto de *material hardship* hace referencia a la situación de las personas que, por vivir en condiciones de pobreza y carencia material, ven disminuida su capacidad de desarrollo y realización a diferentes niveles en el sistema socioeconómico, del que pueden llegar a ser excluidas, lo que genera desigualdades sociales en salud (Wilkinson & Marmot, 2003). La ECV incluye una serie de preguntas para la elaboración del índice AROPE mencionado en el capítulo de antecedentes, uno de cuyos indicadores es la carencia material. En este estudio se utiliza como variable *dummy* la carencia material severa.

Para obtener el valor de la variable renta del hogar, se calcula la renta equivalente disponible del hogar para cada año según los datos manifestados en la ECV, se deflacta para obtener la renta a valores constantes de 2007 y se transforma logarítmicamente, es decir, se utiliza el logaritmo de la renta deflactada al primer año de la serie. Esta transformación obedece a que la correlación entre la renta y la salud percibida no es lineal sino logarítmica, tal y como se manifiesta en la literatura más reciente, que la incorpora a su metodología habitual (Tøge & Blekesaune, 2015; Abebe et al., 2016; Tøge, 2016; Tattarini et al., 2018).

En el tercer nivel, regional, se incluyen cuatro variables continuas: por una parte, dos relativas al gasto en políticas sociales, el gasto en SPF per cápita deflactado y el gasto sanitario per cápita deflactado; por otra, dos indicativas del nivel de igualdad de género alcanzado en el mercado laboral, la brecha salarial de género y la tasa de desempleo por género.

Para analizar el vínculo entre el gasto público social de cada región y la salud de la población residente en la misma (2007-2011), se introducen en el modelo variables ecológicas referentes a políticas de gasto público: el gasto en SPF per cápita y el gasto sanitario per cápita. Para analizar el posible efecto retardado entre el gasto público social regional y el estado de salud se consideran también dichas variables con un año de retardo.

El gasto en SPF per cápita se expresa en valores constantes deflactándose al primer año de la serie (2007). Los valores de esta variable se recogen para cada año y para cada una de las comunidades autónomas.

Al igual que la variable anterior, el gasto sanitario per cápita se expresa en términos constantes deflactándose al primer año de la serie (2007) y sus valores se recogen para cada año y para cada una de las comunidades autónomas.

La brecha salarial de género se construye siguiendo la definición de Eurostat, según la cual la brecha salarial de género, no ajustada a las características individuales, que podrían explicar parte de las diferencias salariales entre hombres y mujeres, es la diferencia entre el salario bruto por hora de los hombres y el de las mujeres, expresado como porcentaje del salario bruto por hora de los hombres. La principal ventaja de esta definición es que al utilizar el salario/hora se tienen en cuenta las diferencias provocadas por el tipo de jornada laboral. Se calcula a partir de los datos de la EES anual para cada año y para cada comunidad autónoma con el fin de realizar comparativas entre regiones. La otra variable de género considerada es la tasa de desempleo por género regional, que se obtiene de la EPA, media anual, para cada año y para cada comunidad autónoma.

3.4. Software

La elaboración de las bases de datos y su análisis mediante metodología multinivel con modelos longitudinales logísticos se llevan a cabo mediante el paquete de software estadístico Stata®, que desarrolla modelos específicos que contemplan la naturaleza longitudinal de los datos (Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012). En la Figura 21 se relacionan los objetivos específicos planteados en el capítulo 2 con las bases de datos utilizadas y los análisis realizados mediante el paquete de software estadístico Stata®.

Figura 21. Bases de datos utilizadas y análisis realizados con Stata® para la consecución de los objetivos específicos planteados.

Objetivos específicos		Bases de datos	Análisis con Stata®
1	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) en España.	Global	Descriptivo Multinivel
2	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en Servicios Públicos Fundamentales (SPF) per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).	Global	Descriptivo Multinivel
3	Analizar la relación entre la salud percibida de la población en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) en España.	Mujeres Hombres	Descriptivo Multinivel
4	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).	Mujeres Hombres	Descriptivo Multinivel
5	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y la desigualdad de género en los mercados laborales regionales en España, según la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).	Mujeres Hombres	Descriptivo Multinivel

Fuente: Elaboración propia.

CAPÍTULO 4. RESULTADOS

Los resultados se obtienen del análisis de tres bases de datos. En primer lugar, se analiza la base de datos global construida a partir de las bases de datos longitudinales 2007-2010 y 2008-2011 de la ECV. Posteriormente, esta base de datos se divide en dos según el género, obteniendo una base de datos de mujeres y una base de datos de hombres que se analizan de forma separada. Para cada una de estas tres bases de datos se realiza un análisis descriptivo que se expone en la primera parte de este capítulo. En una segunda parte, se muestran los resultados obtenidos del análisis multinivel llevado a cabo para dichas bases de datos. La Figura 22 resume los principales resultados obtenidos relacionándolos con las hipótesis planteadas en el capítulo 2.

Figura 22. Hipótesis planteadas y principales resultados obtenidos.

Hipótesis		D	PL	R	CMS	SPF	GS	BSG	TDG
1	Estar en situación de desempleo, precariedad laboral o pobreza incrementa el riesgo relativo de presentar mala salud percibida.	Sí	Sí	Sí/FP	Sí	—	—	—	—
2	El gasto público social de la región de residencia: gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, disminuyen el riesgo relativo de presentar mala salud percibida.	—	—	—	—	Sí	No	—	—
3	Existen diferencias de género en la relación entre el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza y el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres.	Sí M+ H++	Sí M0 H+	Sí/FP M+ H++	Sí M+ H0	—	—	—	—
4	Existen diferencias de género en la relación entre el gasto público social de la región de residencia: gasto en SPF per cápita regional, gasto sanitario per cápita regional, y la disminución del riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres.	—	—	—	—	Sí/FP M+ H0	Sí (!) M+ H0	—	—
5	Las diferencias en el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres están relacionadas con las desigualdades de género en el mercado laboral regional: brecha salarial de género regional y tasa de desempleo por género regional.	—	—	—	—	—	—	Sí M+ H0	No

Notas:

D	Desempleo
PL	Precariedad laboral
R	Renta equivalente disponible del hogar (deflact. 2007)
FP	Factor Protector
CMS	Carencia Material Severa
SPF	Gasto en SPF per cápita regional
GS	Gasto sanitario público per cápita regional
BSG	Brecha salarial de género regional
TDG	Tasa de desempleo por género regional
Sí	Hay relación significativa directamente proporcional
Sí/FP	Hay relación significativa como factor protector (FP)
No	No se encuentra relación estadísticamente significativa
Sí	Sí hay diferencias de género
M+	M+: afecta a las mujeres
H++	H++: afecta a los hombres más que a las mujeres
Sí	Sí hay diferencias de género
M0	M0: no afecta a las mujeres
H+	H+: afecta a los hombres
Sí/FP	Sí hay diferencias de género (factor protector)
M+	M+: protege a las mujeres
H++	H++: protege a los hombres más que a las mujeres
Sí	Sí hay diferencias de género
M+	M+: afecta a las mujeres
H0	H0: no afecta a los hombres
Sí/FP	Sí hay diferencias de género (factor protector)
M+	M+: protege a las mujeres
H0	H0: no afecta a los hombres
Sí (!)	Sí hay diferencias de género: no es factor protector (!)
M+	M+: afecta a las mujeres (aumenta el riesgo)
H0	H0: no afecta a los hombres

Fuente: Elaboración propia.

4.1. Resultados del análisis descriptivo

En este apartado se exponen los resultados del análisis descriptivo de la base de datos global, es decir, la base de datos integrada por la población general en edad de trabajar (16-65 años) en España, realizado para alcanzar los dos primeros objetivos específicos. En primer lugar, analizar la relación entre la salud percibida de dicha población y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante la crisis económica (2007-2011) en España (objetivo específico 1). En segundo lugar, analizar la relación entre la salud percibida de la misma población y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional (objetivo específico 2).

Seguidamente se exponen los resultados del análisis descriptivo de las dos bases de datos obtenidas tras dividir la anterior base de datos según género, una base de mujeres y una base de hombres, y se abordan los restantes objetivos específicos: analizar la relación entre la salud percibida de la población en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y una serie de variables relativas a sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza (objetivo específico 3); el gasto público social de su región de residencia, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional (objetivo específico 4); y la desigualdad de género en el mercado laboral regional, según la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional (objetivo específico 5), todo ello durante la crisis económica (2007-2011) en España. Estas dos últimas variables regionales se incorporan respecto a los modelos especificados para la base de datos global porque son variables ecológicas *proxy* de la desigualdad de género. Con estos nuevos análisis se profundiza en la investigación estudiando las diferencias en las asociaciones entre las mismas variables (dependiente, salud percibida; independientes, desempleo, precariedad laboral y pobreza) en función de dos de los principales ejes de desigualdades en salud como son el género, incorporando dos variables relacionadas con desigualdades estructurales de género, y el territorio, analizando nuevamente las variables de gasto social regional de forma separada para mujeres y hombres.

4.1.1. Resultados del análisis descriptivo de la base de datos global

Los resultados del análisis descriptivo de las diferentes variables investigadas en la base de datos global se condensan en dos tablas que expresan para cada año del periodo 2007-2011

los valores de las variables categóricas en porcentajes (Tabla 4) y los valores de las variables continuas mediante su media y su desviación estándar (Tabla 5).

Tabla 4. Resultados obtenidos de la base de datos global para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes categóricas consideradas, en %. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Total
	n = 4.592	n = 9.105	n = 9.105	n = 9.105	n = 4.513	n = 36.420
Mala salud percibida (ref.)	21,44	18,49	21,07	20,61	17,56	19,92
Mujer	50,98	51,30	51,73	51,73	51,70	51,52
Educación primaria	20,43	19,64	18,42	17,94	17,57	18,75
Educación secundaria (ref.)	52,99	52,58	53,54	53,06	51,72	52,88
Educación superior	26,58	27,78	28,04	29,00	30,71	28,37
Empleado (ref.)	64,49	63,79	59,94	59,39	56,30	60,87
Desempleado	7,08	7,97	12,79	13,89	14,96	11,43
Estudiante	9,06	9,42	9,11	8,19	8,77	8,91
Labores del hogar	11,21	10,67	11,36	10,94	11,12	11,04
Resto de inactivos	8,15	8,15	6,80	7,58	8,84	7,75
Precariedad laboral	13,41	12,86	9,84	9,83	9,15	10,96
Carencia material severa	1,63	1,85	2,70	2,67	2,24	2,29
Enfermedad crónica	18,41	23,14	24,51	24,53	19,02	18,41

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c). Resultados obtenidos con Stata© 14.

Notas: Para cada año se indican el número de observaciones (n) y el porcentaje. Las categorías de referencia se señalan con la abreviatura (ref.). Se colapsan las siguientes variables: salud percibida (mala, si la persona responde regular, mala o muy mala; buena, si responde buena o muy buena), educación primaria (si se completó este nivel o inferior), educación secundaria, educación superior (si se completó este nivel), empleado (incluye asalariados y trabajadores por cuenta propia), resto de inactivos (incluye jubilados e incapacitados permanentes).

Tabla 5. Resultados obtenidos de la base de datos global para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes continuas consideradas. España (2007-2011).

		2007	2008	2009	2010	2011	Total
		n = 4.592	n = 9.105	n = 9.105	n = 9.105	n = 4.513	n = 36.420
Edad	Media	40,14	40,64	41,64	42,64	43,13	41,63
	SD	13,04	13,07	13,07	13,07	13,09	13,10
Renta del hogar (ln)	Media	9,37	9,43	9,46	9,40	9,34	9,41
	SD	0,65	0,66	0,71	0,74	0,78	0,70
Gasto en SPF per cápita	Media	5474,16	5830,82	6326,30	6191,00	5984,19	6018,77
	SD	578,17	553,85	649,35	665,98	696,83	687,52
Gasto sanitario per cápita	Media	1394,18	1473,12	1573,40	1486,90	1411,96	1484,10
	SD	136,62	96,56	125,90	122,68	131,19	135,01

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 14.

Notas: Para cada año se indican el número de observaciones (n), la media y la desviación estándar (SD). La edad se expresa en años. Las variables monetarias se deflactan al primer año de la serie (2007). La renta equivalente disponible del hogar deflactada se transforma logarítmicamente (ln). El gasto social per cápita (en SPF y sanitario) se expresa en euros.

La categoría de referencia para la variable dependiente, mala salud percibida, presenta ligeras oscilaciones en el valor que presenta cada año: 21,44% en 2007, 18,49% en 2008, 21,07% en 2009, 20,61% en 2010 y 17,56% en 2011. Considerando únicamente la serie temporal 2007-2011, se observa un descenso del 18,10% en el porcentaje de la población que percibe su estado de salud como mala o muy mala, respuestas englobadas en el valor mala salud percibida. Sin embargo, este dato debe tomarse con cautela a la vista de las oscilaciones anuales mencionadas.

En cuanto a las variables de control, la variable sexo presenta el valor mujer con una frecuencia relativa en torno al 51%, como suele ser habitual en las estadísticas, para cada uno de los años analizados. La edad media de la muestra oscila entre alrededor de 40 años al inicio de la serie y en torno a los 43 años al finalizar esta; su desviación estándar permanece prácticamente constante entre 2007 y 2011. Respecto al nivel educativo, el porcentaje de personas que completaron la educación primaria o inferior disminuye a lo largo de la serie temporal: 20,43% en 2007, 19,64% en 2008, 18,42% en 2009, 17,94% en 2010 y 17,57% en 2011. Desde el año 2009, los porcentajes son inferiores a 18,75%, media de la serie. El porcentaje de personas que completaron la educación secundaria, categoría de referencia, también retrocede al considerar toda la serie, si bien presenta sus valores más altos en 2009 y

2010: 52,99% en 2007, 52,58% en 2008, 53,54% en 2009, 53,06% en 2010 y 51,72% en 2011. Los años 2008 y 2011 presentan porcentajes inferiores a 52,88%, media de la serie. En cambio, el porcentaje de personas que completaron la educación superior y cuentan con un grado universitario crece a lo largo de la serie: 26,58% en 2007, 27,78% en 2008, 28,04% en 2009, 29,00% en 2010 y 30,71% en 2011. Desde el año 2010, los porcentajes son superiores a 28,37%, media de la serie. Los valores medios de la variable de control enfermedad crónica para toda la población sufren oscilaciones y no se relacionan de forma clara con la edad media de la población.

La variable situación laboral tiene una evolución desfavorable a lo largo del tiempo. En cuanto a la categoría de referencia, el porcentaje de empleados, asalariados o por cuenta propia, disminuye de forma clara y progresiva a lo largo de la serie: 64,49% en 2007, 63,79% en 2008, 59,94% en 2009, 59,39% en 2010 y 56,30% en 2011. Este marcado descenso de 8,19 puntos porcentuales entre 2007 y 2011 es más llamativo entre los años 2008 y 2009 con una brusca bajada de 3,85 puntos. Casi paralelamente se observa un notable aumento del desempleo en 7,88 puntos porcentuales a lo largo de la serie con una destacada subida de 4,82 puntos entre 2008 y 2009: 7,08% en 2007, 7,97% en 2008, 12,79% en 2009, 13,89% en 2010 y 14,96% en 2011. Los resultados correspondientes a los estudiantes y las personas dedicadas a las labores del hogar apenas varían a lo largo del periodo considerado, con unos porcentajes medios de 8,91% y 11,04 % respectivamente. En el caso del resto de inactivos se da un curioso descenso en 2009, año central del periodo, retrocediendo hasta un mínimo de 6,80% que coincide con el mayor porcentaje registrado de personas dedicadas a las labores del hogar de toda la serie, 11,36%. Exceptuando ese año, los resultados para el resto de inactivos se sitúan en torno al 8%.

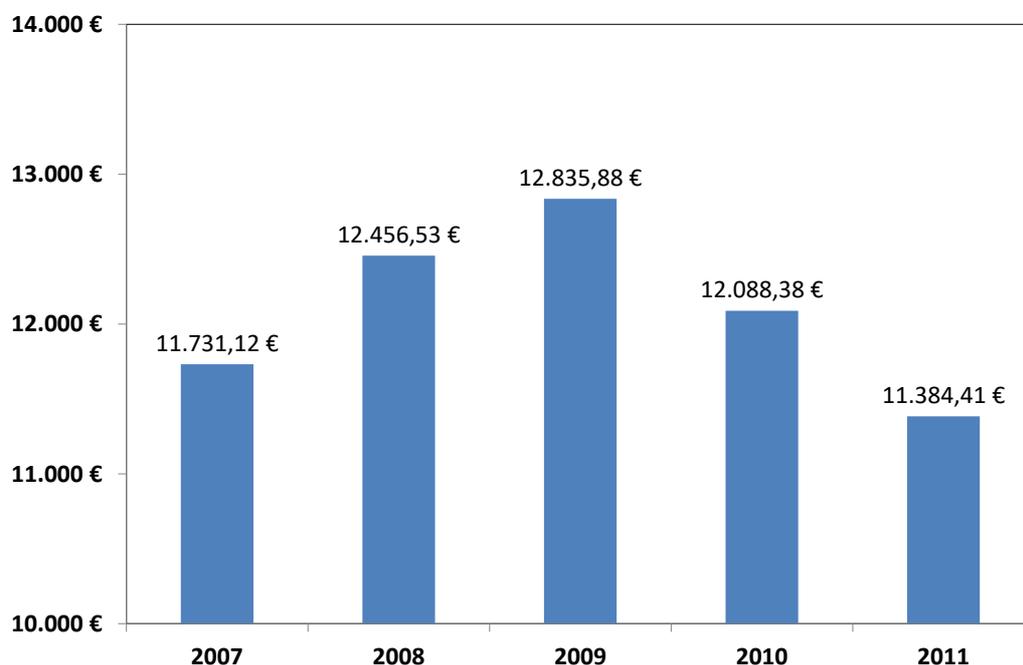
Respecto a la precariedad laboral, el porcentaje de personas en esta situación retrocede a lo largo del periodo considerado: 13,41% en 2007, 12,86% en 2008, 9,84% en 2009, 9,83% en 2010 y 9,15% en 2011. Esta disminución se produce de forma inversa al aumento del desempleo y también aquí se da el cambio más pronunciado en el paso de 2008 a 2009 con una diferencia de 3,02 puntos porcentuales, siendo la diferencia de 4,26 puntos para toda la serie. Este fenómeno señala una importante destrucción de empleo en los sectores con mayor precariedad laboral.

Por otra parte, el porcentaje de personas en situación de carencia material severa aumenta un 37,42% a lo largo de la serie, con un pico máximo en el año 2009: 1,63% en 2007, 1,85% en

2008, 2,70% en 2009, 2,67% en 2010 y 2,24% en 2011. A priori, estos datos pueden parecer relativamente poco importantes; sin embargo, puestos en contexto adquieren su auténtica dimensión. El peor dato de esta serie nos dice que, en 2009, en una ciudad como Granada, con una población de 234.325 habitantes ese año según datos del INE, habría alrededor de unas 6.327 personas incapaces de permitirse cuatro de los nueve ítems señalados en la definición del indicador de carencia material severa que compone la tasa AROPE junto al indicador de riesgo de pobreza y al indicador de baja intensidad de empleo por hogar: pagar la hipoteca, alquiler o letras; mantener la vivienda a temperatura adecuada en invierno; permitirse unas vacaciones de, al menos, una semana al año; permitirse una comida de carne, pollo o pescado, cada dos días; capacidad para afrontar gastos imprevistos; disponer de teléfono; disponer de televisión en color; disponer de lavadora; disponer de coche. Esta definición marca el umbral en cuatro ítems, por lo que incluye a las personas que tienen descubiertos 4, 5, 6, 7, 8 o los 9 ítems enunciados. Esta cantidad de personas que sufren carencia material severa en la ciudad de Granada equivale al número de personas que forman parte de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Granada, cerca de 400 profesores y más de 6000 alumnos según los datos de su página web (2019). Como muestra el ejemplo anterior, no se debe subestimar la gravedad de este problema social de “solo un 2,70%” pues el volumen de la población en situación de carencia material severa en nuestra ciudad es equiparable al de la comunidad universitaria de esta Facultad.

Los valores de la variable renta del hogar se trasladan a la base de datos como la transformación logarítmica de la renta equivalente disponible del hogar deflactada al primer año de la serie. La renta media de los hogares tiene una evolución ascendente hasta el año 2009 y disminuye, con una pendiente más pronunciada, a partir de entonces: 11.731,12 euros en 2007, 12.456,53 euros en 2008, 12.835,88 euros en 2009, 12.088,38 euros en 2010 y 11.384,41 euros en 2011. La renta media de todo el periodo, 12.209,87 euros, es superada en los años 2008 y 2009, no volviendo a recuperarse en los demás años considerados. Esta evolución se representa en la Figura 23. Dado que la renta equivalente se asigna por igual a todos los miembros del hogar, estos resultados indican que, en el mejor año de la serie, cada miembro de un hogar medio en España tendría una renta de 1.069,16 euros mensuales o 14 pagas de 916,85 euros; en el peor año de la serie, 948,70 euros o 14 pagas de 813,17 euros.

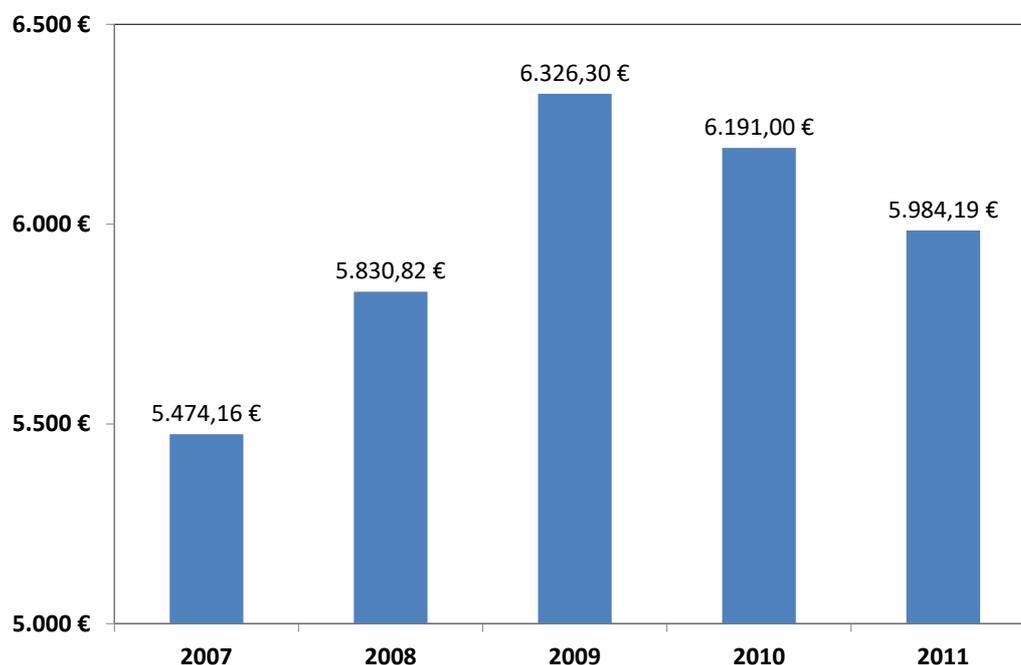
Figura 23. Evolución de la renta equivalente disponible del hogar, media anual en euros constantes de 2007. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c).

Como variables regionales se analizan el gasto en SPF per cápita deflactado y el gasto sanitario per cápita deflactado. Respecto al gasto en SPF per cápita, deflactado al primer año de la serie y expresado en euros, los valores medios para todo el país, o más exactamente para la suma de las comunidades autónomas, tienen un comportamiento creciente hasta 2009, cuando comienzan a tener efecto las medidas de reducción del gasto público: 5.474,16 euros en 2007, 5.830,82 euros en 2008, 6.326,30 euros en 2009, 6.191,00 euros en 2010 y 5.984,19 euros en 2011. Estas medias y su desviación estándar se recogen en la Tabla 5; igualmente, la evolución de este gasto puede apreciarse en la Figura 24.

Figura 24. Evolución del gasto en SPF per cápita, media anual en euros constantes de 2007. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 14.

Sin embargo, lo interesante es comparar las medias de las distintas comunidades autónomas ya que esta variable se analiza en el nivel regional en los modelos multinivel. En la Tabla 6 se recoge la distribución territorial del gasto en SPF per cápita en euros constantes de 2007 para cada año de la serie así como una representación gráfica lineal de su evolución. Así, se observa que la mayor inversión en gasto en SPF se realiza en el País Vasco para todos los años de la serie. Los valores mínimos se sitúan en la Comunidad Valenciana en 2007, Baleares en 2008 y 2009 y Canarias en 2010 y 2011. La distancia entre las comunidades autónomas con mayor y menor gasto en SPF se acrecienta cada año que avanza la serie: 43,18% en 2007, 44,96% en 2008, 48,86% en 2009, 55,36% en 2010 y 60,02% en 2011. Para cada uno de los años de la serie, el gasto medio siempre es superado por el País Vasco, Asturias, Navarra, Cantabria, Cataluña y Aragón. Por otro lado, las comunidades más lejanas a alcanzarlo son la Región de Murcia, Baleares, Comunidad Valenciana, Canarias, Andalucía, Comunidad de Madrid, Castilla-La Mancha y Extremadura. Las comunidades que suelen estar por encima de la media son Castilla y León y Galicia mientras que La Rioja suele estar por debajo de la media. En general, puede hablarse de un gradiente norte-sur y, no tanto, de un gradiente centro-periferia. Adicionalmente, es destacable la menor inversión en gasto social público de las islas Baleares y Canarias.

Tabla 6. Distribución territorial del gasto en SPF per cápita por comunidades autónomas, en euros constantes de 2007. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	5.058,58	5.472,20	5.739,86	5.577,68	5.317,82	
Aragón	5.585,56	5.900,78	6.590,60	6.353,36	6.214,21	
Asturias	6.776,88	7.011,61	7.636,32	7.410,27	7.449,71	
Baleares	4.870,41	5.055,60	5.498,05	5.506,71	5.075,99	
Canarias	4.904,46	5.204,35	5.506,34	5.253,02	4.926,55	
Cantabria	6.015,65	6.044,20	6.590,77	6.542,21	6.459,05	
Castilla y León	5.573,71	5.914,40	6.338,66	6.324,59	6.247,42	
Castilla - La Mancha	5.153,94	5.528,28	6.124,39	5.966,37	5.725,94	
Cataluña	5.686,02	6.025,59	6.639,71	6.533,60	6.236,75	
C. Valenciana	4.850,57	5.150,59	5.705,61	5.615,76	5.340,22	
Extremadura	5.501,58	5.775,76	6.163,64	6.064,59	5.807,84	
Galicia	5.558,37	5.862,15	6.321,97	6.118,54	6.006,44	
Madrid	5.127,15	5.309,02	5.781,57	5.524,67	5.551,20	
Murcia	4.863,81	5.393,87	5.893,84	5.774,29	5.453,88	
Navarra	6.057,87	6.426,41	7.058,12	6.855,64	6.648,43	
País Vasco	6.945,25	7.328,74	8.184,37	8.161,08	7.883,40	
La Rioja	5.843,40	5.690,79	6.164,97	6.029,93	5.757,32	
Mínimo	4.850,57	5.055,60	5.498,05	5.253,02	4.926,55	
Máximo	6.945,25	7.328,74	8.184,37	8.161,08	7.883,40	
Media	5.551,36	5.829,08	6.349,34	6.212,49	6.006,01	
Desviación estándar	634,99	625,06	733,05	744,02	791,36	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e).

Nota: El nivel de gasto en SPF per cápita se destaca mediante escala de color.

En cuanto a su variación en el tiempo, el gasto en SPF de las comunidades autónomas, en conjunto, asciende hasta 2009 y desciende a partir de ese año. Esta evolución se observa en la mayoría de las comunidades autónomas: Andalucía, Aragón, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia, Comunidad de Madrid, Región de Murcia, Comunidad Foral de Navarra y País Vasco. En el Principado de Asturias y en la Comunidad de Madrid baja en 2010 y vuelve a subir en 2011. En Baleares, el

gasto sube hasta 2010 y baja en 2011. En La Rioja, solo aumenta en 2008. En la Tabla 7 se muestra la tasa de variación interanual en el gasto en SPF de cada una de las comunidades autónomas. Salvo las excepciones ya descritas, el gasto en SPF crece hasta el año 2009 y disminuye posteriormente; asimismo, la evolución dista de ser homogénea. Para todo el periodo considerado, las comunidades cuyo gasto en SPF crece más son el País Vasco (13,51%), la Región de Murcia (12,13%) y Castilla y León (12,09%). La Rioja decrece un 1,47%. Las que crecen en menor medida son Canarias (0,45%), Baleares (4,22%) y Andalucía (5,12%).

Tabla 7. Tasa de variación interanual del gasto en SPF per cápita por comunidades autónomas, en %. España (2007-2011).

	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2010-2011	+/-
Andalucía	8,18	4,89	-2,83	-4,66	
Aragón	5,64	11,69	-3,60	-2,19	
Asturias	3,46	8,91	-2,96	0,53	
Baleares	3,80	8,75	0,16	-7,82	
Canarias	6,11	5,80	-4,60	-6,21	
Cantabria	0,47	9,04	-0,74	-1,27	
Castilla y León	6,11	7,17	-0,22	-1,22	
Castilla - La Mancha	7,26	10,78	-2,58	-4,03	
Cataluña	5,97	10,19	-1,60	-4,54	
C. Valenciana	6,19	10,78	-1,57	-4,91	
Extremadura	4,98	6,72	-1,61	-4,23	
Galicia	5,47	7,84	-3,22	-1,83	
Madrid	3,55	8,90	-4,44	0,48	
Murcia	10,90	9,27	-2,03	-5,55	
Navarra	6,08	9,83	-2,87	-3,02	
País Vasco	5,52	11,68	-0,28	-3,40	
La Rioja	-2,61	8,33	-2,19	-4,52	

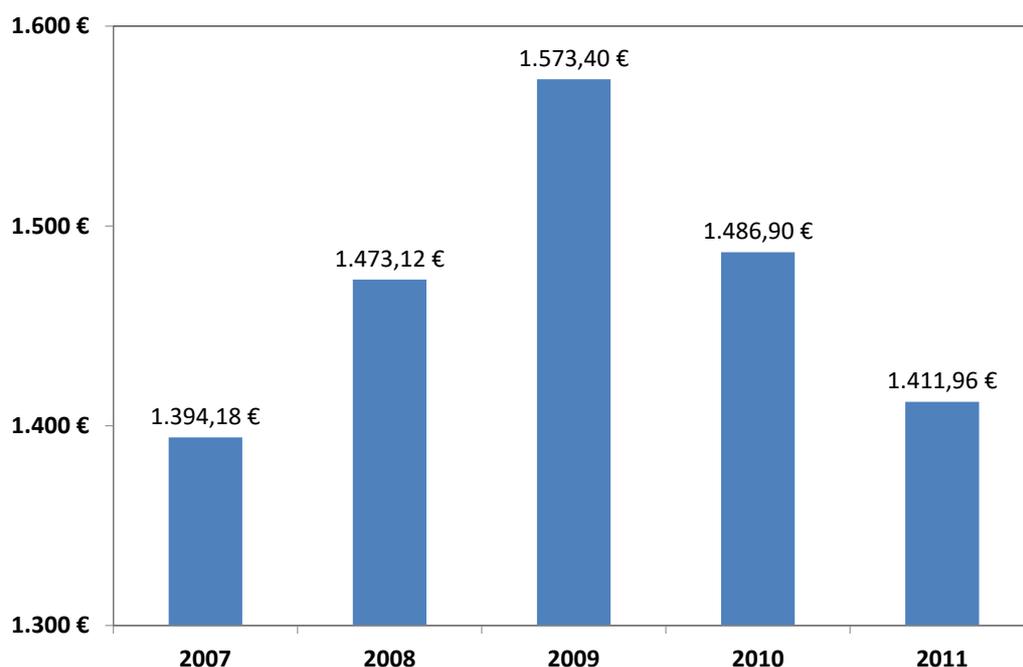
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e).

Nota: Para cada año se indican en verde los valores positivos y en rojo los valores negativos.

Al igual que la variable anterior, la variable gasto sanitario per cápita, deflactado al primer año de la serie y expresado en euros, se muestra en la Tabla 5 con los valores medios y su

desviación estándar para cada año y para el conjunto de las comunidades autónomas. Como es de esperar, el gasto aumenta hasta 2009 y disminuye a partir de entonces: 1.394,18 euros en 2007, 1.473,12 euros en 2008, 1.573,40 euros en 2009, 1.486,90 euros en 2010 y 1.411,96 euros en 2011. En la Figura 25 se advierte que este descenso es aún más acusado que el del gasto en SPF per cápita, representado en la Figura 24.

Figura 25. Evolución del gasto sanitario per cápita, media anual en euros constantes de 2007. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 14.

Descendiendo a nivel regional, la Tabla 8 muestra la distribución territorial del gasto sanitario per cápita en euros constantes de 2007 para cada año de la serie y la representación lineal de su evolución a lo largo del tiempo para cada comunidad autónoma. Al igual que en el caso del gasto en SPF, el mayor gasto sanitario se produce en La Rioja (año 2007), el País Vasco (años 2008, 2009 y 2010) y el Principado de Asturias (año 2011); el menor, en la Comunidad Valenciana en el año 2008 y en Andalucía en el resto de los años. Para la serie considerada, el gasto medio es superado cada año por el País Vasco y Extremadura y ningún año por Andalucía, Baleares y la Comunidad Valenciana.

Tabla 8. Distribución territorial del gasto sanitario per cápita por comunidades autónomas, en euros constantes de 2007. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	1.211,69	1.333,89	1.351,51	1.251,83	1.158,79	
Aragón	1.485,56	1.538,84	1.676,48	1.569,89	1.518,19	
Asturias	1.469,30	1.537,14	1.751,33	1.582,19	1.601,30	
Baleares	1.316,67	1.324,15	1.394,46	1.487,14	1.263,84	
Canarias	1.393,73	1.498,65	1.587,61	1.430,45	1.303,26	
Cantabria	1.633,02	1.437,06	1.532,04	1.515,48	1.423,17	
Castilla y León	1.354,33	1.514,54	1.522,43	1.498,06	1.555,73	
Castilla - La Mancha	1.412,56	1.504,31	1.687,63	1.616,50	1.506,11	
Cataluña	1.373,83	1.437,07	1.546,08	1.475,40	1.308,38	
C. Valenciana	1.274,22	1.312,21	1.432,79	1.395,89	1.322,72	
Extremadura	1.543,84	1.609,36	1.739,75	1.636,46	1.500,28	
Galicia	1.359,71	1.443,07	1.547,61	1.418,77	1.357,00	
Madrid	1.335,37	1.368,89	1.491,38	1.330,03	1.382,83	
Murcia	1.391,35	1.579,70	1.697,75	1.588,78	1.535,05	
Navarra	1.482,04	1.549,95	1.712,06	1.626,37	1.532,19	
País Vasco	1.525,85	1.619,29	1.776,20	1.696,30	1.598,57	
La Rioja	1.935,51	1.578,24	1.581,72	1.529,13	1.403,13	
Mínimo	1.211,69	1.312,21	1.351,51	1.251,83	1.158,79	
Máximo	1.935,51	1.619,29	1.776,20	1.696,30	1.601,30	
Media	1.441,09	1.481,55	1.589,93	1.508,75	1.427,68	
Desviación estándar	164,85	100,20	129,40	117,14	128,77	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e).

Nota: El nivel de gasto sanitario per cápita se destaca mediante escala de color.

Por lo que respecta a su evolución temporal, el gasto sanitario regional suele aumentar hasta 2009 y disminuir después en la mayoría de las comunidades autónomas: Andalucía, Aragón, Canarias, Castilla-La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia, Región de Murcia, Comunidad Foral de Navarra y País Vasco. En el Principado de Asturias, Castilla y León y la Comunidad de Madrid baja en 2010 y vuelve a subir en 2011. En Baleares, el gasto sube hasta 2010 y baja en 2011. En Cantabria, la serie comienza con una fuerte bajada, sube

en 2008 y vuelve a bajar en 2010 y 2011. En La Rioja, solo aumenta en 2008. En la Tabla 9 se expone la tasa de variación interanual en el gasto sanitario de las comunidades autónomas, en la que vuelve a apreciarse un decrecimiento generalizado a partir de 2009 y una gran heterogeneidad en la evolución del gasto en las distintas regiones. De las comunidades autónomas en las que crece el gasto sanitario, lo hace más en Castilla y León (14,87%), la Región de Murcia (10,33%) y el Principado de Asturias (8,98%), y menos en Aragón (2,20%), Navarra (3,38%) y Comunidad de Madrid (3,55%). Las comunidades en las que más decrece son La Rioja (27,51%), Cantabria (12,85%) y Canarias (6,49%). La mayoría de las comunidades están por encima de la media, que se reduce notablemente por estos tres últimos valores.

Tabla 9. Tasa de variación interanual del gasto sanitario per cápita por comunidades autónomas, en %. España (2007-2011).

	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2010-2011	+/-
Andalucía	10,08%	1,32%	-7,38%	-7,43%	
Aragón	3,59%	8,94%	-6,36%	-3,29%	
Asturias	4,62%	13,93%	-9,66%	1,21%	
Baleares	0,57%	5,31%	6,65%	-15,02%	
Canarias	7,53%	5,94%	-9,90%	-8,89%	
Cantabria	-12,00%	6,61%	-1,08%	-6,09%	
Castilla y León	11,83%	0,52%	-1,60%	3,85%	
Castilla - La Mancha	6,50%	12,19%	-4,21%	-6,83%	
Cataluña	4,60%	7,59%	-4,57%	-11,32%	
C. Valenciana	2,98%	9,19%	-2,58%	-5,24%	
Extremadura	4,24%	8,10%	-5,94%	-8,32%	
Galicia	6,13%	7,24%	-8,33%	-4,35%	
Madrid	2,51%	8,95%	-10,82%	3,97%	
Murcia	13,54%	7,47%	-6,42%	-3,38%	
Navarra	4,58%	10,46%	-5,01%	-5,79%	
País Vasco	6,12%	9,69%	-4,50%	-5,76%	
La Rioja	-18,46%	0,22%	-3,32%	-8,24%	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e).

Nota: Para cada año se indican en verde los valores positivos y en rojo los valores negativos.

4.1.2. Resultados del análisis descriptivo de las bases de datos de mujeres y de hombres

Los resultados del análisis descriptivo de las diferentes variables estudiadas en las bases de datos separadas por género se resumen en cuatro tablas, dos para la base de datos de mujeres (Tabla 10 y Tabla 11) y dos para la base de datos de hombres (Tabla 12 y Tabla 13). Como en el análisis descriptivo de la base de datos global, las tablas exponen para cada año del periodo 2007-2011 los valores de las variables categóricas en porcentajes y los valores de las variables continuas a través de su media y de su desviación estándar.

Similarmente a lo que ocurre con la base de datos global, tanto en la base de datos de mujeres como en la de hombres se observa que el valor de la categoría de referencia para la variable dependiente, mala salud percibida, presenta un descenso en el porcentaje de personas que describen su salud como mala o muy mala si se observan las colas de la serie, en las cuales hay menos individuos, aunque con oscilaciones casi anuales. Aun así, destacan dos fenómenos. Para cada año, las mujeres presentan mala salud percibida con mayor frecuencia que los hombres: 23,31% frente a 19,41% en 2007, 19,89% frente a 16,96% en 2008, 22,91% frente a 19,09% en 2009, 22,48% frente a 18,60% en 2010 y 18,48% frente a 16,57% en 2011. Por otra parte, hay un mayor descenso en el porcentaje de mujeres que refieren mala salud percibida, un 20,72% entre 2007 y 2011, que en el porcentaje de los hombres con el mismo valor, un 14,63% menos en 2011 que en 2007.

Tabla 10. Resultados obtenidos de la base de datos de mujeres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes categóricas consideradas, en %. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Total
	n = 2.329	n = 4.656	n = 4.656	n = 4.656	n = 2.327	n = 18.624
Mala salud percibida (ref.)	23,31	19,89	22,91	22,48	18,48	21,55
Casada	59,62	58,87	58,89	59,14	59,95	59,17
Educación primaria	20,12	19,57	18,37	17,62	17,23	18,56
Educación secundaria (ref.)	50,32	49,67	49,96	49,28	49,21	49,67
Educación superior	26,57	28,37	28,64	29,55	31,42	28,89
Empleada (ref.)	53,40	54,61	52,27	51,93	49,25	52,53
Desempleada	7,39	8,03	11,93	13,42	14,19	11,05
Estudiante	9,57	9,53	9,11	8,26	8,96	9,04
Labores del hogar	21,53	20,53	21,76	21,06	21,30	21,19
Resto de inactivas	8,03	7,26	4,88	5,33	6,30	6,16
Precariedad laboral	13,07	13,38	10,21	9,79	10,29	11,26
Carencia material severa	1,58	1,71	2,70	2,72	2,49	2,29
Enfermedad crónica	18,41	23,44	24,82	24,67	18,82	22,89

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c). Resultados obtenidos con Stata© 15.

Notas: Para cada año se indican el número de observaciones (n) y el porcentaje. Las categorías de referencia se señalan con la abreviatura (ref.). Se colapsan las siguientes variables: salud percibida (mala, si la persona responde regular, mala o muy mala; buena, si responde buena o muy buena), educación primaria (si se completó este nivel o inferior), educación secundaria, educación superior (si se completó este nivel), empleada (incluye asalariadas y trabajadoras por cuenta propia), resto de inactivas (incluye jubiladas e incapacitadas permanentes).

Tabla 11. Resultados obtenidos de la base de datos de mujeres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes continuas consideradas. España (2007-2011).

		2007	2008	2009	2010	2011	Total
		n = 2.329	n = 4.656	n = 4.656	n = 4.656	n = 2.327	n = 18.624
Edad	Media	40,85	41,11	41,91	42,91	43,34	42,01
	SD	12,66	12,84	12,99	12,99	13,03	12,95
Renta del hogar (ln)	Media	9,36	9,42	9,45	9,39	9,32	9,40
	SD	0,66	0,65	0,70	0,74	0,80	0,71
Gasto en SPF per cápita	Media	5.478,51	5.832,21	6.329,36	6.195,15	5.989,39	6.023,51
	SD	580,19	558,20	655,79	674,56	706,64	693,46
Gasto sanitario per cápita	Media	1.394,43	1.472,81	1.573,24	1.486,98	1.412,87	1.484,34
	SD	136,45	96,75	125,60	122,49	130,31	134,72
Brecha salarial de género (Eurostat)	Media	18,54	14,80	14,91	14,19	15,60	15,24
	SD	4,89	4,57	4,23	4,10	4,29	4,57
Tasa de desempleo por género	Media	10,45	12,64	17,63	19,73	21,40	16,49
	SD	3,58	4,77	5,36	5,50	5,90	6,37

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), la EES (INE, 2018a, 2018b), la EPA (INE, 2019), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 15.

Notas: Para cada año se indican el número de observaciones (n), la media y la desviación estándar (SD). La edad se expresa en años. Las variables monetarias se deflactan al primer año de la serie (2007). La renta equivalente disponible del hogar deflactada se transforma logarítmicamente (ln). El gasto social per cápita (en SPF y sanitario) se expresa en euros. La brecha salarial de género (definida por Eurostat) y la tasa de desempleo por género se expresan en %.

Tabla 12. Resultados obtenidos de la base de datos de hombres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes categóricas consideradas, en %. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Total
	n = 2.153	n = 4.320	n = 4.320	n = 4.320	n = 2.167	n = 17.280
Mala salud percibida (ref.)	19,41	16,96	19,09	18,60	16,57	18,16
Casado	58,78	57,09	57,01	57,38	57,80	57,44
Educación primaria	19,59	18,73	17,25	17,00	17,02	17,82
Educación secundaria (ref.)	52,82	53,09	53,81	53,31	51,70	53,12
Educación superior	25,05	25,76	25,53	26,33	28,35	26,08
Empleado (ref.)	76,43	73,62	68,12	67,37	63,85	69,80
Desempleado	6,75	7,90	13,70	14,40	15,78	11,83
Estudiante	8,50	9,31	9,10	8,12	8,58	8,77
Labores del hogar	0,05	0,05	0,20	0,09	0,23	0,12
Resto de inactivos	8,27	9,10	8,85	9,99	11,56	9,47
Precariedad laboral	14,33	12,58	9,44	9,87	7,94	10,75
Carencia material severa	1,71	1,98	2,71	2,62	1,97	2,29
Enfermedad crónica	18,21	22,58	23,57	23,69	19,08	22,13

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c). Resultados obtenidos con Stata© 15.

Notas: Para cada año se indican el número de observaciones (n) y el porcentaje. Las categorías de referencia se señalan con la abreviatura (ref.). Se colapsan las siguientes variables: salud percibida (mala, si la persona responde regular, mala o muy mala; buena, si responde buena o muy buena), educación primaria (si se completó este nivel o inferior), educación secundaria, educación superior (si se completó este nivel), empleado (incluye asalariados y trabajadores por cuenta propia), resto de inactivos (incluye jubilados e incapacitados permanentes).

Tabla 13. Resultados obtenidos de la base de datos de hombres para la variable dependiente salud percibida y las variables independientes continuas consideradas. España (2007-2011).

		2007	2008	2009	2010	2011	Total
		n = 2.153	n = 4.320	n = 4.320	n = 4.320	n = 2.167	n = 17.280
Edad	Media	39,40	40,13	41,34	42,34	42,89	41,23
	SD	13,38	12,28	13,14	13,14	13,13	13,26
Renta del hogar (ln)	Media	9,38	9,44	9,46	9,41	9,36	9,42
	SD	0,63	0,65	0,71	0,74	0,75	0,70
Gasto en SPF per cápita	Media	5.469,62	5.829,34	6.323,01	6.186,55	5.978,62	6.013,72
	SD	576,14	549,29	642,44	656,71	686,29	681,15
Gasto sanitario per cápita	Media	1.393,43	1.473,43	1.573,56	1.486,81	1.410,99	1.483,84
	SD	136,82	96,36	126,22	122,88	132,14	135,34
Brecha salarial de género (Eurostat)	Media	18,44	14,75	14,85	14,16	15,58	15,20
	SD	4,90	4,56	4,22	4,13	4,25	4,57
Tasa de desempleo por género	Media	6,16	9,51	16,72	18,61	20,34	14,18
	SD	1,85	3,26	4,84	5,36	5,14	6,64

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), la EES (INE, 2018a, 2018b), la EPA (INE, 2019), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 15.

Notas: Para cada año se indican el número de observaciones (n), la media y la desviación estándar (SD). La edad se expresa en años. Las variables monetarias se deflactan al primer año de la serie (2007). La renta equivalente disponible del hogar deflactada se transforma logarítmicamente (ln). El gasto social per cápita (en SPF y sanitario) se expresa en euros. La brecha salarial de género (definida por Eurostat) y la tasa de desempleo por género se expresan en %.

Respecto a las variables de control, la edad media para cada año es ligeramente superior en las mujeres. Estas empiezan la serie con unos 40 años y la terminan con algo más de 43 años mientras que los hombres los hombres la inician con 39 años y la concluyen con 42 años. Los valores de la variable estado civil muestran que alrededor del 59% de las mujeres y cerca del 58% de los hombres declaran estar casados. Más interesantes son los datos del nivel educativo, ya que una simple comparativa de los análisis descriptivos de las bases diferenciadas según género puede ser reveladora de fenómenos asociados a la crisis y a su conexión con el sector del ladrillo. En ambos sexos, el porcentaje de personas que completaron la educación primaria o inferior muestra una tendencia decreciente y valores inferiores a la media de la serie desde el año 2009. Se observan valores algo mayores en las mujeres que en los hombres: 20,12% frente a 19,59% en 2007, 19,57% frente a 18,73% en 2008, 18,37% frente a 17,25% en 2009, 17,62% frente a 17,00% en 2010 y 17,23% frente a

17,02% en 2011. En ambos sexos, el porcentaje de personas que completaron la educación secundaria, categoría de referencia, también muestra una bajada si se contemplan las colas de las series. Sin embargo, su evolución es distinta según el género. En las mujeres, este descenso es suave y progresivo: 50,32% en 2007, 49,67% en 2008, 49,96% en 2009, 49,28% en 2010 y 49,21% en 2011. Se puede pensar que las mujeres avanzan a lo largo de las etapas del sistema educativo con cierta uniformidad. En cambio, en los hombres se observa un incremento hasta 2009 y un descenso posterior: 52,82% en 2007, 53,09% en 2008, 53,81% en 2009, 53,31% en 2010 y 51,70% en 2011. Puede que los hombres menos cualificados, afectados por el repentino desempleo que cayó sobre sectores como la construcción, decidieran retomar estudios secundarios interrumpidos para incorporarse jóvenes al mercado laboral y completarlos en poco tiempo, lo que explicaría que este porcentaje vuelve a bajar en 2011. En ambos sexos, el porcentaje de personas que completaron la educación superior y cuentan con un grado universitario muestra una tendencia creciente y valores superiores a la media desde el año 2010. Se observan valores claramente superiores en las mujeres respecto a los hombres: 26,57% frente a 25,05% en 2007, 28,37% frente a 25,76% en 2008, 28,64% frente a 25,53% en 2009, 29,55% frente a 26,33% en 2010 y 31,42% frente a 28,35% en 2011.

En cuanto a la variable enfermedad crónica, el porcentaje de mujeres que la presentan es levemente superior al de hombres que también lo hacen para casi todos los años de la serie: 18,41% frente a 18,21% en 2007, 23,44% frente a 22,58% en 2008, 24,82% frente a 23,57% en 2009, 24,67% frente a 23,69% en 2010 y 18,82% frente a 19,08% en 2011. En cualquier caso, estos valores no presentan una tendencia clara a lo largo de la serie.

Las variables individuales de interés consideradas en los modelos son la situación laboral, la precariedad laboral y la carencia material severa. La variable situación laboral presenta valores decrecientes en su categoría de referencia, porcentaje de empleados asalariados o por cuenta propia, tanto en mujeres como en hombres. Para mujeres, los porcentajes disminuyen menos que para los hombres, un 7,77% frente a un 16,46% para toda la serie y un 4,28% frente a un 7,47% entre 2008 y 2009. A pesar de esto, el porcentaje de empleados se mantiene inferior entre las mujeres en comparación con los hombres para todos los años de la serie: 53,40% frente a 76,43% en 2007, 54,61% frente a 73,62% en 2008, 52,27% frente a 68,12% en 2009, 51,93% frente a 67,37% en 2010 y 49,25% frente a 63,85% en 2011. Es decir, el porcentaje de empleados entre los hombres es superior al de las mujeres un 43,13% en 2007 y un 29,64% en 2011.

El porcentaje de personas en situación de desempleo se incrementa enormemente para mujeres y para hombres pero menos para las mujeres, un 92,02%, pasando del 7,39% en 2007 al 14,19% en 2011, que para los hombres, un 133,78%, pasando del 6,75% en 2007 al 15,78% en 2011. Los datos muestran claramente los efectos del estallido de la crisis en la brusca elevación del desempleo entre 2008 y 2009, con un aumento del 48,57% en las mujeres y del 73,42% en los hombres. En 2007, el porcentaje de mujeres desempleadas es 0,64 puntos porcentuales superior al de los hombres; en 2011, 1,59 puntos inferior. Sin embargo, estos datos no implican una mejora en la situación laboral de las mujeres, con un aumento del porcentaje de desempleo en 6,8 puntos porcentuales para el periodo 2007-2011. Lo que indican estos resultados es que el desempleo relacionado con la crisis afecta mucho más a los hombres, para quienes aumenta 9,03 puntos porcentuales en el mismo periodo.

El porcentaje de estudiantes es algo mayor entre las mujeres que entre los hombres; por otra parte, su variación es diferente para el periodo 2007-2011. En el caso de las mujeres, retrocede un 6,37% (un 4,41% entre 2008 y 2009); en el caso de los hombres, aumenta un 0,94% (disminuye un 2,26% entre 2008 y 2009). Asimismo, al analizar los porcentajes de las personas que declaran dedicarse a las labores del hogar dividiendo la base de datos en dos según género, se observan cambios importantes respecto a lo indicado por la base de datos global. Mientras que los resultados de la base de datos global señala un exiguo descenso del 0,80% para todo el periodo, los resultados de las bases de datos de mujeres y de hombres revelan un descenso del 1,07% en las mujeres, con un aumento del 5,99% entre 2008 y 2009, y un agigantamiento del 360% en los hombres, del 300% entre 2008 y 2009. Estas respuestas pueden estar aminorando ligeramente las tasas de desempleo masculino para estos años. Para el resto de inactivos, a lo largo de toda la serie el porcentaje de mujeres disminuye un 21,54% y el de hombres aumenta un 39,78%. Ambos grupos parten de porcentajes similares en 2007, un 8,03% entre mujeres y un 8,27% entre hombres, pero divergen notablemente exhibiendo en 2011 un 6,30% entre mujeres y un 11,56% entre hombres.

La variable precariedad laboral, considerada aisladamente, presenta una evolución inesperada. Los resultados que arroja la base de datos de mujeres muestran una reducción en la precariedad laboral de un 21,27% para toda la serie, del 23,69% entre 2008 y 2009. En la base de datos de hombres, esta aminoración es aún más marcada: un 44,59% para toda la serie con un 24,96% entre 2008 y 2009. Las mujeres comienzan la serie mostrando menos precariedad laboral y la terminan mostrando más precariedad que los hombres: 13,07% frente a 14,33% en 2007, 13,38% frente a 12,58% en 2008, 10,21% frente a 9,44% en 2009, 9,79% frente a 9,87%

en 2010 y 10,29% frente a 7,94% en 2011. Sin embargo, relacionando estos datos con los de la variable anterior puede verse que tanto el empleo como la precariedad laboral disminuyen más entre los hombres, posiblemente por una gran destrucción de empleos precarios. En cambio, pese a la minoración en el porcentaje de mujeres empleadas se produce una intensificación de la precariedad laboral entre las mujeres, lo que indica un acercamiento a los niveles de empleo de los hombres a costa de la aceptación de condiciones laborales precarias, es decir, una precarización real del empleo femenino que contradice la primera impresión de los resultados para la variable precariedad laboral.

A lo largo de la serie 2007-2011, el porcentaje de personas en situación de carencia material severa aumenta un 57,59% entre las mujeres, del 1,58% al 2,49%, y un 15,20% entre los hombres, del 1,71% al 1,97%, con picos máximos similares en años intermedios, 2,72% en mujeres en 2010 y 2,71% en hombres en 2009. Estos datos evidencian que, en los primeros años de la crisis económica, aun habiendo una mayor proporción de hombres que pierden su empleo, la proporción de personas que caen en una situación de carencia material severa es superior en mujeres.

La media de la renta equivalente disponible del hogar disminuye a lo largo de la serie 2007-2011 para ambos sexos pero de forma más marcada entre las mujeres, un 3,92% menos, que entre los hombres, un 1,98% menos. Concretamente, la renta media de las mujeres es inferior a la de los hombres en 234,63 euros en el año 2007 y en 455,41 euros en el año 2011, dándose que ellos terminan la serie con la misma renta media que tenían ellas al comenzar la serie, esto es, 11.614,39 euros.

En los modelos estimados para las bases de datos de mujeres y de hombres, las variables regionales consideradas son cuatro: gasto en SPF per cápita deflactado, gasto sanitario per cápita deflactado, brecha salarial de género y tasa de desempleo por género. Los resultados del análisis descriptivo de las dos primeras variables regionales ya han sido expuestos en el apartado anterior, por lo que ahora se presentan los correspondientes a las dos últimas variables, vinculadas a la desigualdad de género en el mercado laboral a nivel regional. En cuanto a la brecha salarial de género, podría calcularse a partir de las diferencias en los salarios medios entre hombres y mujeres pero este cálculo se vería influenciado por circunstancias como la jornada a tiempo parcial. De hacerlo así, se obtendrían los valores expresados en la Tabla 14, que se incluye para la posterior discusión relativa a cómo afecta a mujeres y a hombres la necesidad de conciliar la vida laboral, familiar y personal.

Tabla 14. Diferencias de salarios brutos medios entre mujeres y hombres por comunidades autónomas, en % de los salarios brutos medios de los hombres. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	28,16	21,76	19,81	23,62	22,78	
Aragón	31,08	26,49	23,91	25,41	25,45	
Asturias	29,86	24,09	23,38	25,37	26,14	
Baleares	20,24	18,40	19,68	14,65	16,44	
Canarias	13,60	12,22	12,83	16,13	15,49	
Cantabria	29,14	22,54	20,59	25,23	26,00	
Castilla y León	26,31	20,54	21,05	25,20	22,52	
Castilla - La Mancha	21,99	16,93	19,43	19,65	20,95	
Cataluña	27,77	24,38	23,92	23,76	25,78	
C. Valenciana	24,13	23,18	24,07	23,81	25,32	
Extremadura	15,78	14,27	13,15	14,00	15,28	
Galicia	23,08	21,13	20,56	21,81	22,74	
Madrid	28,69	22,82	24,83	21,70	21,84	
Murcia	25,24	24,34	23,17	24,04	23,05	
Navarra	28,27	27,87	27,17	26,15	28,23	
País Vasco	26,53	22,99	22,11	23,57	23,88	
La Rioja	26,17	18,56	19,53	23,31	22,05	
Mínimo	13,60	12,22	12,83	14,00	15,28	
Máximo	31,08	27,87	27,17	26,15	28,23	
Media	25,06	21,32	21,13	22,20	22,58	
Desviación estándar	4,85	4,14	3,77	3,84	3,78	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos la EES anual (INE, 2018a, 2018b).

Nota: Para cada año se indican en verde los valores por debajo de la media y en rojo los valores por encima de la media.

No obstante, en el presente trabajo se sigue la definición de Eurostat, que considera el salario/hora. Así, la brecha salarial de género, en su forma no ajustada, es la diferencia entre los ingresos brutos medios por hora de los trabajadores y las trabajadoras asalariados, expresada como porcentaje de los ingresos brutos medios por hora de los hombres y siendo 100 el ingreso bruto medio por hora de los hombres. En este estudio, se calcula a partir de los datos de la EES anual para cada año. A nivel nacional, la brecha salarial de género que se

obtiene de la EES es: 19,09% en 2007, 15,73% en 2008, 15,87% en 2009, 14,91% en 2010 y 16,33% en 2011 (INE, 2018a, 2018b), distinguiéndose una tendencia descendente hasta 2010 y ascendente a partir de ese año. Para facilitar la realización de comparativas, se recogen los porcentajes a nivel regional en la Tabla 15. Se aprecia que son inferiores a los de la Tabla 14 por diversas circunstancias que llevan a las mujeres a buscar y/o aceptar jornadas reducidas. En el caso de Andalucía, la brecha de género entre los salarios medios de hombres y mujeres se mantiene por encima de la media todos los años excepto 2009, cuando empezaron a notarse las medidas de austeridad; en cambio, la brecha de género considerando los salarios/hora se mantiene por debajo de la media todos los años excepto 2007.

Tabla 15. Brecha salarial de género según la definición de Eurostat por comunidades autónomas, en % de los salarios brutos medios por hora de los hombres. España (2007-2011).

	2007	2008	2009	2010	2011	Evolución
Andalucía	18,32	12,87	11,13	12,79	14,08	
Aragón	25,72	20,14	16,80	19,23	19,27	
Asturias	24,31	19,12	18,72	19,73	21,74	
Baleares	15,57	13,75	14,96	9,27	11,67	
Canarias	7,87	5,45	7,33	8,55	9,40	
Cantabria	21,70	16,46	14,94	16,84	20,04	
Castilla y León	18,45	12,56	14,44	14,65	14,60	
Castilla - La Mancha	13,99	9,08	11,45	9,64	11,74	
Cataluña	22,06	19,48	19,10	17,84	19,42	
C. Valenciana	18,05	17,65	18,50	16,35	18,20	
Extremadura	5,85	4,70	4,53	2,09	2,91	
Galicia	14,93	13,61	13,38	14,30	15,32	
Madrid	23,57	18,15	19,23	15,83	16,89	
Murcia	15,67	14,60	15,16	10,65	14,39	
Navarra	22,89	21,57	21,53	20,28	21,56	
País Vasco	22,64	18,23	17,58	15,38	18,08	
La Rioja	16,36	9,78	11,30	12,81	14,43	
Mínimo	5,85	4,70	4,53	2,09	2,91	
Máximo	25,72	21,57	21,53	20,28	21,74	
Media	18,11	14,54	14,71	13,90	15,51	
Desviación estándar	5,57	5,04	4,50	4,75	4,82	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos la EES anual (INE, 2018a, 2018b).

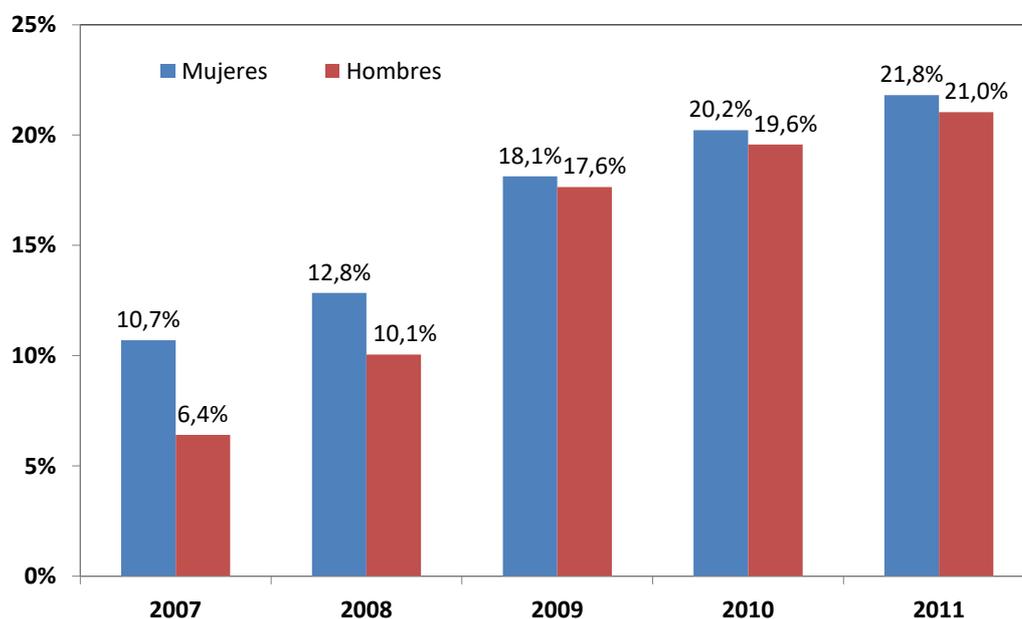
Nota: Para cada año se indican en verde los valores por debajo de la media y en rojo los valores por encima de la media.

Las comunidades del norte de España y que suelen mostrar un mayor gasto social público, Aragón, Principado de Asturias, Cantabria, Cataluña, Comunidad de Madrid, Navarra y el País Vasco, son aquí las que se mantienen por encima de la media en desigualdad salarial. En cambio, las comunidades como Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y La Rioja que muestran un menor gasto en SPF y sanitario, se mantienen cada año por debajo de la media en cuanto a brecha salarial de género. El caso más llamativo es el de Extremadura, que no solo

tiene la menor brecha salarial de género cada año sino que es la comunidad en la que más disminuye esta a lo largo de la serie, un 50,26%. Le siguen en porcentaje de disminución de la brecha salarial de género la Comunidad de Madrid con un 28,34%, Aragón con un 25,08%, Baleares con un 25,05% y Andalucía con un 23,14%. La brecha salarial de género aumenta a lo largo de la serie en Canarias un 19,44%, en Galicia un 2,61% y en la Comunidad Valenciana un 0,83%.

La otra variable regional utilizada para medir la desigualdad de género en el mercado laboral es la tasa de desempleo por género. Los valores obtenidos evidencian una elevación de esta tasa en ambos sexos aunque con distinta pendiente. Esta es mucho mayor en hombres pero, a pesar de ello, la tasa de desempleo en mujeres sigue siendo más alta que la de los hombres al final de la serie considerada: 10,45% frente a 6,16% en 2007, 12,64% frente a 9,51% en 2008, 17,63% frente a 16,72% en 2009, 19,73% frente a 18,61% en 2010 y 21,40% frente a 20,34% en 2011. Estas diferencias en la evolución de la tasa de desempleo en mujeres y hombres quedan patentes en la Figura 26. Relacionando estos resultados con los relativos a la situación laboral, la precariedad laboral y la carencia material severa podemos hacernos una primera imagen de las consecuencias más precoces de la crisis: un elevado aumento del paro mucho más marcado en los hombres que acerca las tasas de desempleo de hombres y mujeres sin que estas lleguen a igualarse de manera que las tasas de desempleo femenino siguen siendo superiores a las de los hombres; un acortamiento de esa distancia entre las tasas de desempleo por género atribuible a una precarización del mercado laboral más aceptada por la población femenina; y, finalmente, un empobrecimiento de toda la población más acusado entre las mujeres.

Figura 26. Tasa de desempleo por género a nivel nacional, en %. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (INE, 2019).

En la Tabla 16 se indican los valores de la tasa de desempleo por género y por comunidades autónomas. De este modo, se puede ver cómo el desempleo suele ser más frecuente entre las mujeres y también conforme avanzan los años de la serie. En general, el desempleo masculino no suele superar al femenino en más de un punto porcentual mientras que el desempleo femenino suele estar varios puntos porcentuales por encima del masculino, con más frecuencia y en más regiones.

Tabla 16. Tasa de desempleo por género por comunidades autónomas, en %. España (2007-2011).

	2007		2008		2009		2010		2011	
	Hombres	Mujeres								
Andalucía	9,56	17,41	15,26	21,20	24,05	26,85	26,70	29,17	28,69	31,97
Aragón	3,91	7,17	6,63	8,20	13,41	12,59	14,19	15,94	16,88	17,32
Asturias	6,48	10,87	6,77	10,61	12,64	14,34	15,15	16,81	18,31	17,29
Baleares	6,02	8,70	9,69	10,78	19,25	16,25	20,79	19,30	22,35	21,28
Canarias	8,62	12,92	16,13	18,75	25,58	26,55	29,15	27,91	29,40	29,13
Cantabria	4,45	7,97	5,88	8,84	11,55	12,56	12,67	15,00	16,09	14,30
Castilla y León	4,81	10,45	6,92	13,36	12,08	16,53	14,22	17,86	15,69	18,37
Castilla - La Mancha	5,22	11,56	9,29	15,29	17,19	21,36	19,22	24,15	20,88	26,09
Cataluña	5,59	7,63	9,04	8,70	17,21	14,98	18,59	16,51	19,77	18,43
C. Valenciana	6,90	11,27	10,91	13,43	20,97	20,49	22,93	22,76	23,70	24,33
Extremadura	9,27	18,50	11,09	21,69	17,52	25,03	20,57	26,30	23,03	27,89
Galicia	5,72	9,88	7,35	10,22	11,66	13,36	14,59	16,19	16,56	18,06
Madrid	4,92	7,84	7,85	9,51	13,91	13,79	15,57	16,14	16,40	16,27
Murcia	6,00	9,92	11,95	13,14	21,63	18,49	23,19	22,44	25,01	24,96
Navarra	3,14	6,90	5,64	8,42	9,99	11,94	11,50	12,40	12,57	13,49
País Vasco	4,97	7,85	5,73	7,77	11,08	11,65	10,29	11,18	11,76	13,04
La Rioja	4,05	8,32	6,47	9,91	12,59	12,72	12,85	15,87	16,65	17,91
Mínimo	3,14	6,90	5,64	7,77	9,99	11,65	10,29	11,18	11,76	13,04
Máximo	9,56	18,50	16,13	21,69	25,58	26,85	29,15	29,17	29,40	31,97
Media	5,86	10,30	8,98	12,34	16,02	17,03	17,77	19,17	19,63	20,60
Desviación estándar	1,84	3,36	3,21	4,48	4,85	5,20	5,46	5,34	5,13	5,76

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA, media de los cuatro trimestres del año (INE, 2019).

Nota: El nivel de la tasa de desempleo por género se destaca mediante escala de color.

De forma excepcional, el desempleo es mayor en varones en 2008 en Cataluña (0,34 puntos porcentuales); en 2009, en Aragón (0,82 puntos), Baleares (3 puntos), Cataluña (2,23 puntos), Comunidad Valenciana (0,48 puntos), Madrid (0,12 puntos) y Murcia (3,14 puntos); en 2010, en Baleares (1,49 puntos), Canarias (1,24 puntos), Cataluña (2,08 puntos), Comunidad Valenciana (0,17 puntos) y Murcia (0,75 puntos); en 2011, en Asturias (1,02 puntos), Baleares (1,07 puntos), Canarias (0,27 puntos), Cantabria (1,79 puntos), Cataluña (1,34 puntos), Madrid (0,13 puntos) y Murcia (0,05 puntos).

4.2. Resultados del análisis multinivel

Los resultados del análisis multinivel de la base de datos global se obtienen a partir de la estimación de 5 modelos utilizando el paquete de software estadístico Stata®, versión 14:

1. Modelo vacío.
2. Modelo incluyendo solo las variables independientes individuales.
3. Modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control (resultados de este estudio).
4. Modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control y con un retardo de un año en las variables independientes regionales (resultados alternativos).
5. Modelo sin incluir la enfermedad crónica (resultados alternativos).

Los resultados del análisis multinivel de la base de datos dividida según género se obtienen a partir de la estimación de 5 modelos para la base de datos de mujeres y 5 modelos para la base de datos de hombres utilizando el paquete de software estadístico Stata®, versión 15:

1. Modelo vacío.
2. Modelo incluyendo solo las variables independientes individuales.
3. Modelo incluyendo la enfermedad crónica como variable de control (resultados de este estudio).
4. Modelo sin incluir la enfermedad crónica (resultados alternativos).
5. Modelo tomando la variable dependiente salud percibida como variable continua (resultados alternativos).

4.2.1. Resultados del análisis multinivel de la base de datos global

Los principales resultados del análisis logístico multinivel longitudinal de la base de datos global se exponen en la Tabla 17, expresando sus *odds ratio* (OR) con $p > |z|$ y un intervalo de confianza (IC) del 95%. Los OR miden la asociación entre las variables independientes y la variable dependiente respecto al individuo base, que en este caso es un varón, con situación laboral de asalariado o por cuenta propia, que no presenta precariedad laboral, ha cursado estudios secundarios, no padece enfermedad crónica y no sufre carencia material severa en su entorno. Todos los resultados de este análisis obtenidos mediante Stata®, versión 14, se encuentran en el Anexo 3.

Tabla 17. Modelo logístico multinivel longitudinal. Resultados obtenidos de la base de datos global para la asociación entre la variable dependiente salud percibida y las variables independientes individuales y regionales consideradas. España (2007-2011).

VARIABLES	OR	P> z	IC 95%
Edad	1,0634	0,000	1,0568 - 1,0700
Mujer	1,4081	0,000	1,2391 - 1,6001
Desempleado	1,7484	0,000	1,5274 - 2,0013
Estudiante	0,6963	0,002	0,5539 - 0,8752
Labores del hogar	1,5156	0,000	1,2505 - 1,8369
Resto de inactivos	4,1496	0,000	3,3390 - 5,1571
Precariedad laboral	1,3758	0,000	1,1902 - 1,5903
Educación primaria	1,3755	0,000	1,1829 - 1,5993
Educación superior	0,4674	0,000	0,3786 - 0,5571
Enfermedad crónica	23,3351	0,000	19,1350 - 28,4571
Carencia material severa	1,8681	0,004	1,2163 - 2,8693
Renta del hogar (ln)	0,7190	0,000	0,6409 - 0,8066
Gasto en SPF per cápita	0,9996	0,018	0,9993 - 0,9999
Gasto sanitario per cápita	1,0012	0,087	0,9998 - 1,0026

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 14.

Nota: Para cada variable se exponen los resultados en *odds ratio* (OR) con $p > |z|$ y un intervalo de confianza (IC) del 95%. Los valores de p que indican significatividad se resaltan en verde; los que indican no significatividad, en rojo.

En el modelo logístico multinivel longitudinal, el CPV mostró que el 1,17% de la variabilidad entre las observaciones en la probabilidad de declarar mala salud se debe al efecto modulador que las variables regionales ejercen sobre la salud percibida. El resultado del caso mediano (MOR) es de 1,29 es decir, la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 29% en el caso mediano, cuando una persona se traslada de una región a otra.

En cuanto a las variables de control, se observa que ser mujer incrementa el riesgo de manifestar mala salud percibida en un 40,81%. En media, por cada año de edad que se cumple, la probabilidad de manifestar mala salud aumenta un 6,34%. El nivel educativo se relaciona con la salud percibida, ya que la educación primaria se asocia con una mala salud percibida (OR 1,3755) y la educación superior se muestra como factor protector (OR 0,4674). En general, las variables presentan el signo y la significatividad esperadas conforme a la literatura. De forma

congruente, la presencia de enfermedad crónica constituye la variable más fuertemente asociada con una mala salud percibida (OR 23,3351). Se estiman modelos incluyendo la variable de control enfermedad crónica para ajustar mejor la variable y disminuir los grados de libertad. No obstante, en el Anexo 3 también se estima el modelo sin incluir la enfermedad crónica. Los resultados son similares tanto en el signo de los coeficientes como en la magnitud de los mismos.

Todas las variables de interés consideradas relativas a las condiciones socioeconómicas y laborales del individuo se relacionan significativamente con la salud percibida de este, de acuerdo con lo esperado: de más a menos, la carencia material severa, el desempleo y la precariedad laboral se asocian con una mala salud percibida.

El desempleo aumenta el riesgo de presentar mala salud percibida en un 74,84% respecto a encontrarse empleado, sea asalariado o por cuenta propia. Asimismo, encontrarse en situación de precariedad laboral por estar trabajando con un contrato temporal o eventual implica un aumento de un 37,58% en la probabilidad de presentar mala salud percibida respecto a los trabajadores con un contrato indefinido. El peor caso es el de pertenecer a un hogar con carencia material severa, que aumenta el riesgo de mala salud percibida en un 86,81%.

Las dos variables relacionadas con la pobreza y exclusión social, carencia material severa y renta equivalente disponible del hogar, son significativas pero, como es lógico, presentan signo opuesto. La renta del hogar muestra una asociación positiva con la salud ya que reduce la probabilidad de declarar mala salud un 28,10% por cada punto porcentual de aumento de la renta, constituyendo un factor protector (OR 0,7190).

En cuanto a las dos variables regionales introducidas en el modelo concernientes al gasto público social de la región de residencia, solo el gasto en SPF per cápita se muestra significativo con respecto a la probabilidad de declarar peor salud percibida, si bien su asociación con la misma es muy limitada: un aumento a nivel regional de dicho gasto per cápita en 100 euros reduciría la probabilidad de declarar mala salud en un 4%, lo que permite considerarlo un factor protector (OR 0,9996). En cambio, el gasto sanitario per cápita no arroja resultados estadísticamente significativos.

En conclusión, el análisis indica que el CPV y el MOR son significativos y las variables de interés individuales y regionales investigadas están relacionadas con la salud percibida, a excepción del gasto sanitario regional.

4.2.2. Resultados del análisis multinivel de las bases de datos de mujeres y de hombres

Los principales resultados de los modelos logísticos multinivel longitudinales se resumen en la Tabla 18 para la base de datos de mujeres y en la Tabla 19 para la base de datos de hombres. Todos los resultados de estos análisis obtenidos mediante Stata®, versión 15, se encuentran en el Anexo 4.

Tabla 18. Modelo logístico multinivel longitudinal. Resultados obtenidos de la base de datos de mujeres para la asociación entre la variable dependiente salud percibida y las variables independientes individuales y regionales consideradas. España (2007-2011).

Variabes	OR	P> z	IC 95%
Edad	1,0678	0,000	1,0551 - 1,0806
Estado civil casada	1,0584	0,693	0,7983 - 1,4032
Desempleada	1,6613	0,000	1,3522 - 2,0411
Estudiante	0,6817	0,104	0,4295 - 1,0822
Labores del hogar	1,3628	0,007	1,0870 - 1,7086
Resto de inactivas	3,1949	0,000	2,2743 - 4,4882
Precariedad laboral	1,0858	0,470	0,8686 - 1,3574
Educación primaria	1,3477	0,011	1,0694 - 1,6985
Educación superior	0,4934	0,000	0,4206 - 0,5787
Enfermedad crónica	23,5429	0,000	17,1336 - 32,3496
Carencia material severa	2,5207	0,001	1,4385 - 4,4170
Renta del hogar (ln)	0,7388	0,000	0,6659 - 0,8196
Gasto en SPF per cápita	0,9995	0,028	0,9990 - 0,9999
Gasto sanitario per cápita	1,0021	0,038	1,0001 - 1,0040
Brecha salarial de género	1,0571	0,009	1,0142 - 1,1017
Tasa de desempleo por género	1,0090	0,491	0,9836 - 1,0350

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), la EES (INE, 2018a, 2018b), la EPA (INE, 2019), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata® 15.

Nota: Para cada variable se exponen los resultados en *odds ratio* (OR) con $p > |z|$ y un intervalo de confianza (IC) del 95%. Los valores de p que indican significatividad se resaltan en verde; los que indican no significatividad, en rojo.

Tabla 19. Modelo logístico multinivel longitudinal. Resultados obtenidos de la base de datos de hombres para la asociación entre la variable dependiente salud percibida y las variables independientes individuales y regionales consideradas. España (2007-2011).

Variables	OR	P> z	IC 95%
Edad	1,0626	0,000	1,0534 - 1,0719
Estado civil casado	0,8956	0,344	0,7127 - 1,1254
Desempleado	1,9212	0,000	1,5669 - 2,3555
Estudiante	0,7114	0,003	0,5680 - 0,8911
Labores del hogar	2,1535	0,108	0,8458 - 5,4830
Resto de inactivos	5,1433	0,000	3,7807 - 6,9969
Precariedad laboral	1,6874	0,001	1,2242 - 2,3258
Educación primaria	1,3980	0,019	1,0578 - 1,8475
Educación superior	0,4407	0,000	0,3138 - 0,6188
Enfermedad crónica	23,5822	0,000	19,5616 - 28,4291
Carencia material severa	1,3618	0,151	0,8935 - 2,0756
Renta del hogar (ln)	0,6748	0,000	0,5665 - 0,8038
Gasto en SPF per cápita	0,9997	0,063	0,9994 - 1,0000
Gasto sanitario per cápita	1,0012	0,132	0,9996 - 1,0028
Brecha salarial de género	1,0331	0,140	0,9894 - 1,0787
Tasa de desempleo por género	0,9916	0,419	0,9714 - 1,0121

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c), la EES (INE, 2018a, 2018b), la EPA (INE, 2019), Pérez García et al. (2015), cifras oficiales de población (INE, 2017d) y variaciones del IPC (INE, 2017e). Resultados obtenidos con Stata© 15.

Nota: Para cada variable se exponen los resultados en *odds ratio* (OR) con $p > |z|$ y un intervalo de confianza (IC) del 95%. Los valores de p que indican significatividad se resaltan en verde; los que indican no significatividad, en rojo.

Como en el modelo logístico multinivel longitudinal para la base de datos global, las tablas exponen los resultados en OR, con $p > |z|$ y un intervalo de confianza (IC) del 95%. Los OR miden la asociación entre las variables independientes y la variable dependiente respecto al individuo base, que en este caso es una persona, en situación laboral de empleo por cuenta ajena o por cuenta propia, que no presenta precariedad laboral, ha cursado estudios secundarios, no padece enfermedad crónica y no sufre carencia material severa en su entorno.

En el modelo logístico multinivel longitudinal, el CPV para el grupo de mujeres muestra que el 1,49% de la variabilidad entre las observaciones en la probabilidad de declarar mala salud se

debe al efecto modulador que las variables regionales ejercen sobre la salud percibida; en el grupo de hombres el valor es inferior (0,9%), lo que supone que las variables regionales en este modelo tienen una mayor asociación con la salud percibida en la población femenina.

El resultado del caso mediano (MOR) es de 1,33 para las mujeres y de 1,25 para los hombres; es decir, la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 33% en el caso mediano, cuando una mujer se traslada de una región a otra, y en un 25% en el caso de los hombres.

En cuanto a las variables de control, los valores de la variable edad muestran que, en media, por cada año de edad que se cumple, la probabilidad de manifestar mala salud aumenta algo más para las mujeres (6,7%) que para los hombres (6,2%). Estar casada o casado no ofrece resultados estadísticamente significativos ni para mujeres ni para hombres. En cambio, el nivel educativo sí ofrece resultados estadísticamente significativos. La educación primaria se relaciona con una mala salud percibida, aumentando el riesgo de mala salud percibida tanto en mujeres (34,7%) como en hombres (39,7%). Para ambos sexos, la educación superior aparece como factor protector. De manera consistente, la variable enfermedad crónica se mantiene como la más relacionada con la mala salud percibida, tanto en mujeres (OR 23,542) como en hombres (OR 23,582). En el Anexo 4 se estiman los modelos sin enfermedad crónica para contrastar los resultados obtenidos. Los resultados son similares tanto en el signo de los coeficientes como en la magnitud de los mismos.

Las variables de interés referentes a las condiciones socioeconómicas y laborales se relacionan con la salud percibida de forma diferente en mujeres y en hombres. Por lo que respecta a la situación laboral, estar en situación de desempleo aumenta la probabilidad de declarar mala salud percibida en ambos sexos pero mucho más en hombres (92,1%) que en mujeres (66,1%). Por otra parte, ser estudiante parece ser un factor protector para los hombres mientras que para las mujeres no resulta significativo. Asimismo, dedicarse a las labores del hogar aumenta el riesgo de presentar mala salud percibida en mujeres (36,2%) pero los resultados para hombres no son significativos. La categoría correspondiente al resto de inactivos está muy relacionada con el riesgo de mala salud percibida, tanto en mujeres (OR 3,194) como en hombres (OR 5,143).

Encontrarse en situación de precariedad laboral por estar con un contrato temporal o eventual afecta significativamente a los hombres, incrementando su probabilidad de manifestar mala

salud percibida en un 68,7% respecto a los trabajadores con contrato indefinido. Esta variable no ofrece resultados significativos al analizar la base de datos de mujeres.

Las dos variables relacionadas con la pobreza y exclusión social, carencia material severa y renta equivalente disponible del hogar, también afectan de forma diferente a mujeres y a hombres. Vivir en un ambiente que presente carencia material severa actúa como un factor de riesgo solo para las mujeres, aumentando su probabilidad de declarar mala salud un 152% (OR 2,520). En cambio, el análisis de esta variable en la base de datos de hombres no obtiene resultados significativos. Por otra parte, la renta equivalente disponible del hogar muestra una asociación positiva con la salud, reduciendo la probabilidad de manifestar mala salud un 26,2% por cada punto porcentual de aumento de la renta en las mujeres (OR 0,738), y un 32,6% en los hombres (OR 0,674).

Con respecto a las cuatro variables regionales, solo se han mostrado significativas para las mujeres, salvo la tasa de desempleo regional que no es significativa ni para mujeres ni para hombres. Las variables que expresan el gasto social, por tanto, no ofrecen resultados significativos para hombres; en el caso de las mujeres, se observa una conexión débil entre la mala salud percibida y el gasto en SPF per cápita, factor protector que disminuye el riesgo en un 0,1%, y el gasto sanitario per cápita, que aumenta el riesgo en un 0,2%.

En cuanto a las variables *proxy* de la desigualdad de género en el mercado laboral, la tasa de desempleo regional no se ha mostrado estadísticamente significativa ni para hombres ni para mujeres pero la brecha salarial actúa como un factor de riesgo: un aumento de un punto porcentual en la brecha salarial aumenta la probabilidad de declarar mala salud en un 5,7% en las mujeres.

En conclusión, el análisis indica que el CPV y el MOR son significativos para ambos sexos pero más para las mujeres, que presentan una asociación más fuerte entre la salud percibida y las variables regionales. El desempleo se relaciona con mala salud percibida en ambos sexos, con más fuerza en los hombres. La precariedad laboral solo se relaciona con mala salud percibida en los hombres. La carencia material severa solo se relaciona con mala salud percibida en las mujeres. La renta actúa como factor protector en ambos sexos, más en los hombres que en las mujeres. En cuanto a las variables regionales de gasto social, el gasto en SPF es un factor protector y el gasto sanitario es un factor de riesgo pero en ambos casos solo para las mujeres

y con una asociación muy débil. Por último, la desigualdad de género en el mercado laboral solo afecta a las mujeres mediante la brecha salarial de género como factor de riesgo.

CAPÍTULO 5. DISCUSIÓN

En este quinto capítulo se discuten los resultados obtenidos comparándolos con los principales estudios hallados en la revisión de la literatura desarrollada en el capítulo de antecedentes. Esta discusión incluye el reconocimiento de las principales limitaciones de esta investigación.

5.1. Relación entre salud percibida y cronología de la crisis

La preocupación por los determinantes sociales de la salud que surge tras la Segunda Guerra Mundial lleva a investigar cada vez más en torno a las desigualdades sociales en salud (Wilkinson & Marmot, 2003). Esta investigación se ve catalizada por las diversas crisis económicas sufridas a lo largo del siglo XX en Estados Unidos, México, países del Sudeste Asiático, Nueva Zelanda, Rusia, Finlandia y Japón, entre otras, lo que genera resultados contradictorios atribuibles tanto a las diferentes características de las propias crisis (contexto, intensidad, duración) como a las distintas metodologías empleadas en los estudios realizados. Estas contradicciones también se encuentran en los hallazgos presentados por los estudios que investigan, ya en el siglo XXI y en nuestro entorno, la crisis económica de 2008 y sus efectos en la salud (Dávila Quintana & González López-Valcárcel, 2009; Oliva et al., 2019). Como se expone pormenorizadamente en el capítulo de resultados, el análisis descriptivo de la base de datos global muestra que la evolución de la salud percibida de toda la población en edad de trabajar (16-65 años) sigue una tendencia irregular a lo largo de los primeros años de la crisis. La prevalencia de mala salud percibida, tomando 2007 como primer año de la serie, disminuye en 2008, aumenta en 2009, disminuye en 2010 y vuelve a disminuir en 2011. En definitiva, el porcentaje de personas que manifiestan mala salud percibida es mayor en 2007, antes del comienzo de la crisis, que en 2011, año en que España cae por segunda vez en recesión. Aparentemente, la crisis económica sería beneficiosa para la salud como parece desprenderse de los trabajos de Ruhm (2000, 2001, 2007), Neumayer (2004) o Haaland y Telle (2015), que analizan el impacto de las crisis financieras en las tasas de mortalidad. Otros trabajos en España indican que las tasas de mortalidad disminuyen en tiempos de recesión con valores mayores conforme se desciende en el gradiente social (Regidor et al., 2016). Estos autores analizan las tendencias de mortalidad para varios grupos socioeconómicos antes y después de la crisis financiera en España, descubriendo que todas las causas de mortalidad disminuyen durante la crisis, particularmente para los grupos de bajo nivel socioeconómico. Esta aparente paradoja puede explicarse parcialmente por las diferencias en las variables de interés, los métodos estadísticos y las mediciones de salud empleadas. Sin embargo, se requiere más investigación para obtener una respuesta satisfactoria a la divergencia entre los estudios agregados basados en la mortalidad y en las mediciones individuales subjetivas de la salud.

Nuestros análisis descriptivos de las bases de datos separadas por género muestran que las mujeres presentan una prevalencia de mala salud percibida mayor que los hombres para cada

año de la serie. Por otra parte, el descenso en dicha prevalencia es mayor en las mujeres a lo largo de la serie, es decir, la mejora en la salud a lo largo de la serie es mayor en las mujeres que en los hombres pero sin llegar a superarlos, por lo que cabe suponer que la crisis afecta más a los hombres a corto plazo. Estos resultados de la ECV son coherentes con los de la ENSE, en la que el porcentaje del conjunto de la población de 15 o más años que percibe su estado de salud como bueno o muy bueno es mayor en los hombres y evoluciona de forma estable con ligera tendencia al aumento, observándose entre 2006 y 2011 una clara mejora que es mayor en las mujeres (Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2016). También concuerdan con la observación de Giatti et al. (2010) en Brasil de que la mala salud percibida se asocia con el sexo femenino, entre otras variables como la edad avanzada, estar separado o enviudar, estar desempleado y tener un nivel educativo más bajo.

5.2. Relación entre variables individuales y salud percibida

En cuanto a las variables de interés individuales, este trabajo encuentra que la mala salud percibida está sólidamente vinculada al desempleo, la precariedad laboral y la pobreza en España en el período analizado, y que existen diferencias de género en dicha asociación, ya que el desempleo afecta más a los hombres, la precariedad laboral solo a los hombres, la carencia material severa solo a las mujeres y la renta protege más a los hombres. Estos resultados confirman dos de las hipótesis planteadas en el capítulo 2: la hipótesis 1, estar en situación de desempleo, precariedad laboral o pobreza incrementa el riesgo relativo de presentar mala salud percibida; y la hipótesis 3, existen diferencias de género en la relación entre el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza y el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres.

5.2.1. Desempleo

La aparición y el desarrollo de la crisis económica en España tienen un reflejo claro en la evolución de la situación laboral de la población, con un descenso progresivo del porcentaje de empleados a lo largo de la serie 2007-2011 que se acentúa especialmente entre los años 2008 y 2009. También entre 2008 y 2009 se produce la mayor subida del desempleo (4,82 puntos) y puede que este salto esté atenuado por coincidir, en 2009, con el mayor porcentaje de personas dedicadas a las labores del hogar de la serie (11,36%). El análisis multinivel realizado para el conjunto de la población muestra que encontrarse en situación de desempleo incrementa en un 74,84% de la probabilidad de presentar mala salud percibida con respecto a estar trabajando (OR 1,7484). Por tanto, los resultados apuntan a que el desempleo es un factor de riesgo significativo para la mala salud en España durante la crisis financiera, de acuerdo con la mayoría de la literatura internacional (Bambra & Eikemo, 2009; Limm et al., 2012; Shahidi et al., 2016; Tøge & Blekesaune, 2015). Además, coinciden con los de diversas investigaciones realizadas en países de nuestro entorno. El análisis de datos recogidos a través de la ESS en 23 países 2004 encuentran asociación entre el desempleo y una peor salud percibida, tanto antes del inicio de la crisis, datos de 2002 y 2004 (Bambra & Eikemo, 2009) como una vez instaurada, datos de 2012 (Shahidi et al., 2016). El estudio exhaustivo del desempleo de larga duración en Alemania, entre 2009 y 2010, apunta en el mismo sentido y resalta una fuerte asociación entre mala salud percibida y mala salud mental (Limm et al., 2012). En España, aunque escasa, la investigación más reciente está en línea con los resultados de nuestro estudio (Urbanos-Garrido & González López-Valcárcel, 2013, 2015). Un análisis de

los datos proporcionados por la ENSE (2011-2012) señala una relación entre el desempleo y la mala salud mental que es proporcional a la duración del desempleo (Urbanos-Garrido & González López-Valcárcel, 2013); además, la inclusión en el análisis de datos anteriores a la crisis (2006) muestran que esta agrava los efectos psicológicos del desempleo (Urbanos-Garrido & González López-Valcárcel, 2015). También en España, una investigación con datos longitudinales de la ECV (2007-2010) confirma el nexo entre el desempleo y la mala salud percibida durante la crisis económica (López del Amo et al., 2014). Al dividir la base de datos en dos en función del género, observamos diferencias importantes entre mujeres y hombres. Las más llamativas tienen que ver con la caída en situación de desempleo y su relación con la salud percibida. Aunque el incremento del desempleo es muy alto para toda la población, es mucho mayor entre los hombres, un 133,78%, que entre las mujeres, un 92,02%, hasta el punto de que el porcentaje de desempleados, que era inferior al de desempleadas en 2007, 6,75% frente a 7,39%, supera al de estas en 2011, 15,78% frente a 14,19%. Igualmente, el súbito ascenso del desempleo entre 2008 y 2009 es mucho mayor para los hombres, un 73,42%, que para las mujeres, un 48,57%. Es decir, el desempleo relacionado con la crisis presenta una incidencia mucho mayor entre los hombres pero, ¿afecta por igual a desempleados y a desempleadas? Según los resultados de los análisis longitudinales, no, lo que coincide con Paul y Moser (2009) que señalan el género como un moderador significativo del efecto angustiante del desempleo. Así, aunque encontrarse en situación de desempleo incrementa la probabilidad de declarar mala salud percibida en ambos sexos, este aumento es mucho mayor entre desempleados, un 92,12%, que entre desempleadas, un 66,13%, lo que está en consonancia con la hipótesis del rol de *breadwinner* o proveedor de la familia que en la cultura mediterránea se atribuye al hombre. Esta hipótesis es mantenida por autores como Fiori et al. (2016), que estudian en Italia la asociación entre la inseguridad laboral y la salud mental por separado en hombres y mujeres jóvenes de entre 18 y 39 años, hallando que en igualdad de condiciones las mujeres son más propensas a declarar problemas de salud mental en contraste con el hecho de que tanto el desempleo como el empleo inseguro se muestran sistemáticamente más perjudiciales para la salud mental de los hombres; los autores atribuyen este hallazgo a la perpetuación del modelo tradicional de sostén de la familia, según el cual el empleo masculino estable y remunerado es el requisito previo más importante para la formación familiar y la independencia económica. Este modelo también se relaciona con peor salud debido a conductas de riesgo en jóvenes desempleados, a lo que se añade mala salud mental en el caso de los llamados “*ni-nis*” (en la literatura, *NEET, youth Not in Employment, Education or Training*) (Vancea & Utzet, 2017).

5.2.2. Precariedad laboral

El vínculo encontrado entre el desempleo, el empleo precario y la mala salud percibida es particularmente relevante dado el carácter estructural de los dos primeros en el mercado laboral español. Una vez comenzada la recuperación financiera en el segundo trimestre de 2013, el empleo temporal aumenta en un 20% mientras que los contratos permanentes solo ascienden al 8,1% de todos los nuevos contratos firmados, 18,5 millones en 2015 (Muñoz de Bustillo Llorente, 2016). Estos datos son motivo de preocupación, ya que implica que las altas tasas de desempleo y la precariedad laboral se perfilan como características definitorias del mercado laboral, al menos a medio plazo, con sus predecibles consecuencias en la salud. El claro vínculo hallado entre la precariedad laboral y una peor salud percibida, cuya probabilidad aumenta en un 37,58% respecto los trabajadores con contratos indefinidos, está en consonancia con la investigación internacional consultada (Mannocci et al., 2014; Fiori et al., 2016; Rugulies et al., 2008). En España, la evidencia es muy limitada y se limita a una serie de estudios transversales que encuentran una asociación entre el diversos problemas de salud y la precariedad laboral, marcada por la temporalidad unida a una falta de poder en la negociación sobre salarios y horas de trabajo así como a menos derechos laborales (Vives et al., 2013; Joan Benach et al., 2015). En el presente trabajo, al analizar la base de datos global se observa que la precariedad laboral disminuye a lo largo del periodo considerado, al contrario de lo que ocurre con el desempleo, especialmente entre 2008 y 2009, lo que apunta a una destacada destrucción de los empleos más precarios. Al analizar las bases de datos de mujeres y de hombres se observa que la precariedad disminuye en ambos sexos pero de forma mucho más marcada en los hombres, de manera que al final de la serie las mujeres superan a los hombres en precariedad laboral. Estos datos reflejan la crisis del sector de la construcción, ampliamente masculinizado, y una devaluación de las condiciones laborales que parecen ser más aceptadas por las mujeres, cuyas tasas de empleo aumentan a costa de la calidad de este. Al mismo tiempo, se observa que la situación de precariedad laboral no arroja resultados significativos entre las mujeres pero sí entre los hombres, cuya probabilidad de mala salud percibida aumenta en un 68,7% respecto a los trabajadores indefinidos. Antes de la crisis, algunos autores encuentran distintos hallazgos en estudios sucesivos, como observar que la precariedad laboral tiene efectos menores en las mujeres (Jane E. Ferrie et al., 1995; J E Ferrie et al., 1998) o no encontrar diferencias de sexo en el impacto del empleo flexible en la salud (J. E. Ferrie et al., 2002). Más recientemente, Fiori et al. (2016) afirman que las formas en que el empleo temporal y no estándar pueden afectar a hombres y mujeres no están claras. En

contraposición a nuestros resultados, algunos autores han argumentado que la salud de las mujeres puede verse desproporcionadamente afectada por el empleo temporal (Menéndez et al., 2007; Pirani & Salvini, 2015). Una revisión de trabajos sobre población joven encuentra asociación entre la precariedad laboral y trastornos mentales, ideación suicida, accidentes laborales, salud general y conductas de riesgo, hallando diferencias por sexo que no coinciden en todos los estudios revisados (Vancea & Utzet, 2017) Esta divergencia de resultados indica que es necesario seguir investigando en la misma línea desarrollando indicadores de género más precisos.

Otros hallazgos relacionados con la relación entre la situación laboral y la salud percibida son de menor magnitud. El porcentaje de estudiantes es algo mayor entre las mujeres que entre los hombres; por otra parte, su variación es diferente para el periodo 2007-2011. En el caso de las mujeres, retrocede un 6,37% (un 4,41% entre 2008 y 2009); en el caso de los hombres, aumenta un 0,94% (disminuye un 2,26% entre 2008 y 2009). Ser estudiante aparece como factor protector en los hombres (OR 0,7114) y no es significativo para las mujeres. Si tenemos en cuenta como factor mediador de una peor salud la posible presión sociocultural sobre los hombres para mantener el hogar, podríamos aventurar que la decisión de retomar los estudios secundarios abandonados por muchos hombres les haya servido no solo para evitar una sensación de inutilidad sino además para aumentar su resiliencia al tomar acciones positivas para mejorar su empleabilidad en un contexto de crisis económica, aumentando sus expectativas y conservando una autoimagen de fortaleza. Otra salida de los hombres ante la situación sobrevenida de desempleo es dedicarse a las labores del hogar. En la base de datos global, esta respuesta desciende un 0,80% para todo el periodo; sin embargo, al dividir la base de datos en dos según género, los resultados revelan que esta situación disminuye un 1,07% en las mujeres (aunque aumenta un 5,99% entre 2008 y 2009) y se dispara hasta un 360% en los hombres (un 300% entre 2008 y 2009). Al mismo tiempo, dedicarse a las labores del hogar aumenta el riesgo de mala salud percibida en mujeres (36,28%) pero no es significativo para los hombres. Con la crisis, muchas mujeres dedicadas anteriormente a las labores del hogar se ven en la necesidad de ocupar trabajos precarios y cabe suponer que no lo hacen aquellas con peor salud. En cambio, al pasar tantos hombres a situación de desempleo, es posible que un porcentaje de ellos manifieste en la ECV dedicarse a las labores del hogar, aumentando la proporción de hombres sanos en ese colectivo, lo que también podría llevar a una ligera subestimación de las tasas de desempleo masculino para estos años.

En cuanto al resto de inactivos, se observa un cambio importante a lo largo de la serie. En 2007, ambos sexos presentan porcentajes similares (8,03% en mujeres, 8,27% en hombres) pero evolucionan de modo muy diferente: el porcentaje de mujeres disminuye un 21,54%, descendiendo hasta el 6,30%, y el de hombres aumenta un 39,78%, alcanzando el 11,56%, en 2011. La categoría correspondiente al resto de inactivos está muy relacionada con el riesgo de mala salud percibida, tanto en mujeres (OR 3,194) como en hombres (OR 5,143), lo que puede atribuirse a las características propias de esta categoría, conformada en la base de datos por las personas jubiladas, incapacitadas permanentes y en otras situaciones de inactividad en la ECV. Por otra parte, los valores medios de la variable enfermedad crónica para toda la población sufren oscilaciones y no se relacionan de forma clara con la edad media de la población por lo que no se pueden interpretar globalmente. Esta variable se introduce en el modelo para controlar la posible causalidad bidireccional que puede haber entre la salud y la situación laboral. De esta manera, se resuelve el posible conflicto entre la hipótesis de selección, en la que las personas con un peor estado de salud no encuentran o no pueden mantener un empleo y/o unas condiciones laborales dignas, y la hipótesis de causalidad, según la cual es la pérdida del empleo o su precariedad la que lleva a un empeoramiento de la salud de personas previamente sanas, que es lo que se plantea el presente estudio. Mediante los modelos multinivel longitudinales se busca testar si una persona con buena salud percibida que pierde su empleo o que cae en una situación de precariedad laboral pasa a tener peor salud percibida, es decir, si esas circunstancias perjudican la salud. En cualquier caso, la causalidad es difícil de demostrar si no se realiza la medición de forma experimental, independientemente de las aproximaciones metodológicas econométricas que se utilicen.

5.2.3. Carencia material severa

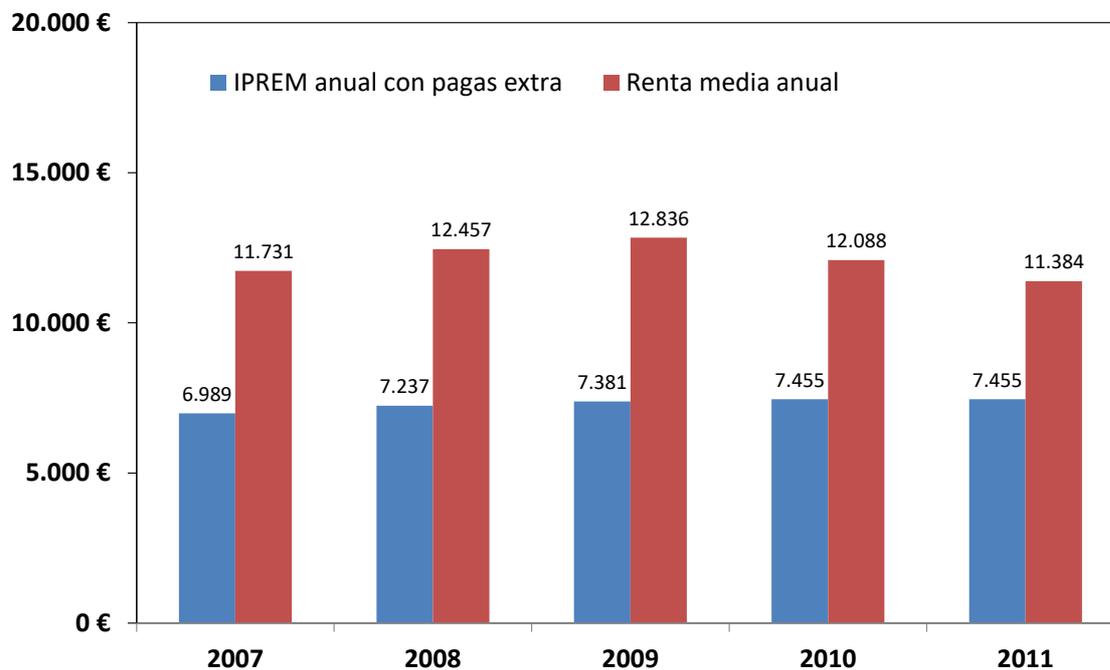
Las dos variables utilizadas para medir la pobreza, carencia material severa y renta equivalente disponible del hogar, suelen superponerse ligeramente (D'Ambrosio et al., 2011; Devicienti & Poggi, 2011; Martínez López & Navarro Ruiz, 2016) mostrando ambas vínculos significativos con la salud percibida, aunque, como es lógico, de signo opuesto. Un análisis reciente de la interacción entre los indicadores de pobreza y exclusión social utilizados en la Estrategia Europa 2020 menciona el círculo vicioso que tiene lugar cuando alguien vive en condiciones de carencia material severa durante un período prolongado de tiempo, a medida que su capital humano y social se erosiona y su salud empeora (Ayllón & Gábos, 2016). Asimismo, parece haber un mecanismo psicobiológico involucrado en la comparación social que, dadas ciertas circunstancias, afecta negativamente la salud (Pham-Kanter, 2009).

La carencia material severa está vinculada a un empeoramiento de la salud percibida. Esto está de acuerdo con estudios comparativos de múltiples países europeos (Schütte et al., 2014; Bacci et al., 2017) y también con investigaciones realizadas fuera de nuestro entorno como en Kazajistán (Abikulova et al., 2013) y Japón (Saito et al., 2014). La carencia material severa también se asocia con peor salud general (Leskošek, 2011), peor salud mental (Kiely et al., 2015; Kinderman et al., 2015), diversos problemas sociosanitarios en la infancia (Luis Rajmil et al., 2013; Pillas et al., 2014; Luis Rajmil et al., 2014; Arcaya et al., 2015; L. Rajmil et al., 2015) y peor salud física y mental en la vejez (Groffen et al., 2008; Maša Filipovič Hrast et al., 2012; Arun & Çakiroğlu-Çevik, 2013; Masa Filipovič Hrast et al., 2013). En España, otros autores relacionan la carencia material severa con la salud percibida (López del Amo González et al., 2018), la salud física (J Benach et al., 2001; Borrell et al., 2004; Blázquez et al., 2013) y la salud mental (Córdoba-Doña et al., 2016). En el presente trabajo, se encuentra un ascenso del 37,42% en el porcentaje de personas en situación de carencia material severa entre los años 2007 y 2011, siendo este incremento del 57,59% entre las mujeres y del 15,20% entre los hombres. Por tanto, aunque la incidencia del desempleo es mayor entre los hombres, el porcentaje de personas que caen en una situación de carencia material severa es mayor entre las mujeres. Pero la carencia material severa no solo afecta más a las mujeres en su alcance sino también en su repercusión. Aunque el análisis de la base de datos global indica que pertenecer a un hogar con carencia material severa aumenta el riesgo de mala salud percibida en un 86,81%, esta variable no se muestra significativa al analizar la base de datos de hombres y sí en la de mujeres, aumentando su riesgo de mala salud un 152% (OR 3 2,520). Aunque nuestros datos terminan en 2011, es previsible que la tendencia se mantenga. Estos resultados suponen un avance por su especificidad en cuanto al momento histórico y al país al que se refieren, inicio de la crisis económica en España.

5.2.4. Renta del hogar

La renta media de los hogares entra en declive a partir del año 2009, como puede observarse en la Figura 27, lo que supone un aumento del riesgo de mala salud ya que la renta constituye un factor protector (OR 0,7190) que reduce la probabilidad de declarar mala salud un 28,10% por cada punto porcentual de aumento de la renta. Este efecto positivo de los ingresos en la salud es consistente con la evidencia obtenida a nivel internacional (Lim et al., 2015; Miething, 2013; Arber et al., 2014) y nacional (López del Amo González et al., 2018).

Figura 27. Evolución de la renta equivalente disponible del hogar, media anual en euros. Comparativa con el Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples. España (2007-2011).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV (INE, 2018c) y de la página web <http://www.iprem.com.es/>, que remite a las Leyes de Presupuestos Generales del Estado para los años correspondientes (IPREM, 2019).

Esta disminución de la renta media, como se expone en el capítulo de resultados, es más notable en el caso de las mujeres, que presentan una renta media inferior a la de hombres a lo largo de todo el periodo con una diferencia que aumenta conforme avanza la serie, desde los 234,63 euros menos en el año 2007 hasta los 455,41 euros menos en el año 2011, en línea con el fenómeno denominado feminización de la pobreza. Curiosamente, el análisis muestra que la asociación positiva de la renta con la salud es menos marcada en las mujeres, cuyo riesgo de mala salud se reduce un 26,2% por cada punto porcentual de aumento de la renta, que en los hombres, con una reducción del riesgo en un 32,6%.

5.3. Relación entre variables regionales y salud percibida

En cuanto a las variables de interés regionales, este trabajo encuentra una confirmación parcial de la hipótesis 2, que plantea para la población general que el gasto público social de la región de residencia, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, disminuye el riesgo relativo de presentar mala salud percibida, ya que solo se encuentra una relación significativa para el gasto en SPF. Igualmente, se confirma la hipótesis 4 pero con ciertas discordancias. Esta hipótesis propone que existen diferencias de género en la relación entre el gasto público social de la región de residencia, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario per cápita regional, y la disminución del riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres. En efecto, existen diferencias porque las variables se muestran significativas para las mujeres pero no para los hombres. Sin embargo, los resultados para las mujeres son de alguna manera contradictorios ya que el gasto en SPF se muestra como factor protector, conforme a lo esperado, pero el gasto sanitario aparece como factor de riesgo. Esto podría explicarse porque las medidas de reducción del gasto público social no comienzan hasta el año 2010 y es posible que su efecto en la salud percibida no se manifieste necesariamente en el año de su implementación sino a medio y largo plazo. Asimismo, se confirma parcialmente la hipótesis 5, referente a que las diferencias en el riesgo relativo de presentar mala salud percibida en mujeres y hombres están relacionadas con las desigualdades de género en el mercado laboral regional, brecha salarial de género regional y tasa de desempleo por género regional, ya que solo aparece significatividad en relación con la brecha salarial de género, que perjudica a las mujeres y no afecta a los hombres.

5.3.1. Gasto en SPF per cápita

El gasto en SPF per cápita es la única de las variables de gasto social regional que se relaciona con la salud percibida como factor protector pero su efecto es moderado: un aumento a nivel regional de dicho gasto per cápita en 100 euros reduciría la probabilidad de declarar mala salud en un 4% (OR 0,9996). Al analizar las bases de datos separadas por género, esta variable no se muestra significativa para los hombres; para las mujeres, presenta un efecto pero muy débil, ya que solo disminuye su riesgo de mala salud en un 0,1% (OR 0,9995). Estos hallazgos contradicen a los de Huijts et al. (2014), para quienes las políticas de protección social no mitigan el efecto negativo de la pérdida del empleo en la salud y, en el caso de las mujeres, un mayor nivel de gasto en protección por desempleo se relaciona con un mayor efecto negativo de la pérdida del empleo en su salud. En cambio, están en consonancia con los de Shahidi et al.

(2016), que comparan datos de 2012 procedentes de 23 países europeos y hallan que las políticas de protección social mitigan las desigualdades en salud relacionadas con el desempleo.

5.3.2. Gasto sanitario per cápita

El gasto sanitario per cápita es una variable relevante del nivel regional debido a la importante descentralización de los SPF en España, principalmente el gasto público en salud (casi el 100%) y el gasto público en educación (90%) (Pérez García et al., 2015). Sin embargo, no parece relacionarse con la salud percibida de la población general ni de los hombres en particular. En cambio, esta variable sí se muestra significativa en las mujeres, aunque de forma contraria a lo previsto, ya que aumenta su riesgo de mala salud en un 0,2% (OR 1,0021). Algunos autores sí encuentran que las políticas de protección social y el gasto en atención de salud afectan a la salud de forma relevante, si bien se apoyan en resultados de salud de base poblacional como la esperanza de vida al nacer, la mortalidad infantil, el bajo peso al nacer, la mortalidad materna y los años de vida potencialmente perdidos (Bradley et al., 2011). Estos autores hallan un efecto protector entre el gasto sanitario per cápita y dos de los cinco indicadores de salud (la esperanza de vida al nacer y la mortalidad materna), así como entre el gasto en servicios sociales per cápita y tres de los cinco indicadores de salud (la esperanza de vida al nacer, la mortalidad infantil y los años de vida potencialmente perdidos), y un efecto negativo entre este gasto en servicios sociales y el bajo peso al nacer. Estos resultados cuadran con los nuestros en el sentido de que el gasto sanitario parece tener menos peso para mejorar la salud que el gasto en bienestar social.

5.3.3. Brecha salarial de género

La brecha salarial de género no es significativa para la salud de los hombres pero sí para la de las mujeres, cuyo riesgo de mala salud percibida aumenta en un 5,7%. (OR 1,0571) por cada punto porcentual en la brecha salarial. Este resultado está en consonancia con el modelo de Arber (1997) mostrando que el género condiciona factores relacionados con la posición en el mercado de trabajo y con los recursos materiales de las mujeres, que a su vez afectan a la salud de estas. También concuerda con el modelo de Gita Sen et al. (2007) y con los trabajos de García Calvente et al. (2008, 2015), quienes señalan el papel del género como determinante social de la salud que interactúa con otros determinantes estructurales condicionando una serie de procesos que se relacionan con desigualdades en la salud de mujeres y hombres.

5.3.4. Tasa de desempleo por género

Esta variable no aparece como significativa ni para hombres ni para mujeres, tal vez porque la importancia del empleo en la vida de las personas es absoluta y no relativa, de manera que a cada individuo le afecta su propia situación y, en todo caso, variables per cápita, no una tasa.

5.4. Limitaciones y futuras líneas de investigación

Si bien el presente estudio ofrece aportaciones importantes por la robustez de sus resultados, obtenidos siguiendo una metodología multinivel con modelos longitudinales logísticos y analizando los datos tanto de forma global como separándolos en dos bases según género, debe reconocerse que presenta algunas limitaciones.

La principal de ellas radica en que la serie temporal considerada no abarca todos los años de la crisis. Sería conveniente ampliarla con la base longitudinal 2011-2014 (también con base 2004) para cubrir al menos todo el periodo de la Gran Recesión. Es más, teniendo en cuenta la última modificación de la metodología del INE, que ahora ofrece ficheros longitudinales con base 2013 (2008-2011, 2009-2012, 2010-2013, 2011-2014, 2012-2015, 2013-2016, 2014-2017 y 2015-2018), sería interesante combinar todas esas bases de datos (prescindiendo del fichero longitudinal 2007-2010 por estar disponible solo con base 2004), para obtener una imagen más completa de las posibles consecuencias de la crisis en nuestro país considerando el medio plazo y los cambios en las políticas sociales efectuados por los diferentes gobiernos. Esta ampliación supone un gran reto debido a la metodología de la ECV, basada en un panel rotante formado por cuatro submuestras y que sigue a cada submuestra durante solo cuatro años. Esto implica un problema porque rompe las cohortes, de manera que aunque dispongamos de datos longitudinales entre 2008 y 2018, en realidad estamos ante cohortes diferentes, ninguna de las cuales es seguida durante todos y cada uno de esos once años.

En cuanto a las variables utilizadas, algunos autores critican que se considere la salud percibida como una variable *proxy* de la salud (Castro-Vázquez et al., 2007), ya que puede producirse tanto una sobreestimación (Greene et al., 2014) como una subestimación (A. Sen, 2002), así como un sesgo derivado del nivel educativo (Hanandita & Tampubolon, 2016). Sin embargo, en España este efecto puede no ser relevante dado que los indicadores de salud objetivos son limitados (INE, 2013) y que la asistencia sanitaria es universal para una amplia gama de servicios (Cabasés Hita & Fundación BBVA, 2010; Pérez García et al., 2015). Por otra parte, no se tienen en cuenta la duración del desempleo ni el desempleo estructural, que pueden ser factores importantes de mala salud percibida y que se pretenden investigar en el futuro. Asimismo, la precariedad laboral se define de manera muy restrictiva, sin tener en cuenta específicamente el trabajo involuntario a tiempo parcial o los empresarios individuales de bajos ingresos, que también se espera estudiar próximamente. Finalmente, no es posible descartar la existencia de sesgos de especificación debido a la omisión de variables como el

grado de apoyo social que disfrutaban los individuos (Castro-Vázquez et al., 2007), estilos de vida, capital social (Fernandez et al., 2015) o desigualdad de ingresos (Karlsdotter et al., 2012, 2013).

Sin embargo, este es el primer estudio realizado en España que considera datos longitudinales después del inicio de la crisis financiera y analiza tanto la influencia del mercado laboral, incluyendo desigualdades de género, como el gasto social público regional en la salud percibida de la población. Estos resultados, si son confirmados por investigaciones adicionales, son particularmente relevantes para el diseño de políticas públicas. El desarrollo de programas efectivos de empleo, de reformas del mercado laboral dirigidas a reducir la inseguridad laboral, de redes de protección para las personas en situación de desempleo y de transferencia de ingresos para quienes presenten mayor riesgo de privación social puede resultar más beneficioso para evitar riesgos para la salud que el simple aumento del gasto social o sanitario agregado.

A la luz de este estudio, varias preguntas de investigación parecen relevantes para el futuro. En primer lugar, replicar esta investigación con definiciones más completas de inseguridad laboral y estatus socioeconómico, teniendo en cuenta la duración del desempleo y las transiciones entre empleo y desempleo en un marco de tiempo más amplio que comprenda el final de la crisis en el año 2014 y contemple los efectos de la profunda reforma laboral promulgada en 2012. También podría ser relevante ampliar el conjunto de variables de interés, tanto a nivel individual, considerando los estilos de vida y el apoyo social, como a nivel regional incorporando medidas de características socioeconómicas e institucionales más allá de las meras políticas de gasto, dadas las diferencias significativas entre las regiones españolas a este respecto.

Y todo ello ahondando en el imprescindible enfoque de género, ya que los problemas de salud de mujeres y hombres se manifiestan de manera diferente, pues los factores biológicos condicionan su salud y sus riesgos a través de distintos mecanismos, y de manera desigual debido a que toda una serie de factores sociales, explicados en parte por los roles de género, determinan influencias injustas en la salud, las relaciones laborales y la situación económica de hombres y mujeres (Solar & Irwin, 2010). En efecto, los profundos cambios provocados en el mercado laboral español debido a la intensidad y magnitud de la crisis financiera de 2008 hacen indispensable examinar las formas en que pueden haber afectado de modo diverso a la salud de hombres y de mujeres (Bambra, 2010; Calzón Fernández et al., 2017). En este sentido, otra limitación metodológica importante es la relacionada con el análisis desde una

perspectiva de género. En la aplicación de este análisis, no solo es necesario recoger y procesar los datos desagregados por sexo, que se limitan a mostrar las diferencias entre mujeres y hombres en una dimensión específica de la salud, sino también desarrollar indicadores con sensibilidad de género que informen sobre la salud de las mujeres y sus determinantes explorando el posible efecto de la desigualdad de género en las diferencias en salud observadas (Ruiz Cantero et al., 2006; García Calvente et al., 2008). En un futuro próximo, se espera abrir nuevas líneas de investigación a partir del diseño de indicadores de género mediante la combinación de diferentes preguntas incluidas en la ECV.

Por todo ello, esta tesis se ofrece como un paso más, ni el primero ni el último, en la obtención de evidencia respecto a las complejas relaciones entre la salud de la población y algunos de sus determinantes sociales con el deseo de desbrozar un poco el camino para la mejora de la calidad de vida de las personas.

CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES

Esta investigación supone un avance relevante en la evidencia disponible en torno a la relación entre la salud percibida de la población en España y una serie de variables tanto individuales, socioeconómicas y laborales, como regionales, indicativas de las políticas de gasto público social y de la desigualdad de género en el mercado laboral, teniendo en cuenta dos ejes de desigualdad señalados en el marco de los determinantes sociales de la salud y tomados como brújula teórica, el género y el territorio. Dicho avance se fundamenta en la aproximación metodológica empleada, que ofrece un soporte robusto a los resultados obtenidos al utilizar datos longitudinales y modelos multinivel, lo cual tiene ventajas sobre estudios con muestras pequeñas, permite excluir la correlación espuria y ofrece evidencia empírica sólida del vínculo entre el mercado laboral y la salud percibida de acuerdo con el marco conceptual de los determinantes sociales de la salud (Joan Benach & Muntaner, 2010). En la Figura 28 se resumen las principales conclusiones obtenidas en relación con los objetivos planteados.

Figura 28. Resumen de las conclusiones relacionadas con los objetivos específicos planteados.

Objetivos específicos		Conclusiones
1	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) en España.	La salud percibida de la población española general en edad de trabajar se relaciona significativamente y de forma adversa con las variables individuales consideradas, desempleo, precariedad laboral y carencia material severa. La renta es un factor protector.
2	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en Servicios Públicos Fundamentales (SPF) per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).	De las variables regionales de gasto público social, sólo el gasto en SPF per cápita se relaciona con la salud percibida de la población general en edad de trabajar y lo hace como factor protector. No se encuentra relación entre el gasto sanitario público per cápita y la salud de la población general.
3	Analizar la relación entre la salud percibida de la población en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y sus condiciones socioeconómicas y laborales, desempleo, precariedad laboral y pobreza, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011) en España.	Al dividir la base de datos según género, se hallan diferencias para todas las variables individuales. Aparece relación entre desempleo y mala salud en mujeres y hombres pero es mayor en hombres. No aparece relación entre precariedad laboral y mala salud en mujeres pero sí en hombres. Aparece relación entre carencia material severa y mala salud en mujeres pero no en hombres. Aparece relación entre renta, como factor protector, en mujeres y hombres pero es mayor en hombres.
4	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y el gasto público social de su región de residencia en España, gasto en SPF per cápita regional y gasto sanitario público per cápita regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).	Al dividir la base de datos según género, se hallan diferencias para las variables regionales de gasto público social. Ambas se relacionan de forma significativa con la salud de las mujeres pero no se relacionan con la salud de los hombres. El gasto en SPF per cápita aparece como factor protector de la salud en mujeres. El gasto sanitario per cápita, como factor de riesgo.
5	Analizar la relación entre la salud percibida de la población general en edad de trabajar (16-65 años) diferenciando por género y la desigualdad de género en los mercados laborales regionales en España, según la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional, durante los primeros años de la crisis económica (2007-2011).	En las bases de datos separadas por género, se encuentran diferencias para la variable brecha salarial de género regional, que se relaciona significativamente y de forma adversa con la salud de las mujeres pero no se relaciona con la salud de los hombres. La variable tasa de desempleo por género regional no se relaciona con la salud ni de mujeres ni de hombres.

Fuente: Elaboración propia.

Las aportaciones que ofrece esta investigación pueden agruparse en tres bloques, según se analice la relación de la salud percibida con una serie de condiciones socioeconómicas y laborales individuales (objetivos específicos 1 y 3), con el gasto público social (objetivos específicos 2 y 4) o con la desigualdad de género en el mercado laboral (objetivo específico 5), todo ello en el marco de los primeros años de la crisis económica en España (2007-2011) y para la población en edad de trabajar (16-65 años).

Un primer bloque de conclusiones se derivan del estudio de la asociación entre la presencia de mala salud percibida y condiciones socioeconómicas y laborales desfavorables como el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza, primero en la población general y después en mujeres y en hombres. Estas condiciones empeoran a lo largo de la serie, salvo la precariedad laboral que disminuye debido a la considerable pérdida de empleos precarios. El análisis multinivel revela que la salud percibida de la población española general en edad de trabajar se relaciona significativamente y de forma adversa con las variables individuales consideradas, el desempleo, la precariedad laboral y la carencia material severa, siendo la renta un factor protector. Así, este estudio proporciona evidencia de la asociación entre el desempleo, la precariedad laboral y la pobreza con la mala salud percibida utilizando datos longitudinales de España después del inicio de la crisis económica (2007-2011). Se podría atribuir a la situación de crisis económica un notable incremento de la preocupación popular por el empeoramiento de las condiciones laborales y la estabilidad laboral, aumentando el riesgo de problemas psicosociales. La carencia material severa, el desempleo y la inseguridad laboral, en este orden, son factores de riesgo para la mala salud y, en el contexto español, las tres condiciones están fuertemente entrelazadas. En el período analizado, el desempleo sube principalmente entre los trabajadores temporales. Más tarde, iniciada la recuperación financiera en 2013, la mayoría de los nuevos contratos también son de carácter temporal y la depreciación salarial continúa su tendencia a la baja, llevando a una proporción significativa de nuevos trabajadores a la pobreza y contribuyendo a que muchos, que ya tenían un trabajo permanecieran en la pobreza. Dado el gran grado de sensibilidad que exhibe el mercado laboral español ante los altibajos del ciclo financiero y la compensación entre personas desempleadas y trabajadores temporales que tiene lugar durante las fases de expansión y contracción en España, se puede afirmar que el funcionamiento del mercado laboral español es una fuente de considerables factores de riesgo para la salud. La pobreza y la exclusión social también se deben, al menos en parte, a la reducción salarial provocada por un mercado laboral con altos niveles de desempleo y precariedad laboral como características estructurales. Vale la pena considerar la proyección

futura que tales riesgos pueden tener en la sociedad española. Al realizar el análisis de forma separada en función del género, se hallan diferencias para todas las variables individuales. La relación entre el desempleo y la mala salud se da en ambos sexos, siendo mayor en los hombres. También se presenta relación entre precariedad laboral y mala salud en los hombres pero no así en las mujeres. En cambio, se advierte que hay relación entre la carencia material severa y la mala salud en las mujeres pero no en los hombres. Por otra parte, la renta aparece como factor protector en ambos sexos, aunque de forma más destacada en el caso de los hombres. Esto pone de manifiesto que las variables individuales investigadas, siendo hostiles en general, no afectan de la misma manera a las mujeres y a los hombres.

Un segundo bloque de conclusiones rastrea la asociación entre la presencia de mala salud percibida y el nivel de gasto público social, gasto en SPF y gasto sanitario, en la comunidad autónoma de residencia, tanto para la población general como para mujeres y para hombres. La disminución del gasto público social a partir del año 2009 en casi todas las comunidades autónomas, en principio, parece preocupante. Sin embargo, solo el gasto en SPF se relaciona con la salud percibida y en un grado muy limitado. El análisis multinivel de estas variables regionales encuentra relación entre el gasto en SPF per cápita regional, como factor protector, y la salud percibida de la población general en edad de trabajar, de manera que un aumento a nivel regional de dicho gasto per cápita en 100 euros reduciría la probabilidad de declarar mala salud en un 4%. Paradójicamente, no se encuentra relación entre el gasto sanitario público per cápita regional y la salud de la población general. Al dividir la base de datos según género, se hallan diferencias para las variables regionales de gasto público social. Ambas se relacionan de forma significativa con la salud de las mujeres pero no con la de los hombres. El gasto en SPF per cápita regional aparece como factor protector de la salud en mujeres; el gasto sanitario per cápita regional, de forma extraña, como factor de riesgo.

El tercer bloque de conclusiones gira en torno a la asociación entre la presencia de mala salud percibida y el nivel de desigualdad de género en el mercado laboral regional, según la brecha salarial de género regional y la tasa de desempleo por género regional, tanto en mujeres como en hombres. El análisis multinivel de las bases de datos separadas por género pone de manifiesto claras diferencias para la variable brecha salarial de género regional, ascendente a partir del año 2010, que se relaciona significativamente y de forma adversa con la salud de las mujeres pero no se relaciona con la salud de los hombres. Por otra parte, la variable tasa de desempleo por género regional, que no deja de crecer a lo largo de toda la serie aunque de

forma mucho más acusada en hombres, no se relaciona con la salud ni de mujeres ni de hombres.

A la vista de estas conclusiones, se plantean como futuras líneas de investigación la ampliación de los análisis realizados, tanto en el horizonte temporal estudiado como en la población afectada por la crisis, con una consideración especial hacia la infancia que está creciendo en la pobreza y las consecuencias que ello puede traerles a lo largo de todo su ciclo vital.

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. <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0290-8>
- Abikulova, A. K., Tulebaev, K. A., Akanov, A. A., Turdalieva, B. S., Kalmahanov, S. B., Kumar, A. B., Izekenova, A. K., Mussaeva, B. A., & Grjibovski, A. M. (2013). Inequalities in self-rated health among 45+ year-olds in Almaty, Kazakhstan: A cross-sectional study. *BMC Public Health*, *13*, 654. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-654>
- Agudelo-Suárez, A. A., Ronda, E., Vázquez-Navarrete, M. L., García, A. M., Martínez, J. M., & Benavides, F. G. (2013). Impact of economic crisis on mental health of migrant workers: What happened with migrants who came to Spain to work? *International Journal of Public Health*, *58*(4), 627-631. <https://doi.org/10.1007/s00038-013-0475-0>
- Aguilar-Palacio, I., Gil-Lacruz, M., & Gil-Lacruz, A. I. (2012). Vulnerable population and health status in a neighbourhood in Zaragoza (Spain). *Health & Social Care in the Community*, *20*(6), 625-634. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2524.2012.01078.x>
- Aguilar-Palacio, Isabel, Carrera-Lasfuentes, P., & Rabanaque, M. J. (2015). Youth unemployment and economic recession in Spain: Influence on health and lifestyles in young people (16–24 years old). *International Journal of Public Health*, *60*(4), 427-435. <https://doi.org/10.1007/s00038-015-0668-9>
- Aittomäki, A., Martikainen, P., Laaksonen, M., Lahelma, E., & Rahkonen, O. (2012). Household economic resources, labour-market advantage and health problems – A study on causal relationships using prospective register data. *Social Science & Medicine*, *75*(7), 1303-1310. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.05.015>

- Aittomäki, A., Martikainen, P., Rahkonen, O., & Lahelma, E. (2014). Household income and health problems during a period of labour-market change and widening income inequalities – A study among the Finnish population between 1987 and 2007. *Social Science & Medicine*, *100*, 84-92. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.10.023>
- Amable, M., Benach, J., & González, S. (2001). La precariedad laboral y su repercusión sobre la salud: Conceptos y resultados preliminares de un estudio multimétodos. *Archivos de Prevención de Riesgos Laborales*, *4*, 169-184.
- Antonakis, J., Bendahan, S., Jacquart, P., & Lalive, R. (2010). On making causal claims: A review and recommendations. *The Leadership Quarterly*, *21*(6), 1086-1120. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2010.10.010>
- Arber, S. (1997). Comparing inequalities in women's and men's health: Britain in the 1990s. *Social Science & Medicine*, *44*(6), 773-787. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(96\)00185-2](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(96)00185-2)
- Arber, S., Fenn, K., & Meadows, R. (2014). Subjective financial well-being, income and health inequalities in mid and later life in Britain. *Social Science & Medicine*, *100*, 12-20. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.10.016>
- Arcaya, M. C., Arcaya, A. L., & Subramanian, S. V. (2015). Inequalities in health: Definitions, concepts, and theories. *Global Health Action*, *8*(1), 27106. <https://doi.org/10.3402/gha.v8.27106>
- Arias Sánchez, S., Saavedra Macías, F. J., & Avilés Carvajal, I. (2017). Caregiving, a risky activity in times of crisis: A review of research with Spanish caregivers. *Psicoperspectivas*, *16*(1), 42-54. <https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-vol15-issue3-full-796>

- Arroyo, E., Renart, G., & Saez, M. (2015). How the economic recession has changed the likelihood of reporting poor self-rated health in Spain. *International Journal for Equity in Health*, 14(1). <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0285-5>
- Artazcoz, L., Benach, J., Borrell, C., & Cortès, 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>
- Arun, Ö., & Çakiroğlu-Çevik, A. (2013). Quality of life in an ageing society: A comparative analysis of age cohorts in Turkey. *Zeitschrift Fur Gerontologie Und Geriatrie*, 46(8), 734-739. <https://doi.org/10.1007/s00391-013-0502-z>
- Asociación Española de Economía. (2015). *Fechado histórico del ciclo económico español – Comité de Fechado del Ciclo*. <http://www.asesec.org/CFCweb/index.php/archivo-historico-del-ciclo-economico-espanol/>
- Ayllón, S., & Gábos, A. (2016). The Interrelationships between the Europe 2020 Poverty and Social Exclusion Indicators. *Social Indicators Research*, 1-25. <https://doi.org/10.1007/s11205-015-1212-2>
- Bacci, S., Pigni, C., Seracini, M., & Minelli, L. (2017). Employment Condition, Economic Deprivation and Self-Evaluated Health in Europe: Evidence from EU-SILC 2009–2012. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(2), 143. <https://doi.org/10.3390/ijerph14020143>
- Bambra, C. (2010). Yesterday once more? Unemployment and health in the 21st century. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 64(3), 213-215. <https://doi.org/10.1136/jech.2009.090621>

- 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 and Community Health*, 63(2), 92-98. <https://doi.org/10.1136/jech.2008.077354>
- Béland, F., Birch, S., & Stoddart, G. (2002). Unemployment and health: Contextual-level influences on the production of health in populations. *Social Science & Medicine* (1982), 55(11), 2033-2052. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(01\)00344-6](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(01)00344-6)
- Benach, J., Vives, A., Amable, M., Vanroelen, C., Tarafa, G., & Muntaner, C. (2014). Precarious Employment: Understanding an Emerging Social Determinant of Health. *Annual Review of Public Health*, 35(1), 229-253. <https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-032013-182500>
- Benach, J., Yasui, Y., Borrell, C., Saez, M., & Pasarín, M. (2001). Material deprivation and leading causes of death by gender: Evidence from a nationwide small area study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55(4), 239-245. <https://doi.org/10.1136/jech.55.4.239>
- Benach, Joan, Julià, M., Tarafa, G., Mir, J., Molinero, E., & Vives, A. (2015). La precariedad laboral medida de forma multidimensional: Distribución social y asociación con la salud en Cataluña. *Gaceta Sanitaria*, 29(5), 375-378. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2015.04.002>
- Benach, Joan, & Muntaner, C. (2010). *Empleo, trabajo y desigualdades en salud: Una visión global* (1. ed). Icaria Editorial.
- Benavides, F. G., Benach, J., Diez-Roux, A. V., & Roman, C. (2000). How do types of employment relate to health indicators? Findings from the Second European Survey on

- Working Conditions. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54(7), 494-501.
<https://doi.org/10.1136/jech.54.7.494>
- Blázquez, M., Cottini, E., & Herrarte, A. (2013). The socioeconomic gradient in health: How important is material deprivation? *The Journal of Economic Inequality*, 12(2), 239-264.
<https://doi.org/10.1007/s10888-013-9248-5>
- Boarini, R., & Mira d'Ercole, M. (2006). *Measures of Material Deprivation in OECD Countries* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers N.º 37). http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/measures-of-material-deprivation-in-oecd-countries_866767270205
- 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>
- Borrell, C., & Artazcoz, L. (2008). Las desigualdades de género en salud: Retos para el futuro. *Revista Española de Salud Pública*, 82(3). <https://doi.org/10.1590/S1135-57272008000300001>
- Borrell, C., & Malmusi, D. (2010). La investigación sobre los determinantes sociales y las desigualdades en salud: Evidencias para la salud en todas las políticas. Informe SESPAS 2010. *Gaceta Sanitaria*, 24, 101-108. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2010.05.005>
- Borrell, C., Muntaner, C., Benach, J., & Artazcoz, L. (2004). Social class and self-reported health status among men and women: What is the role of work organisation, household material standards and household labour? *Social Science & Medicine*, 58(10), 1869-1887. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00408-8](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00408-8)

Bourdieu, P., García Inda, A., & Bernuz Beneitez, Ma. J. (2000). *Poder, derecho y clases sociales*.

Desclée de Brouwer.

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>

Brenner, H., European Commission, Directorate-General for Employment, S. A. and I., University of North Texas Health Science Center, Hannover Medical University, & University, B. S. of P. H. (2016). *Duration of unemployment and self-perceived health in Europe*. Publications Office. <http://bookshop.europa.eu/uri?target=EUB:NOTICE:KE0416541:EN:HTML>

Broom, D. H., D'Souza, R. M., Strazdins, L., Butterworth, P., Parslow, R., & Rodgers, B. (2006). The lesser evil: Bad jobs or unemployment? A survey of mid-aged Australians. *Social Science & Medicine*, 63(3), 575-586. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.02.003>

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

Burgard, S. A., Brand, J. E., & House, J. S. (2007). Toward a Better Estimation of the Effect of Job Loss on Health. *Journal of Health and Social Behavior*, 48(4), 369-384. <https://doi.org/10.1177/002214650704800403>

Cabasés Hita, J. M., & Fundación BBVA. (2010). *La financiación del gasto sanitario en España: Valoración del sistema de financiación, medida de la necesidad relativa y equidad*. Fundación BBVA.

- Calzón Fernández, S., Fernández Ajuria, A., López del Amo González, M. P., & Martín Martín, J. (2017). Diferencias por sexo de la salud percibida antes y durante la crisis económica (2007 y 2011). *Revista Española de Salud Pública*, 91(1), e1-e12.
- Cano, E., Bilbao, E., & Standing, G. (2000). *Precariedad laboral, flexibilidad y desregulación*. Alemania.
- Carmona López, G., López Fernández, L. A., Mendoza García, Ó. J., & Oleaga de Usategui, I. (2015). *Impacto de la Crisis Económica en la Salud y en el Sistema Sanitario en España. Documentos de trabajo EASP*. Escuela Andaluza de Salud Pública. file:///C:/Users/HP/Desktop/EASP_Serie_Doc_Trabajo_Impacto%20Crisis_22-06-2015%20(3).pdf
- Castro García, C. (2003). *Introducción al enfoque integrado o mainstreaming de género: Guía básica*. Instituto Andaluz de la Mujer.
- Castro-Vázquez, Á., Espinosa-Gutiérrez, I., Rodríguez-Contreras, P., & Santos-Iglesias, P. (2007). *Relación entre el estado de salud percibido e indicadores de salud en la población española*. <http://digibug.ugr.es/handle/10481/32753>
- Catalano, R., Goldman-Mellor, S., Saxton, K., Margerison-Zilko, C., Subbaraman, M., LeWinn, K., & Anderson, E. (2011). The health effects of economic decline. *Annual review of public health*, 32. <https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-031210-101146>
- Cervero-Liceras, F., McKee, M., & Legido-Quigley, H. (2015). The effects of the financial crisis and austerity measures on the Spanish health care system: A qualitative analysis of health professionals' perceptions in the region of Valencia. *Health Policy*, 119(1), 100-106. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2014.11.003>

- Cheng, Y., Chen, C.-W., Chen, C.-J., & Chiang, T. (2005). Job insecurity and its association with health among employees in the Taiwanese general population. *Social Science & Medicine*, 61(1), 41-52. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.11.039>
- Claessens, S., & Kose, M. A. (2013). *Financial Crises: Explanations, Types, and Implications* (IMF Working Paper WP/13/28). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1328.pdf>
- Comisión OMS sobre Determinantes Sociales de la Salud. (2005). *Documento de referencia 3: Conceptos clave*. http://www.who.int/social_determinants/thecommission/finalreport/key_concepts/es/
- Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España. (2012). Propuesta de políticas e intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España. *Gaceta Sanitaria*, 26(2), 182-189. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2011.07.024>
- Constitución Española. (1978). *Boletín Oficial del Estado*, 29 de diciembre de 1978, núm. 311, pp. 29313 a 29424.
- Córdoba-Doña, J. A., Escolar-Pujolar, A., San Sebastián, M., & Gustafsson, P. E. (2016). How are the employed and unemployed affected by the economic crisis in Spain? Educational inequalities, life conditions and mental health in a context of high unemployment. *BMC Public Health*, 16, 267. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-2934-z>
- Crespo, M., & Fernández-Lansac, V. (2015). Resiliencia en cuidadores familiares de personas mayores dependientes. *Anales de Psicología*, 31, 19-27. <https://doi.org/10.6018/analesps.31.1.158241>

- Dahlgren, G., & Whitehead, M. (1991). *Policies and strategies to promote social equity in health*. Institute for Futures Studies.
- D'Ambrosio, C., Deutsch, J., & Silber, J. (2011). Multidimensional approaches to poverty measurement: An empirical analysis of poverty in Belgium, France, Germany, Italy and Spain, based on the European panel. *Applied Economics*, 43(8), 951-961. <https://doi.org/10.1080/00036840802600129>
- Dávila Quintana, C. D., & González López-Valcárcel, B. (2009). Crisis económica y salud. *Gaceta Sanitaria*, 23(4), 261-265. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2009.04.003>
- de Andrés-Jiménez, E., Limiñana-Gras, R. M., & Fernández-Ros, E. (2011). Personalidad y demencia: Aproximación al perfil diferencial del cuidador. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 1(3), 85-94. <https://doi.org/10.1989/ejihpe.v1i3.7>
- de Bruin, A., Picavet, H. S., & Nossikov, A. (1996). Health interview surveys. Towards international harmonization of methods and instruments. *WHO Regional Publications. European Series*, 58, i-xiii, 1-161.
- Dever, G. E. A. (1976). An epidemiological model for health policy analysis. *Social Indicators Research*, 2(4), 453-466. <https://doi.org/10.1007/BF00303847>
- Devicienti, F., & Poggi, A. (2011). Poverty and social exclusion: Two sides of the same coin or dynamically interrelated processes? *Applied Economics*, 43(25), 3549-3571. <https://doi.org/10.1080/00036841003670721>

- De-Vogli, R. (2014). The financial crisis, health and health inequities in Europe: The need for regulations, redistribution and social protection. *International Journal for Equity in Health*, 13(1), 58. <https://doi.org/10.1186/s12939-014-0058-6>
- Díaz-Chao, Á., Ficapal-Cusí, P., & Torrent-Sellens, J. (2015). Multidimensional determinants of perceived work quality. Empirical evidence from Spain. *Revista Internacional de Sociología*, 73(1). <https://doi.org/10.3989/ris.2013.03.25>
- Diehl, K., & Schneider, S. (2011). How relevant are district characteristics in explaining subjective health in Germany? A multilevel analysis. *Social Science & Medicine* (1982), 72(7), 1205-1210. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.02.013>
- 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>
- Erlinghagen, M. (2008). Self-Perceived Job Insecurity and Social Context: A Multi-Level Analysis of 17 European Countries. *European Sociological Review*, 24(2), 183-197. <https://doi.org/10.1093/esr/jcm042>
- Escribà-Agüir, V., & Fons-Martinez, J. (2014). Crisis económica y condiciones de empleo: Diferencias de género y respuesta de las políticas sociales de empleo. Informe SESPAS 2014. *Gaceta Sanitaria*, 28, Supplement 1, 37-43. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2014.01.013>
- Esteban Yago, M. A., & Losa Carmona, A. (2015). *Guía básica para interpretar los indicadores de desigualdad, pobreza y exclusión social*. EAPN-España.

- Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Granada. (2019). *Facultad*.
Disponible en: [Http://fccee.ugr.es/pages/facultad](http://fccee.ugr.es/pages/facultad). <http://fccee.ugr.es/pages/facultad>.
<http://fccee.ugr.es/pages/facultad>
- Faura-Martínez, Ú., & Lafuente-Lechuga, M. (2012). Evolución de los factores de riesgo de exclusión social por regiones en España/Evolution of the factor's risk to the exclusion for regions in Spain. *Revista de Estudios Regionales*, 95, 175-199.
- Fernandez, A., Garcia-Alonso, J., Royo-Pastor, C., Garrell-Corbera, I., Rengel-Chica, J., Agudo-Ugena, J., Ramos, A., & Mendive, J. M. (2015). Effects of the economic crisis and social support on health-related quality of life: First wave of a longitudinal study in Spain. *Br J Gen Pract*, 65(632), e198-e203. <https://doi.org/10.3399/bjgp15X684025>
- Fernández-Sáez, J., Ruiz-Cantero, M. T., Guijarro-Garvi, M., Rodenas-Calatayud, C., Martí-Sempere, M., & Jiménez-Alegre, M. D. (2016). Tiempos de equidad de género: Descripción de las desigualdades entre comunidades autónomas, España 2006-2014. *Gaceta Sanitaria*, 30(4), 250-257. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2016.03.015>
- Ferrarini, T., Nelson, K., & Sjöberg, O. (2014). Unemployment insurance and deteriorating self-rated health in 23 European countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*, jech-2013-203721. <https://doi.org/10.1136/jech-2013-203721>
- Ferrie, J E, Shipley, M. J., Marmot, M. G., Stansfeld, S. A., & Smith, G. D. (1998). An uncertain future: The health effects of threats to employment security in white-collar men and women. *American Journal of Public Health*, 88(7), 1030-1036. <https://doi.org/10.2105/AJPH.88.7.1030>
- Ferrie, J. E., Shipley, M. J., Stansfeld, S. A., & Marmot, M. G. (2002). Effects of chronic job insecurity and change in job security on self reported health, minor psychiatric

- morbidity, physiological measures, and health related behaviours in British civil servants: The Whitehall II study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(6), 450-454. <https://doi.org/10.1136/jech.56.6.450>
- Ferrie, Jane E. (2001). Is job insecurity harmful to health? *Journal of the Royal Society of Medicine*, 94(2), 71-76. <https://doi.org/10.1177/014107680109400206>
- Ferrie, Jane E., Shipley, M. J., Marmot, M. G., Stansfeld, S., & Smith, G. D. (1995). Health effects of anticipation of job change and non-employment: Longitudinal data from the Whitehall II study. *BMJ*, 311(7015), 1264-1269. <https://doi.org/10.1136/bmj.311.7015.1264>
- Ferrie, Jane E., Shipley, M. J., Marmot, M. G., Stansfeld, S., & Smith, G. D. (1998). The health effects of major organisational change and job insecurity. *Social Science & Medicine*, 46(2), 243-254. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(97\)00158-5](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(97)00158-5)
- Ferrie, Jane E., Shipley, M. J., Newman, K., Stansfeld, S. A., & Marmot, M. (2005). Self-reported job insecurity and health in the Whitehall II study: Potential explanations of the relationship. *Social Science & Medicine*, 60(7), 1593-1602. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.08.006>
- Filipovič Hrast, Maša, Hlebec, V., & Kavčič, M. (2012). The Social Exclusion of the Elderly: A Mixed-Methods Study in Slovenia. *Czech Sociological Review*, 48(6), 1051-1074. <https://doi.org/10.13060/00380288.2012.48.6.02>
- Filipovič Hrast, Masa, Mrak, A. K., & Rakar, T. (2013). Social exclusion of elderly in Central and Eastern Europe. *International Journal of Social Economics*, 40(11), 971-989. <https://doi.org/10.1108/IJSE-05-2012-0082>

- Fiori, F., Rinesi, F., Spizzichino, D., & Di Giorgio, G. (2016). Employment insecurity and mental health during the economic recession: An analysis of the young adult labour force in Italy. *Social Science & Medicine*, 153, 90-98. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.02.010>
- Folland, S., Goodman, A. C., & Stano, M. (2013). *The economics of health and health care* (7th ed). Pearson.
- Galić, Z., & Šverko, B. (2008). Effects of prolonged unemployment and reemployment on psychological and physical health. *Review of Psychology*, 15(1-2), 3-10.
- Galon, T., Briones-Vozmediano, E., Agudelo-Suárez, A. A., Felt, E. B., Benavides, F. G., & Ronda, E. (2014). Understanding sickness presenteeism through the experience of immigrant workers in a context of economic crisis. *American Journal of Industrial Medicine*, 57(8), 950-959. <https://doi.org/10.1002/ajim.22346>
- Gálvez-Muñoz, L., & Rodríguez-Modroño, P. (2011). La desigualdad de género en las crisis económicas. *Investigaciones Feministas*, 2, 113-132. https://doi.org/10.5209/rev_INFE.2011.v2.38607
- Gálvez-Muñoz, L., & Rodríguez-Modroño, P. (2017). Crisis, austeridad y transformaciones en las desigualdades de género. *Ekonomiaz: Revista vasca de economía*, 91, 330-359.
- García, A. M. (2010). Mercado laboral y salud. Informe SESPAS 2010. *Gaceta Sanitaria*, 24, Supplement 1, 62-67. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2010.07.002>
- García Calvente, M. del M., del Río Lozano, M., Marcos Marcos, J., Maroto Navarro, G., Ocaña Riola, R., Sánchez Villegas, P., & Ruiz Cantero, M. T. (2015). *Atlas de desigualdades de*

- género en salud en Andalucía* (p. 208). Escuela Andaluza de Salud Pública.
<http://www.desigualdadesdegeneroensalud.org/pdf-altas-1>
- García Calvente, M. del M., del Río Lozano, M., Maroto Navarro, G., & Mateo Rodríguez, I. (2008). Desigualdades de género en salud. En *Las desigualdades sociales en salud* (Vol. 3, pp. 51-75). Escuela Andaluza de Salud Pública.
- García Gómez, M. L., Simón Saiz, M. J., & Landete López, E. (2017). *Operaciones administrativas y documentación sanitaria*. McGraw-Hill Interamericana de España S.L.
- García-Calvente, M. del M., Mateo-Rodríguez, I., & Eguiguren, A. P. (2004). El sistema informal de cuidados en clave de desigualdad. *Gaceta Sanitaria*, 18(4), 132-139.
- Giatti, L., Barreto, S. M., & Cesar, C. C. (2010). Unemployment and self-rated health: Neighborhood influence. *Social Science & Medicine* (1982), 71(4), 815-823.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.05.021>
- Giatti, Luana, Barreto, S. M., & César, C. C. (2008). Informal work, unemployment and health in Brazilian metropolitan areas, 1998 and 2003. *Cadernos de saúde pública / Ministério da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz, Escola Nacional de Saúde Pública*, 24(10), 2396-2406. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2008001000020>
- Gili, M., Roca, M., Basu, S., McKee, M., & Stuckler, D. (2013). The mental health risks of economic crisis in Spain: Evidence from primary care centres, 2006 and 2010. *The European Journal of Public Health*, 23(1), 103-108.
<https://doi.org/10.1093/eurpub/cks035>
- Giménez Mercado, C., & Valente Adarme, X. (2016). Una aproximación a la pobreza desde el enfoque de capacidades de Amartya Sen. *Provincia, Revista venezolana de estudios*

- territoriales. *Centro Iberoamericano de Estudios Provinciales y Locales (CIEPROL). Universidad de Los Andes, Mérida - Venezuela, 35, 99-149.*
- Godoy Bermúdez, A. (2018). *Aplicación de distintas técnicas de modelos multinivel longitudinales para valorar la relación entre precariedad laboral, características regionales y salud percibida en España (2012-2015)* (p. 46) [Trabajo Fin de Máster]. Universidad de Granada.
- Goerlich Gisbert, F. J. (2016). *Distribución de la renta, crisis económica y políticas redistributivas* (Primera edición). Fundación BBVA.
- Goldstein, H. (2011). *Multilevel Statistical Models*. John Wiley & Sons.
- Goldthorpe, J. H. (2012). De vuelta a la clase y el estatus: Por qué debe reivindicarse una perspectiva sociológica de la desigualdad social. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas, 137*. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.137.43>
- González López-Valcárcel, B., & Barber, P. (2017). Economic Crisis, Austerity Policies, Health and Fairness: Lessons Learned in Spain. *Applied Health Economics and Health Policy, 15*(1), 13-21. <https://doi.org/10.1007/s40258-016-0263-0>
- Gravelle, H., & Sutton, M. (2006). *Income, relative income, and self-reported health in Britain 1979-2000. CHE Research Paper 10*. Centre of Health Economics, University of York. <http://www.york.ac.uk/inst/che/pdf/rp10.pdf>
- Gravelle, Hugh, & Sutton, M. (2009). Income, relative income, and self-reported health in Britain 1979–2000. *Health Economics, 18*(2), 125-145. <https://doi.org/10.1002/hec.1354>
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (Seventh edition). Pearson.

- Greene, W. H., Harris, M. N., & Hollingsworth, B. (2014). *Inflated Responses in Measures of Self-Assessed Health* (SSRN Scholarly Paper ID 2443781). Social Science Research Network. <http://papers.ssrn.com/abstract=2443781>
- Griep, Y., Kinnunen, U., Nätti, J., Cuyper, N. D., Mauno, S., Mäkikangas, A., & Witte, H. D. (2015). The effects of unemployment and perceived job insecurity: A comparison of their association with psychological and somatic complaints, self-rated health and life satisfaction. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 89(1), 147-162. <https://doi.org/10.1007/s00420-015-1059-5>
- Groffen, D. A. I., Bosma, H., Akker, M. van den, Kempen, G. I. J. M., & Eijk, J. T. M. van. (2008). Material deprivation and health-related dysfunction in older Dutch people: Findings from the SMILE study. *The European Journal of Public Health*, 18(3), 258-263. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckm119>
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255. <https://doi.org/10.1086/259880>
- Grossman, M. (2000). The Human Capital Model. En A. J. Culyer & J. P. Newhouse (Eds.), *Handbook of Health Economics* (Vol. 1, pp. 347-408). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0064\(00\)80166-3](https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80166-3)
- Grupo de trabajo SESPAS-OMC sobre iatrogenia. (2017). *Iatrogenia: Análisis, control y prevención*. https://sespas.es/wp-content/uploads/2017/09/IATROGENIA_DOCUMENTO_SESPAS_OMC-junio-2017.pdf
- Gumá Lao, J., & Cámara Hueso, A. D. (2014). ¿Informa la salud autopercebida sobre las condiciones objetivas de salud? Algunas conclusiones a partir del análisis demográfico de microdatos de la Encuesta Nacional de Salud. *Estadística española*, 56(183), 61–76.

- Haaland, V. F., & Telle, K. (2015). Pro-cyclical mortality across socioeconomic groups and health status. *Journal of Health Economics*, 39, 248-258. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2014.08.005>
- Hanandita, W., & Tampubolon, G. (2016). Does reporting behaviour bias the measurement of social inequalities in self-rated health in Indonesia? An anchoring vignette analysis. *Quality of Life Research*, 25(5), 1137-1149. <https://doi.org/10.1007/s11136-015-1152-y>
- Haseli-Mashhadi, N., Pan, A., Ye, X., Wang, J., Qi, Q., Liu, Y., Li, H., Yu, Z., Lin, X., & Franco, O. H. (2009). Self-Rated Health in middle-aged and elderly Chinese: Distribution, determinants and associations with cardio-metabolic risk factors. *BMC Public Health*, 9, 368. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-9-368>
- Herbig, B., Dragano, N., & Angerer, P. (2013). Health in the long-term unemployed. *Deutsches Ärzteblatt International*, 110(23-24), 413-419. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2013.0413>
- Hernández Quevedo, C., Rice, N., & M. Jones, A. (2008). Sesgo de respuesta y heterogeneidad en salud autopercebida. Evidencia del Panel de Hogares Británico. *Cuadernos Económicos de ICE*, 75. <https://doi.org/10.32796/cice.2008.75.5931>
- Hernández-Quevedo, C., Masseria, C., Mossialos, E., European Commission, & Eurostat. (2010). *Analysing the socioeconomic determinants of health in Europe new evidence from EU-SILC*. Publications Office. <http://dx.publications.europa.eu/10.2785/5478>
- Herrero, C., Villar, A., & Soler, Á. (2013). *La pobreza en España y sus comunidades autónomas: 2006-2011*. Ivie. http://doi.org/10.12842/poverty_2012

- Hox, J. (2010). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications, Second Edition* (Edición: 2). Routledge.
- Huijts, T., McKee, M., Reeves, A., & Stuckler, D. (2014). PP45 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>
- Huijts, T., Reeves, A., McKee, M., & Stuckler, D. (2015). The impacts of job loss and job recovery on self-rated health: Testing the mediating role of financial strain and income. *The European Journal of Public Health*. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckv108>
- INE. (2005). *Metodología. Encuesta de Condiciones de Vida*. http://www.ine.es/daco/daco42/condivi/ecv_metodo.pdf
- INE. (2013). *Mujeres y hombres en España. Informe 2013*. Catálogo de publicaciones de la Administración General del Estado. <http://goo.gl/CPRdbL>
- INE. (2017a). *Encuesta de Población Activa. Descripción general de la encuesta*. <https://www.ine.es/inebaseDYN/epa30308/docs/resumetepa.pdf>
- INE. (2017b). *INEbase / Nivel y condiciones de vida (IPC) / Condiciones de vida / Encuesta de condiciones de vida / Últimos datos*. www.ine.es. http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176807&menu=ultiDatos&idp=1254735976608
- INE. (2017c). *Metodología. Encuesta de Estructura Salarial*. https://www.ine.es/metodologia/t22/meto_ees14.pdf

- INE. (2017d). *Población por comunidades y ciudades autónomas y sexo.*
<http://www.ine.es/jaxiT3/Datos.htm?t=2853>
- INE. (2017e). *Productos y Servicios / El IPC en un clic / ¿Cuánto ha variado el IPC desde...?*
<http://www.ine.es/varipc/>
- INE. (2018a). *INEbase / Labour market /Wages and labour costs /Wage Structure Survey / Related links.*
http://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177025&menu=enlaces&idp=1254735976596
- INE. (2018b). *INEbase / Labour market /Wages and labour costs /Wage Structure Survey / Results.*
http://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177025&menu=resultados&idp=1254735976596
- INE. (2018c). *INEbase / Standard and life conditions (CPI) /Living conditions /Life Conditions Survey / Results/ Microdata.*
http://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176807&menu=resultados&secc=1254736195153&idp=1254735976608
- INE. (2019). *INEbase / Labour market /Economic activity, employment and unemployment /Economically Active Population Survey / Results.*
http://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176918&menu=resultados&idp=1254735976595
- INE. (2020). *Encuesta de condiciones de vida. Base 2004.*
<https://www.ine.es/dynt3/inebase/es/index.html?padre=792&dh=1>

- IPREM. (2019). *Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples*. Disponible en: [Http://www.iprem.com.es/](http://www.iprem.com.es/). <http://www.iprem.com.es/>
- Jackson, T. (2013). Health and the economic crisis. *BMJ*, 346. <https://doi.org/10.1136/bmj.f4140>
- Jones, A. M., & Wildman, J. (2008). Health, income and relative deprivation: Evidence from the BHPS. *Journal of Health Economics*, 27(2), 308-324. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.05.007>
- Jylhä, M. (2009). What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Social Science & Medicine*, 69(3), 307-316. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.013>
- Kaplan, G. A., Goldberg, D. E., Everson, S. A., Cohen, R. D., Salonen, R., Tuomilehto, J., & Salonen, J. (1996). Perceived Health Status and Morbidity and Mortality: Evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study. *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 259-265. <https://doi.org/10.1093/ije/25.2.259>
- Karanikolos, M., Mladovsky, P., Cylus, J., Thomson, S., Basu, S., Stuckler, D., Mackenbach, J. P., & McKee, M. (2013). Financial crisis, austerity, and health in Europe. *The Lancet*, 381(9874), 1323-1331. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60102-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60102-6)
- Karlsdotter, K., Martín, J. J., & López del Amo, M. del P. (2013). El impacto del desempleo y de la precaridad laboral en la salud. Un análisis regional. *Gaceta Sanitaria*, 27(Espec Congr 1), 17.
- Karlsdotter, K., Martín Martín, J. J., & López del Amo González, M. del P. (2011). Influencia de la renta, la desigualdad de renta y el capital social en la salud de los mayores de 65

años en España en 2007. *Gaceta Sanitaria*, 25, 59-65.
<https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2011.10.003>

Karlsdotter, K., Martín Martín, J. J., & López del Amo González, M. P. (2012). Multilevel analysis of income, income inequalities and health in Spain. *Social Science & Medicine*, 74(7), 1099-1106. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.12.020>

Kiely, K. M., Leach, L. S., Olesen, S. C., & Butterworth, P. (2015). How financial hardship is associated with the onset of mental health problems over time. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 50(6), 909-918. <https://doi.org/10.1007/s00127-015-1027-0>

Kinderman, P., Tai, S., Pontin, E., Schwannauer, M., Jarman, I., & Lisboa, P. (2015). Causal and mediating factors for anxiety, depression and well-being. *The British Journal of Psychiatry*, 206(6), 456-460. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.114.147553>

Krieger, N. (2003). Genders, sexes, and health: What are the connections—and why does it matter? *International Journal of Epidemiology*, 32(4), 652-657.
<https://doi.org/10.1093/ije/dyg156>

Kunst, A. E., Bos, V., Lahelma, E., Bartley, M., Lissau, I., Regidor, E., Mielck, A., Cardano, M., Dalstra, J. A., Geurts, J. J., Helmert, U., Lennartsson, C., Ramm, J., Spadea, T., Stronegger, W. J., & 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>

Lalonde, M. (1974). *A new perspective on the health of Canadians: A working document*. Government of Canada.

- Larsen, K., & Merlo, J. (2005). Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: Integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *American Journal of Epidemiology*, *161*(1), 81-88. <https://doi.org/10.1093/aje/kwi017>
- László, K. D., Pikhart, H., Kopp, M. S., Bobak, M., Pajak, A., Malyutina, S., Salavec, G., & Marmot, M. (2010). Job insecurity and health: A study of 16 European countries. *Social Science & Medicine* (1982), *70*(6-3), 867-874. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.11.022>
- Lau, B., & Knardahl, S. (2008). Perceived job insecurity, job predictability, personality, and health. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, *50*(2), 172-181. <https://doi.org/10.1097/JOM.0b013e31815c89a1>
- Lawlor, D. A., & Mishra, G. D. (2009). *Family matters: Designing, analysing and understanding family based studies in life course epidemiology*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199231034.001.0001>
- Leskošek, V. (2011). Social determinants of health: The indicators for measuring the impact of poverty on health. *Slovenian Journal of Public Health*, *51*(1), 21–32. <https://doi.org/10.2478/v10152-012-0004-1>
- Li, J., Gray, B. R., & Bates, D. M. (2008). An empirical study of statistical properties of variance partition coefficients for multi-level logistic regression models. *Communications in Statistics: Simulation and Computation*, *37*(10), 2010-2026. <https://doi.org/10.1080/03610910802361366>
- Lim, H., Kimm, H., & Song, I. H. (2015). The Relationship between Employment Status and Self-rated Health among Wage Workers in South Korea: The Moderating Role of Household Income. *Health & Social Work*, *40*(1), 26-33. <https://doi.org/10.1093/hsw/hlu042>

- 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>
- Linn, M. W., Sandifer, R., & Stein, S. (1985). Effects of unemployment on mental and physical health. *American Journal of Public Health*, *75*(5), 502-506. <https://doi.org/10.2105/AJPH.75.5.502>
- Llano Ortiz, J. C. (2015a). *El estado de la pobreza. Seguimiento del indicador de riesgo de pobreza y exclusión social en España 2009-2013* (4º informe; p. 62). EAPN-España.
- Llano Ortiz, J. C. (2015b). *El estado de la pobreza. Seguimiento del indicador de riesgo de pobreza y exclusión social en España 2009-2014* (5º informe; p. 163). EAPN-España.
- Llano Ortiz, J. C. (2018). *El estado de la pobreza. Seguimiento del indicador de pobreza y exclusión social en España 2008-2017* (8º informe). EAPN-España.
- Llano Ortiz, J. C. (2019a). *El estado de la pobreza. Seguimiento del indicador de pobreza y exclusión social en España 2008-2018* (9º informe). EAPN-España.
- Llano Ortiz, J. C. (2019b). *Resumen ejecutivo. El estado de la pobreza. Seguimiento del indicador de pobreza y exclusión social en España 2008-2018* (9º informe). EAPN-España.
- López del Amo González, 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*. <https://doi.org/10.1186/s12889-017-5004-2>

- López del Amo, M. del P., Martín, J. J., Benítez, V., Karlsdotter, K., & Calzón, S. (2014, julio 3). Unemployment impact on Spanish health. 2008-2011. *10th World Congress Health Economics in the Age of Longevity: a Joint iHEA & ECHE Congress in Dublin, Ireland*.
- López-Ruiz, M., Artazcoz, L., Miguel Martínez, J., Rojas, M., & Benavides, F. G. (2015). Informal employment and health status in Central America. *Bmc Public Health*, *15*, 698. <https://doi.org/10.1186/s12889-015-2030-9>
- Mackenbach, J. P., Martikainen, P., Looman, C. W., Dalstra, J. A., Kunst, A. E., Lahelma, E., & Group, members of the Se. working. (2005). The shape of the relationship between income and self-assessed health: An international study. *International Journal of Epidemiology*, *34*(2), 286-293. <https://doi.org/10.1093/ije/dyh338>
- Mannocci, A., Natali, A., Colamesta, V., Boccia, A., & La Torre, G. (2014). How are the temporary workers? Quality of life and burn-out in a call center temporary employment in Italy: a pilot observational study. *Annali Dell'Istituto Superiore Di Sanità*, *50*(2), 153-159. https://doi.org/10.4415/ANN_14_02_08
- Martín Martín, J. J. (2016). El sistema nacional de salud español ante la gran recesión. *Cuadernos de Relaciones Laborales*, *34*(2), 315-334. <https://doi.org/10.5209/CRLA.53459>
- Martín Martín, J. J., & López del Amo González, M. del P. (2011). La sostenibilidad del Sistema Nacional de Salud en España. *Ciência & Saúde Coletiva*, *16*(6), 2773-2782. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232011000600016>
- Martínez López, R., & Navarro Ruiz, C. (2016). Pobreza y privación material tras la crisis. *Revista española del tercer sector*, *32*, 107-139.

- 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. *R.E.M.A. Revista electrónica de metodología aplicada*, 19(2), 1-24. <https://doi.org/10.17811/rema.19.2.2014.1-24>
- Maruthappu, M., Watkins, J., Noor, A. M., Williams, C., Ali, R., Sullivan, R., Zeltner, T., & 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*. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)00577-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)00577-8)
- Matsubayashi, T., Sekijima, K., & Ueda, M. (2019). *Government Spending, Recession, and Suicide: Evidence from Japan* [Preprint]. In Review. <https://doi.org/10.21203/rs.2.16528/v2>
- McDonough, P. (2000). Job Insecurity and Health. *International Journal of Health Services*, 30(3), 453-476. <https://doi.org/10.2190/BPFG-X3ME-LHTA-6RPV>
- McFadden, E., Luben, R., Bingham, S., Wareham, N., Kinmonth, A.-L., & Khaw, K.-T. (2008). Social inequalities in self-rated health by age: Cross-sectional study of 22 457 middle-aged men and women. *BMC Public Health*, 8, 230. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-8-230>
- McKee, M., Karanikolos, M., Belcher, P., & Stuckler, D. (2012). Austerity: A failed experiment on the people of Europe. *Clinical Medicine*, 12(4), 346-350. <https://doi.org/10.7861/clinmedicine.12-4-346>

- McKee-Ryan, F., Song, Z., Wanberg, C. R., & Kinicki, A. J. (2005). Psychological and physical well-being during unemployment: A meta-analytic study. *The Journal of Applied Psychology, 90*(1), 53-76. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.1.53>
- Menéndez, M., Benach, J., Muntaner, C., Amable, M., & O'Campo, P. (2007). Is precarious employment more damaging to women's health than men's? *Social Science & Medicine, 64*(4), 776-781. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.10.035>
- Merlo, J., Chaix, B., Yang, M., Lynch, J., & Råstam, 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>
- Messing, K., Punnett, L., Bond, M., Alexanderson, K., Pyle, J., Zahm, S., Wegman, D., Stock, S. R., & de Grosbois, S. (2003). Be the fairest of them all: Challenges and recommendations for the treatment of gender in occupational health research. *American Journal of Industrial Medicine, 43*(6), 618-629. <https://doi.org/10.1002/ajim.10225>
- Miething, A. (2013). A matter of perception: Exploring the role of income satisfaction in the income–mortality relationship in German survey data 1995–2010. *Social Science & Medicine, 99*, 72-79. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.10.017>
- Min, K.-B., Park, S.-G., Hwang, S. H., & Min, J.-Y. (2015). Precarious employment and the risk of suicidal ideation and suicide attempts. *Preventive Medicine, 71*, 72-76. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2014.12.017>

- Minelli, L., Pignini, C., Chiavarini, M., & Bartolucci, F. (2014). Employment status and perceived health condition: Longitudinal data from Italy. *BMC Public Health*, *14*, 946. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-946>
- Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. (2018). *Crisis económica y salud en España*.
- Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. (2019). *Cuenta Satélite del Gasto Sanitario Público. Tablas estadísticas. Principio de devengo (2002-2017)*. <http://www.mscbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/pdf/egspGastoReal.pdf>
- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. (2016). *Informe anual del Sistema Nacional de Salud 2016*. <http://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSanSNS/tablasEstadisticas/InfAnSNS.htm>
- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Comisión para reducir las desigualdades sociales en salud en España. (2015). *Avanzando hacia la equidad. Propuestas de políticas e intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España*.
- Mohren, D. C. L., Swaen, G. M. H., Van Amelsvoort, L. G. P. M., Borm, P. J. A., & Galama, J. (2003). Job insecurity as a risk factor for common infections and health complaints. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, *45*(2), 123-129. <https://doi.org/10.1097/01.jom.0000052954.59271.2f>
- Morcillo Cebolla, V., de Lorenzo-Cáceres Ascanio, A., Domínguez Ruiz de León, P., Rodríguez Barrientos, R., & Torijano Castillo, M. J. (2014). Desigualdades en la salud autopercebida de la población española mayor de 65 años. *Gaceta Sanitaria*, *28*(6), 511-521. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2014.05.008>

- 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). <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0143-5>
- Moscone, F., Tosetti, E., & Vittadini, G. (2016). The impact of precarious employment on mental health: The case of Italy. *Social Science & Medicine*, *158*, 86-95. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.03.008>
- Muñoz de Bustillo Llorente, R. (2016). Paisajes después de la batalla. El mercado de trabajo en España tras la Gran Recesión. *Revista española del tercer sector*, *32*, 17-45.
- Mustard, C. A., Bielecky, A., Etches, J., Wilkins, R., Tjepkema, M., Amick, B. C., Smith, P. M., & 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>
- Navarro, V., & Benach, J. (1996). Desigualdades sociales de salud en España. Informe de la Comisión Científica de estudios de las desigualdades sociales de Salud en España. *Revista Española de Salud Pública*, *70*(5-6), 505-636.
- Navarro, Vicente. (2004). *The political and social contexts of health*. Baywood Pub.
- Neumayer, E. (2004). Recessions lower (some) mortality rates: Evidence from Germany. *Social Science & Medicine*, *58*(6), 1037-1047. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00276-4](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00276-4)
- 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*, 1310. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-1310>

- Notten, G., & Roelen, K. (2010). *Cross-national comparison of monetary and multidimensional child poverty in the European Union: Puzzling with the few pieces that the EU-SILC provides*. Brooks World Poverty Institute.
<http://www.bwpi.manchester.ac.uk/resources/Working-Papers/bwpi-wp-13510.pdf>
- Ocaña-Riola, R., Saurina, C., Fernández-Ajuria, A., Lertxundi, A., Sánchez-Cantalejo, C., Saez, M., Ruiz-Ramos, M., Barceló, M. A., March, J. C., Martínez, J. M., Daponte, A., & Benach, J. (2008). Area deprivation and mortality in the provincial capital cities of Andalusia and Catalonia (Spain). *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(2), 147-152.
<https://doi.org/10.1136/jech.2006.053280>
- Oliva, J., Peña-Longobardo, L. M., González López-Valcárcel, B., Barber Pérez, P., & Zozaya González, N. (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>
- Ollé-Espluga, L., Menéndez-Fuster, M., Muntaner, C., Benach, J., Vergara-Duarte, M., & Vázquez, M. L. (2014). Safety representatives' views on their interaction with workers in a context of unequal power relations: An exploratory qualitative study in Barcelona (Spain). *American Journal of Industrial Medicine*, 57(3), 338-350.
<https://doi.org/10.1002/ajim.22220>
- Declaración Universal de Derechos Humanos. Resolución 217 A (III), (1948).
https://www.ohchr.org/EN/UDHR/Documents/UDHR_Translations/spn.pdf
- Organización Mundial de la Salud. (1948). *Constitución de la Organización Mundial de la Salud* (N.º 2; Official Records of the World Health Organization, p. 144).

https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/85573/Official_record2_eng.pdf?sequence=1

Organización Mundial de la Salud. (1998). *La salud para todos en el siglo XXI* (Asamblea Mundial de la Salud A51/5; p. 65). <https://apps.who.int/iris/handle/10665/85408>

Organización Mundial de la Salud. (2009). *Subsanar las desigualdades en una generación: Alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud. Informe final de la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud*. Ediciones Journal S.A.

Organización Mundial de la Salud. (2011). *Cerrando la brecha: La política de acción sobre los determinantes sociales de la salud: Documento de trabajo de la Conferencia Mundial sobre los Determinantes Sociales de la Salud*.

Palomino Moral, P. A., Grande Gascón, M. L., & Linares Abad, M. (2014). La salud y sus determinantes sociales. Desigualdades y exclusión en la sociedad del siglo XXI. *Revista Internacional de Sociología*, 72(Extra_1), 45-70. <https://doi.org/10.3989/ris.2013.02.16>

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>

Pelfrene, E., Vlerick, P., Moreau, M., Mak, R. P., Kornitzer, M., & de Backer, G. (2003). Perceptions of job insecurity and the impact of world market competition as health risks: Results from Belstress. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 76(4), 411-425. <https://doi.org/10.1348/096317903322591569>

Pérez García, F., Cucarella Tormo, V., & Hernández Lahiguera, L. (2015). *Servicios públicos, diferencias territoriales e igualdad de oportunidades* (p. 248) [Informe BBVA-Ivie].

Fundación

BBVA-Ivie.

http://www.fbbva.es/TLFU/dat/INFORME_SERVICIOS_PUBLICOS_FUNDAMENTALES%20_FBBVA-IVIE.pdf

Pham-Kanter, G. (2009). Social comparisons and health: Can having richer friends and neighbors make you sick? *Social Science & Medicine*, 69(3), 335-344. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.017>

Pilkuskas, N. V., Currie, J. M., & Garfinkel, I. (2012). The Great Recession, Public Transfers, and Material Hardship. *Social Service Review*, 86(3), 401-427. <https://doi.org/10.1086/667993>

Pillas, D., Marmot, M., Naicker, K., Goldblatt, P., Morrison, J., & Pikhart, H. (2014). Social inequalities in early childhood health and development: A European-wide systematic review. *Pediatric Research*, 76(5), 418-424. <https://doi.org/10.1038/pr.2014.122>

Pirani, E., & Salvini, S. (2015). Is temporary employment damaging to health? A longitudinal study on Italian workers. *Social Science & Medicine*, 124, 121-131. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.11.033>

Pitariu, A. H., & Ployhart, R. E. (2010). Explaining Change: Theorizing and Testing Dynamic Mediated Longitudinal Relationships. *Journal of Management*, 36(2), 405-429. <https://doi.org/10.1177/0149206308331096>

Platts, L. G. (2015). A prospective analysis of labour market status and self-rated health in the UK and Russia. *Economics of Transition*, 23(2), 343-370. <https://doi.org/10.1111/ecot.12065>

- Ployhart, R. E., & Vandenberg, R. J. (2010). Longitudinal Research: The Theory, Design, and Analysis of Change. *Journal of Management*, 36(1), 94-120. <https://doi.org/10.1177/0149206309352110>
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2012). *Multilevel and longitudinal modeling using Stata* (3rd ed). Stata Press Publication.
- Rajmil, L., Siddiqi, A., Taylor-Robinson, D., & Spencer, N. (2015). Understanding the impact of the economic crisis on child health: The case of Spain. *International Journal for Equity in Health*, 14(1). <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0236-1>
- Rajmil, Luis, Fernandez de Sanmamed, M.-J., Choonara, I., Faresjö, T., Hjern, A., Kozyrskyj, A. L., Lucas, P. J., Raat, H., Séguin, L., Spencer, N., & Taylor-Robinson, D. (2014). Impact of the 2008 Economic and Financial Crisis on Child Health: A Systematic Review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 11(6), 6528-6546. <https://doi.org/10.3390/ijerph110606528>
- Rajmil, Luis, Medina-Bustos, A., Fernández de Sanmamed, M.-J., & Mompert-Penina, A. (2013). Impact of the economic crisis on children's health in Catalonia: A before–after approach. *BMJ Open*, 3(8), e003286. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2013-003286>
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (Edición: Second). SAGE Publications, Inc.
- Regidor, E., Vallejo, F., Granados, J. A. T., Viciano-Fernández, F. J., de la Fuente, L., & Barrio, G. (2016). Mortality decrease according to socioeconomic groups during the economic crisis in Spain: A cohort study of 36 million people. *The Lancet*, 388(10060), 2642-2652. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)30446-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)30446-9)

- Requena, M., Radl, J., & Salazar, L. (2011). Estratificación y clases sociales. Capítulo V. En *Informe España 2011* (pp. 300-366). Fundación Encuentro - Centro de Estudios del Cambio Social.
- Rivera, B., Casal, B., & Currais, L. (2016). Crisis, suicide and labour productivity losses in Spain. *The European Journal of Health Economics*, 1-14. <https://doi.org/10.1007/s10198-015-0760-3>
- Robert, G., Martínez, J. M., García, A. M., Benavides, F. G., & Ronda, E. (2014). From the boom to the crisis: Changes in employment conditions of immigrants in Spain and their effects on mental health. *The European Journal of Public Health*, 24(3), 404-409. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku020>
- 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*, 72(6), 840-854. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.01.005>
- Ronda, E., Briones-Vozmediano, E., Galon, T., García, A. M., Benavides, F. G., & Agudelo-Suárez, A. A. (2015). A qualitative exploration of the impact of the economic recession in Spain on working, living and health conditions: Reflections based on immigrant workers' experiences. *Health Expectations*, n/a-n/a. <https://doi.org/10.1111/hex.12365>
- 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>
- Rugulies, R., Aust, B., Burr, H., & Bültmann, U. (2008). Job insecurity, chances on the labour market and decline in self-rated health in a representative sample of the Danish

- workforce. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(3), 245-250.
<https://doi.org/10.1136/jech.2006.059113>
- Rugulies, R., Bültmann, U., Aust, B., & Burr, H. (2006). Psychosocial work environment and incidence of severe depressive symptoms: Prospective findings from a 5-year follow-up of the Danish work environment cohort study. *American Journal of Epidemiology*, 163(10), 877-887. <https://doi.org/10.1093/aje/kwj119>
- Ruhm, C. J. (2000). Are Recessions Good for Your Health? *The Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 617-650. <https://doi.org/10.1162/003355300554872>
- Ruhm, C. J. (2001). *Economic Expansions Are Unhealthy: Evidence from Microdata* (Working Paper N.º 8447). National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w8447>
- Ruhm, C. J. (2005). Healthy living in hard times. *Journal of Health Economics*, 24(2), 341-363. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.09.007>
- Ruhm, C. J. (2007). A healthy economy can break your heart. *Demography*, 44(4), 829-848. <https://doi.org/10.1007/BF03208384>
- Ruhm, C. J. (2013). *Recessions, Healthy No More?* (Working Paper N.º 19287). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w19287>
- Ruiz Cantero, M. T., Papí Gálvez, N., Carbrera Ruiz, V., Ruiz Martínez, A., & Álvarez-Dardet Díaz, C. (2006). Los sistemas de género y/en la Encuesta Nacional de Salud. *Gaceta Sanitaria*, 20(6), 427-434. <https://doi.org/10.1157/13096512>

- Sáez, M. (2003). Condicionantes en la utilización de los servicios de atención primaria. Evidencias empíricas e inconsistencias metodológicas. *Gaceta Sanitaria*, 17(5), 412-419. [https://doi.org/10.1016/S0213-9111\(03\)71778-6](https://doi.org/10.1016/S0213-9111(03)71778-6)
- Saito, M., Kondo, K., Kondo, N., Abe, A., Ojima, T., Suzuki, K., & Group, the J. (2014). Relative Deprivation, Poverty, and Subjective Health: JAGES Cross-Sectional Study. *PLOS ONE*, 9(10), e111169. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0111169>
- Sánchez-Cantalejo Ramírez, E. (2000). *Regresión logística en salud pública*. Escuela Andaluza de Salud Pública.
- Sargent-Cox, K. A., Anstey, K. J., & Luszcz, M. A. (2010). The choice of self-rated health measures matter when predicting mortality: Evidence from 10 years follow-up of the Australian longitudinal study of ageing. *BMC Geriatrics*, 10, 18. <https://doi.org/10.1186/1471-2318-10-18>
- Sarti, S., & Zella, S. (2016). Changes in the labour market and health inequalities during the years of the recent economic downturn in Italy. *Social Science Research*, 57, 116-132. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2015.12.010>
- Schütte, S., Chastang, J.-F., Parent-Thirion, A., Vermeulen, G., & Niedhammer, I. (2014). Association between socio-demographic, psychosocial, material and occupational factors and self-reported health among workers in Europe. *Journal of Public Health*, 36(2), 194-204. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdt050>
- Sen, A. (2002). Health: Perception versus observation. *BMJ*, 324(7342), 860-861. <https://doi.org/10.1136/bmj.324.7342.860>

Sen, A. K. (1995). Demography and welfare economics. *Empirica*, 22(1), 1-21.
<https://doi.org/10.1007/BF01388378>

Sen, Amartya, Bravo, A. M., & Schwartz, P. (1999). *Nuevo examen de la desigualdad*. Alianza Editorial.

Sen, Amartya, Rabasco, E., & Toharia, L. (2000). *Desarrollo y libertad*. Planeta.

Sen, G., Östlin, P., & George, A. (2007). *La inequidad de género en la salud: Desigual, injusta, ineficaz e ineficiente. Por qué existe y cómo podemos cambiarla. Informe final a la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la OMS. Red de Conocimiento en Mujer y Equidad de Género* (p. 169).

Shahidi, F. V., 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(2), ckw050. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw050>

Singh-Manoux, A., Martikainen, P., Ferrie, J., Zins, M., Marmot, M., & Goldberg, M. (2006). What does self rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(4), 364-372.
<https://doi.org/10.1136/jech.2005.039883>

Solar, O., & Irwin, A. (2010). *A conceptual framework for action on the social determinants of health. Social Determinants of Health Discussion Paper2 (Policy and Practice)*. WHO Document Production Services.
http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/44489/1/9789241500852_eng.pdf

- Spicker, P., Álvarez Leguizamón, S., Gordon, D., & Comparative Research Programme on Poverty (Eds.). (2009). *Pobreza: Un glosario internacional* (1. ed. en español). Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO).
- 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)
- Subramanian, S., Blakely, T., & Kawachi, I. (2003). Income Inequality as a Public Health Concern: Where Do We Stand? Commentary on "Is Exposure to Income Inequality a Public Health Concern?" *Health Services Research*, 38(1 Pt 1), 153-167. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.00110>
- Sullivan, J. X., Turner, L., & Danziger, S. (2008). The relationship between income and material hardship. *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(1), 63-81. <https://doi.org/10.1002/pam.20307>
- Sverke, M., Hellgren, J., & Näswall, K. (2002). No security: A meta-analysis and review of job insecurity and its consequences. *Journal of Occupational Health Psychology*, 7(3), 242-264. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.7.3.242>
- Swaen, G. M. H., Bültmann, U., Kant, I., & Van Amelsvoort, L. G. P. M. (2004). Effects of Job Insecurity from a Workplace Closure Threat on Fatigue and Psychological Distress. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 46(5), 443-449. <https://doi.org/10.1097/01.jom.0000126024.14847.f8>
- Tapia Granados, J. A. (2005). Recessions and Mortality in Spain, 1980–1997. *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie*, 21(4), 393-422. <https://doi.org/10.1007/s10680-005-4767-9>

- Tattarini, G., Grotti, R., & Scherer, S. (2018). The buffering role of the family in the relationship between job loss and self-perceived health: Longitudinal results from Europe, 2004–2011. *Health & Place, 52*, 55-61. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2018.04.006>
- Tøge, A. G. (2016). Health effects of unemployment in Europe (2008–2011): A longitudinal analysis of income and financial strain as mediating factors. *International Journal for Equity in Health, 15*, 75. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0360-6>
- 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>
- Urbanos Garrido, R. M., & González López-Valcárcel, B. (2014). Determinantes de la salud y salud en las políticas. En *Gestión clínica: Vías de avance*. Pirámide.
- Urbanos-Garrido, R. M., & González López-Valcárcel, 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), 2-24.
- Urbanos-Garrido, R. M., & González López-Valcárcel, 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>
- Utzet, M., Moncada, S., Molinero, E., Llorens, C., Moreno, N., & Navarro, A. (2014). The changing patterns of psychosocial exposures at work in the South of Europe: Spain as a labor market laboratory. *American Journal of Industrial Medicine, 57*(9), 1032-1042. <https://doi.org/10.1002/ajim.22334>

- Van Aerden, K., Puig-Barrachina, V., Bosmans, K., & Vanroelen, C. (2016). How does employment quality relate to health and job satisfaction in Europe? A typological approach. *Social Science & Medicine*, *158*, 132-140. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.04.017>
- Vancea, M., & Utzet, M. (2017). How unemployment and precarious employment affect the health of young people: A scoping study on social determinants. *Scandinavian Journal of Public Health*, *45*(1), 73-84. <https://doi.org/10.1177/1403494816679555>
- Verbeek, M. (2012). *A guide to modern econometrics* (4th ed). Wiley.
- Villar Aguirre, M. (2011). Factores determinantes de la salud: Importancia de la prevención. *Acta Médica Peruana*, *28*(4), 5.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Virtanen, P., Elovainio, M., & Vahtera, J. (2005). Temporary employment and health: A review. *International Journal of Epidemiology*, *34*(3), 610-622. <https://doi.org/10.1093/ije/dyi024>
- Virtanen, P., Liukkonen, V., Vahtera, J., Kivimäki, M., & Koskenvuo, M. (2003). Health inequalities in the workforce: The labour market core–periphery structure. *International Journal of Epidemiology*, *32*(6), 1015-1021. <https://doi.org/10.1093/ije/dyg319>
- Vives, A., Amable, M., Ferrer, M., Moncada, S., Llorens, C., Muntaner, C., Benavides, F. G., & Benach, J. (2010). The Employment Precariousness Scale (EPRES): Psychometric properties of a new tool for epidemiological studies among waged and salaried workers. *Occupational and Environmental Medicine*, *67*(8), 548-555. <https://doi.org/10.1136/oem.2009.048967>

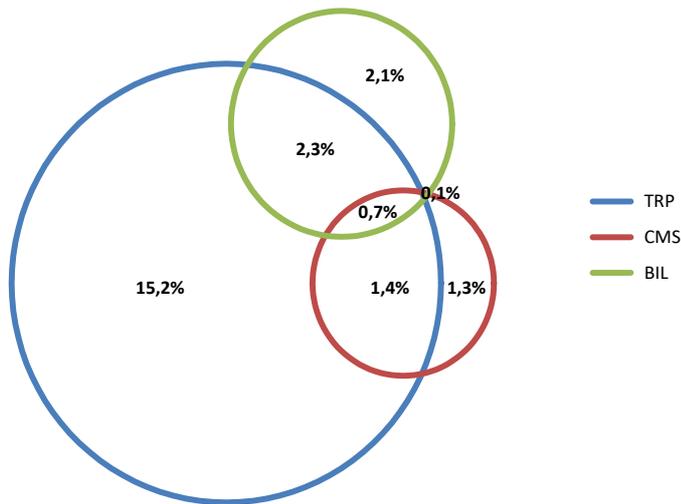
- Vives, A., Amable, M., Ferrer, M., Moncada, S., Llorens, C., Muntaner, C., Benavides, F. G., Benach, J., Vives, A., Amable, M., Ferrer, M., Moncada, S., Llorens, C., Muntaner, C., Benavides, F. G., & Benach, J. (2013). Employment Precariousness and Poor Mental Health: Evidence from Spain on a New Social Determinant of Health, Employment Precariousness and Poor Mental Health: Evidence from Spain on a New Social Determinant of Health. *Journal of Environmental and Public Health, Journal of Environmental and Public Health*, 2013, 2013, e978656. <https://doi.org/10.1155/2013/978656>, 10.1155/2013/978656
- Vives, A., González, F., Moncada, S., Llorens, C., & Benach, J. (2015). Measuring precarious employment in times of crisis: The revised Employment Precariousness Scale (EPRES) in Spain. *Gaceta Sanitaria*, 29(5), 379-382. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2015.06.008>
- Vives, A., Vanroelen, C., Amable, M., Ferrer, M., Moncada, S., Llorens, C., Muntaner, C., Benavides, F. G., & Benach, J. (2011). Employment Precariousness in Spain: Prevalence, Social Distribution, and Population-Attributable Risk Percent of Poor Mental Health. *International Journal of Health Services*, 41(4), 625-646. <https://doi.org/10.2190/HS.41.4.b>
- Wada, K., Higuchi, Y., & Smith, D. R. (2015). Socioeconomic status and self-reported health among middle-aged Japanese men: Results from a nationwide longitudinal study. *BMJ Open*, 5(6), e008178. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-008178>
- Wagstaff, A. (1986). The demand for health: Theory and applications. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 40(1), 1-11. <https://doi.org/10.1136/jech.40.1.1>

- Wang, J. L., Lesage, A., Schmitz, N., & Drapeau, A. (2008). The relationship between work stress and mental disorders in men and women: Findings from a population-based study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(1), 42-47. <https://doi.org/10.1136/jech.2006.050591>
- Whitehead, M. (1991). The concepts and principles of equity and health. *Health Promotion International*, 6(3), 217-228. <https://doi.org/10.1093/heapro/6.3.217>
- Whitehead, M., & Dahlgren, G. (2006). *Concepts and principles for tackling social inequities in health: Levelling up Part 1* (N.º 2; Studies on social and economic determinants of population health). World Health Organization, Regional Office for Europe.
- Wilkinson, R. G., & Marmot, M. G. (2003). *Social determinants of health the solid facts*. World Health Organization, Regional Office for Europe. <http://site.ebrary.com/id/10047454>
- Willett, J. B. (1988). Chapter 9: Questions and Answers in the Measurement of Change. *Review of Research in Education*, 15(1), 345-422. <https://doi.org/10.3102/0091732X015001345>

**ANEXO 1. INTERSECCIÓN DE LOS COMPONENTES DE LA
TASA AROPE. ESPAÑA (2007-2011)**

Se anexan cinco diagramas de Venn que representan la intersección de los componentes de la tasa AROPE en España para cada uno de los años de la serie 2007-2011, elaborados a partir de los datos obtenidos de la ECV (base 2004) publicados en la página web del INE (2020).

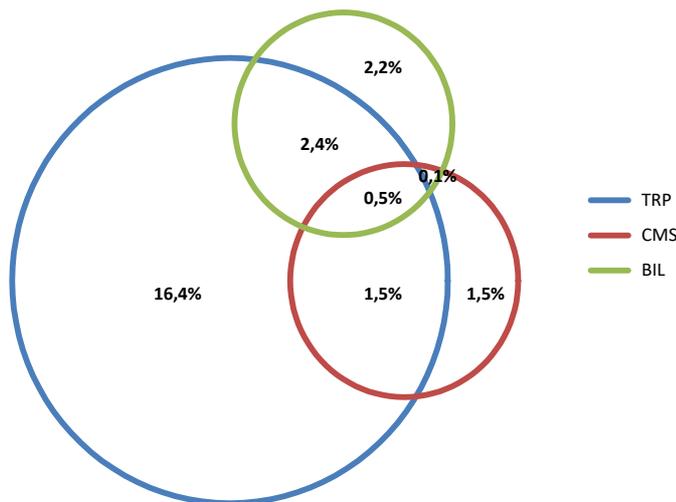
Figura 29. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2007.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2007: 23,1%. Población no AROPE: 76,7%. Población total (INE): 99,8%.

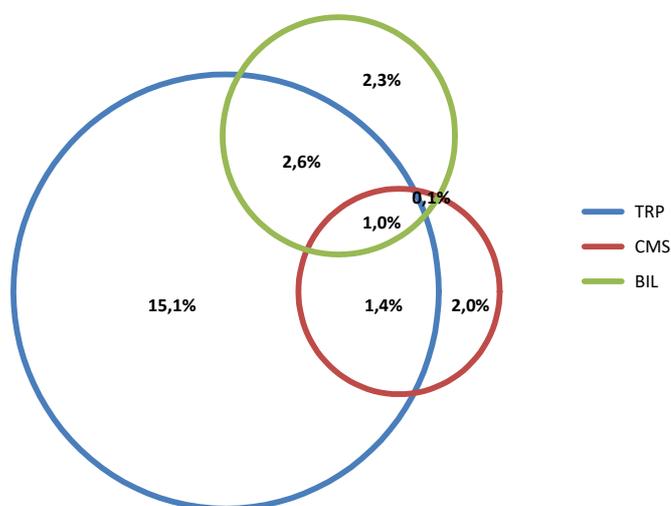
Figura 30. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2008.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2008: 24,6%. Población no AROPE: 75,5%. Población total (INE): 100,1%.

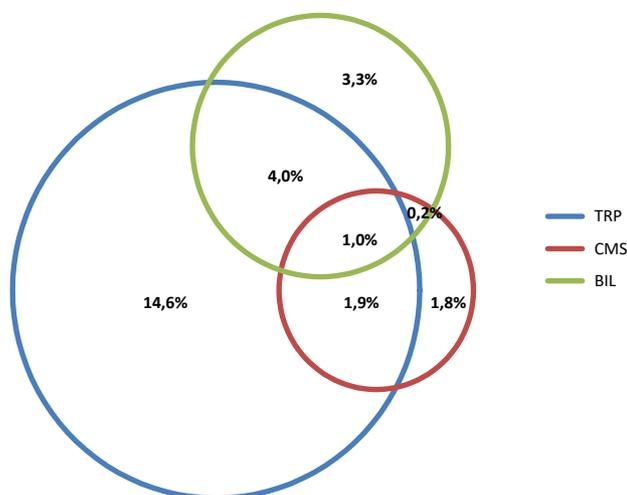
Figura 31. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2009.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2009: 24,5%. Población no AROPE: 75,5%. Población total (INE): 100,0%.

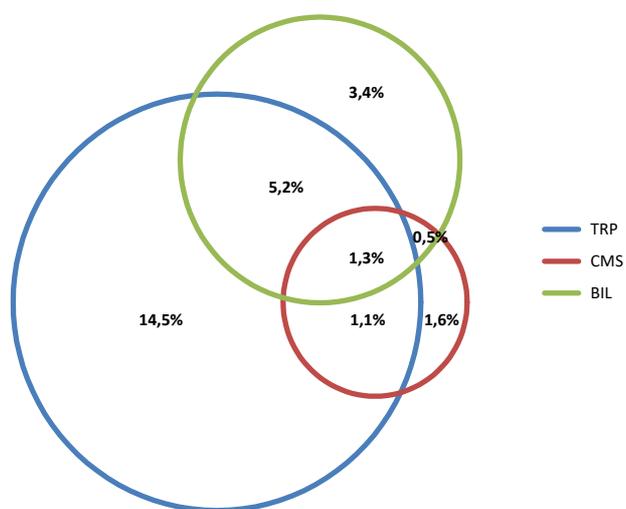
Figura 32. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2010.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2010: 26,8%. Población no AROPE: 73,3%. Población total (INE): 100,1%.

Figura 33. Intersección de los componentes de la tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), en %. España, 2011.



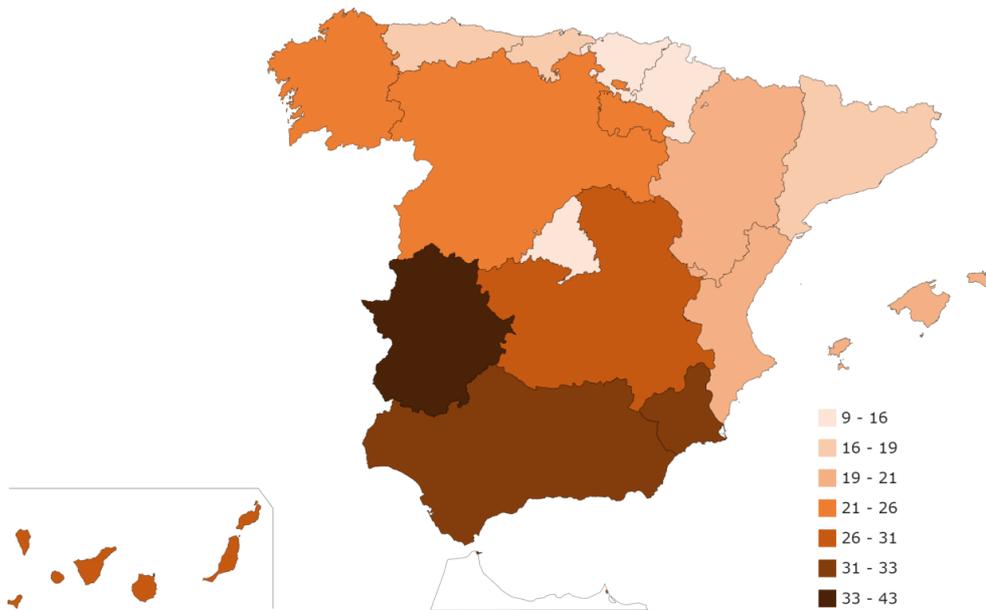
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV, base 2004 (INE, 2020).

Notas: El riesgo de pobreza y/o exclusión social, AROPE, se presenta cuando lo hace cualquiera de sus tres componentes: tasa de riesgo de pobreza, TRP; carencia material severa, CMS; y baja intensidad laboral en el hogar, BIL. Tasa AROPE en 2011: 27,6%. Población no AROPE: 72,3%. Población total (INE): 99,9%.

**ANEXO 2. DISTRIBUCIÓN DE LA TASA AROPE POR
COMUNIDADES AUTÓNOMAS (2007-2011)**

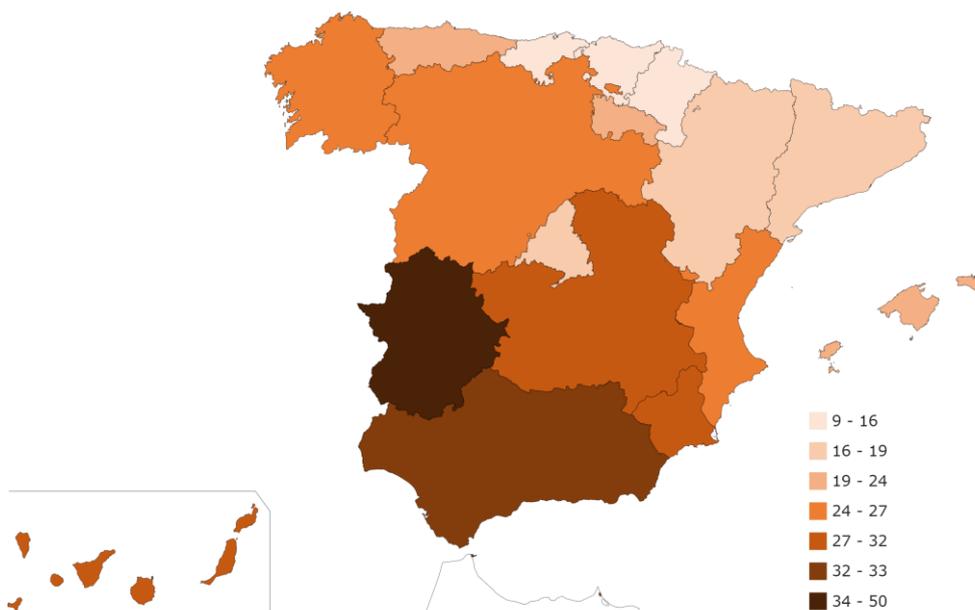
Se anexan los mapas de España, obtenidos a través de la página web del INE (2020), con la distribución de la tasa AROPE por comunidades autónomas para cada año de la serie 2007-2011, que muestran una notable disparidad entre regiones y un claro gradiente norte-sur.

Figura 34. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2007.



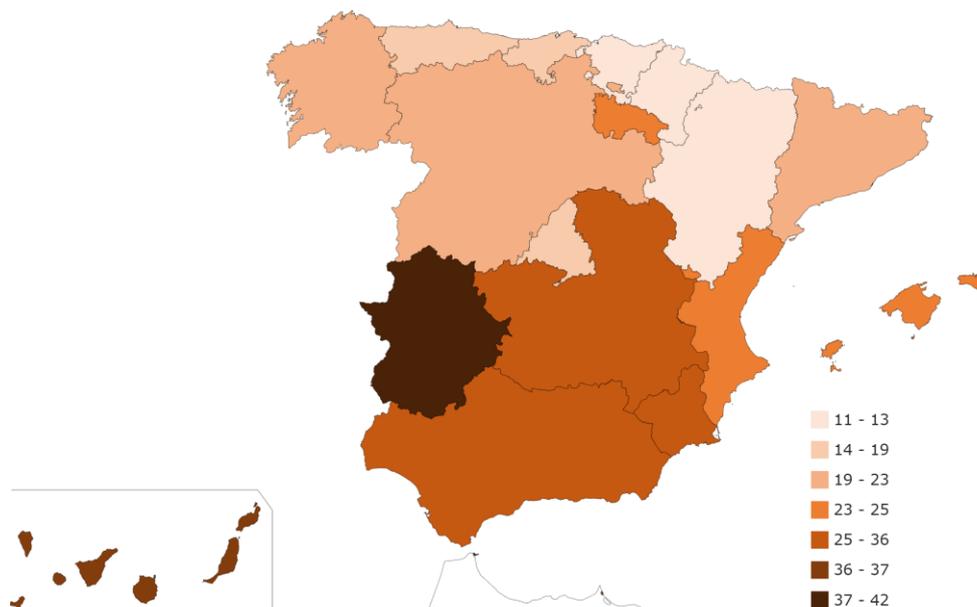
Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

Figura 35. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2008.



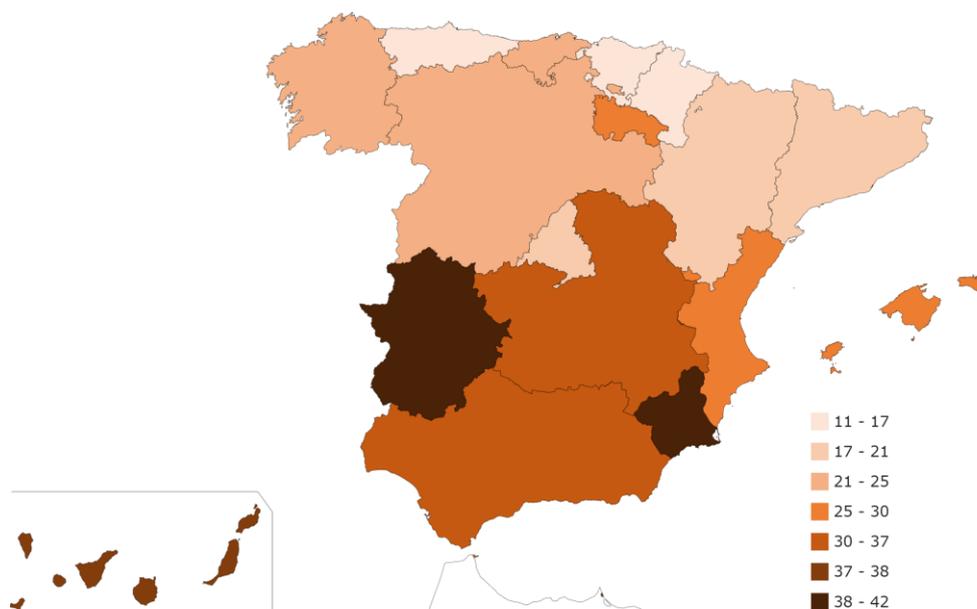
Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

Figura 36. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2009.



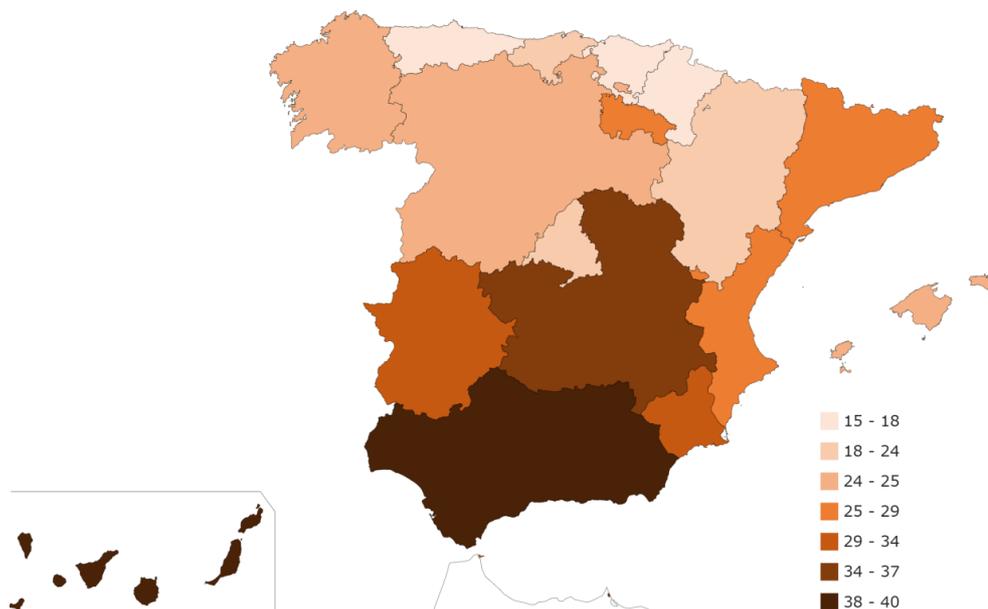
Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

Figura 37. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2010.



Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

Figura 38. Tasa de riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) por comunidades autónomas, en %. España, 2011.



Fuente: Elaboración generada mediante consulta de datos, agrupados en siete intervalos, de la ECV (base 2004) en la página web del INE (2020).

ANEXO 3. SALIDAS DE STATA. BASE GLOBAL

Anexo 3

```
-----+-----
. | 35,925 . -7903.51 3 15813.02 15838.49
-----+-----
```

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

Model including only individual independent variables

```
. melogit self_health_bad female unemployed student housekeeping other_inactive precariousness
primary_educ university_educ age chronic deprivation ln_deflat_income, || region:,
covariance(unstructured) || idperson:, covariance(unstructured) pweight(peso_replicado_100000) or
Fitting fixed-effects model:
```

```
Iteration 0: log likelihood = -6941.2023
Iteration 1: log likelihood = -6594.1102
Iteration 2: log likelihood = -6592.4721
Iteration 3: log likelihood = -6592.4672
Iteration 4: log likelihood = -6592.4672
```

Refining starting values:

```
Grid node 0: log likelihood = -6255.1037
```

Fitting full model:

```
Iteration 0: log pseudolikelihood = -6255.1037 (not concave)
Iteration 1: log pseudolikelihood = -6244.4994 (not concave)
Iteration 2: log pseudolikelihood = -6241.0174
Iteration 3: log pseudolikelihood = -6221.0919
Iteration 4: log pseudolikelihood = -6126.729
Iteration 5: log pseudolikelihood = -6120.8276
Iteration 6: log pseudolikelihood = -6120.7161
Iteration 7: log pseudolikelihood = -6120.7132
Iteration 8: log pseudolikelihood = -6120.7133
```

Mixed-effects logistic regression Number of obs = 35,433

```
-----+-----
Group Variable | No. of Observations per Group
| Groups Minimum Average Maximum
-----+-----
region | 17 1,060 2,084.3 4,199
idperson | 9,105 1 3.9 4
-----+-----
```

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 7

```
Wald chi2(12) = 55402.09
Log pseudolikelihood = -6120.7133 Prob > chi2 = 0.0000
(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)
```

```
-----+-----
self_health_bad | Robust
| Odds Ratio Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
female | 1.409991 .0915928 5.29 0.000 1.24143 1.601438
unemployed | 1.702329 .1160114 7.81 0.000 1.489482 1.945592
student | .6821846 .0802851 -3.25 0.001 .5416585 .8591683
housekeeping | 1.508396 .1486267 4.17 0.000 1.243495 1.829729
other_inactive | 4.122264 .4723634 12.36 0.000 3.293047 5.160283
precariousness | 1.384553 .1037709 4.34 0.000 1.195399 1.603638
primary_educ | 1.402906 .1081763 4.39 0.000 1.206128 1.631787
university_educ | .461768 .0490972 -7.27 0.000 .3749042 .5687578
age | 1.061864 .0031517 20.22 0.000 1.055704 1.068059
chronic | 23.21618 2.401241 30.41 0.000 18.9562 28.43349
deprivation | 1.854573 .4065243 2.82 0.005 1.206868 2.849891
ln_deflat_income | .7204921 .0441822 -5.35 0.000 .6388982 .8125064
_cons | .0420512 .0276335 -4.82 0.000 .011599 .1524529
-----+-----
region
var(_cons) | .0672264 .0402314 .0208037 .2172396
-----+-----
region>idperson
var(_cons) | 2.930837 .2078697 2.55047 3.367931
-----+-----
```

. estat icc

Residual intraclass correlation

```
-----+-----
Level | ICC Std. Err. [95% Conf. Interval]
-----+-----
region | .0106913 .0063705 .0033082 .0339903
idperson|region | .4767964 .0173271 .4429949 .5108119
-----+-----
```



```

-----
. estat icc
Residual intraclass correlation
-----
                Level |          ICC   Std. Err.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
                region |   .0117303   .0080282   .0030454   .0440883
            idperson|region |   .4785498   .0155635   .4481633   .5090958
-----

```

```

. estat ic
Akaike's information criterion and Bayesian information criterion
-----
Model |      Obs  ll(null)  ll(model)   df       AIC       BIC
-----+-----
. |    35,433      .    -6114.47     16    12260.94    12396.55
-----

```

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

Error and success table:

```

. predict prob
(predictions based on fixed effects and posterior means of random effects)
(option mu assumed)
(using 7 quadrature points)
(501 missing values generated)
. gen estprob=prob>=0.1992
. tabulate self_health_bad estprob

```

self_healt	estprob		Total
h_bad	0	1	
0	25,790	2,980	28,770
1	850	6,305	7,155
Total	26,640	9,285	35,925

Missings:

```

. misstable sum self_health_bad female unemployed student housekeeping other_inactive precariousnees
primary_educ university_educ age chronic deprivation ln_deflat_income expen_fps_pc_deflat
expen_health_pc_deflat

```

Variable	Obs<.			Unique values	Min	Max
	Obs=.	Obs>.	Obs<.			
Self_heal~ad	495		35,925	2	0	1
ln_deflact~e	495		35,925	>500	-.9913982	11.86264

By default, Stata omits missing observations from any computation

Model including chronic illness with a lag in regional independent variables

[alternative results]

```

. melogit self_health_bad female unemployed student housekeeping other_inactive precariousnees
primary_educ university_educ age chronic deprivation ln_deflat_income expen_fps_pc_deflat_lag1
expen_health_pc_deflat_lag1, || region:, covariance(unstructured) || idperson:,
covariance(unstructured) pweight(peso_panel_10000) or

```

Fitting fixed-effects model:

```

Iteration 0:  log likelihood = -6940.2243
Iteration 1:  log likelihood = -6592.2831
Iteration 2:  log likelihood = -6590.6415
Iteration 3:  log likelihood = -6590.6365
Iteration 4:  log likelihood = -6590.6365

```

Refining starting values:

```

Grid node 0:  log likelihood = -6252.8591

```

Fitting full model:

```

Iteration 0:  log pseudolikelihood = -6252.8591 (not concave)
Iteration 1:  log pseudolikelihood = -6242.038 (not concave)
Iteration 2:  log pseudolikelihood = -6237.7867 (not concave)
Iteration 3:  log pseudolikelihood = -6234.5289

```


Anexo 3

Iteration 4: log likelihood = -8369.4908

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -7609.876

Fitting full model:

Iteration 0: log pseudolikelihood = -7609.876 (not concave)
 Iteration 1: log pseudolikelihood = -7597.8184 (not concave)
 Iteration 2: log pseudolikelihood = -7592.8819 (not concave)
 Iteration 3: log pseudolikelihood = -7562.3735
 Iteration 4: log pseudolikelihood = -7278.7757
 Iteration 5: log pseudolikelihood = -7212.9379
 Iteration 6: log pseudolikelihood = -7192.0956
 Iteration 7: log pseudolikelihood = -7188.2511
 Iteration 8: log pseudolikelihood = -7187.1307
 Iteration 9: log pseudolikelihood = -7186.8883
 Iteration 10: log pseudolikelihood = -7186.8898
 Iteration 11: log pseudolikelihood = -7186.8906
 Iteration 12: log pseudolikelihood = -7186.8907

Mixed-effects logistic regression Number of obs = 35,433

Group Variable	No. of Groups	Observations per Group		
		Minimum	Average	Maximum
region	17	1,060	2,084.3	4,199
idperson	9,105	1	3.9	4

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 7

Log pseudolikelihood = -7186.8907 Wald chi2(13) = 9660.35
 Prob > chi2 = 0.0000
 (Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)

	self_health_bad	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	female	1.375201	.0954215	4.59	0.000	1.200338	1.575537
	unemployed	2.025426	.158715	9.01	0.000	1.737062	2.361662
	student	.9362687	.1105216	-0.56	0.577	.7428834	1.179995
	housekeeping	2.032132	.2177113	6.62	0.000	1.647248	2.506946
	other_inactive	7.508482	1.158595	13.07	0.000	5.548909	10.16007
	precariousness	1.445092	.0763304	6.97	0.000	1.30297	1.602715
	primary_educ	1.414623	.1252299	3.92	0.000	1.18929	1.682649
	secondary_educ	.4418098	.0533584	-6.76	0.000	.3486854	.5598052
	age	1.093118	.0048886	19.91	0.000	1.083579	1.102742
	deprivation	2.148806	.385071	4.27	0.000	1.512376	3.053054
	ln_deflat_income	.7565956	.0521364	-4.05	0.000	.6610102	.8660031
	expen_fps_pc_deflat	.9996005	.0001641	-2.43	0.015	.999279	.9999221
	expen_health_pc_deflat	1.002173	.0007723	2.82	0.005	1.00066	1.003688
	_cons	.0054081	.0049888	-5.66	0.000	.0008868	.0329806
region	var(_cons)	.1058733	.0729518			.0274327	.4086063
region>idperson	var(_cons)	5.706283	.4966216			4.811414	6.767589

. estat icc

Residual intraclass correlation

Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
region	.0116318	.0080862	.0029563	.0446272
idperson region	.6385564	.0192864	.5999664	.6754377

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	35,433	.	-7186.891	16	14405.78	14541.39

ANEXO 4. SALIDAS DE STATA. BASES POR GÉNERO

Anexo 4

```

Log pseudolikelihood = -4153.7308
Wald chi2(0) = .
Prob > chi2 = .
(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)

```

saludcolapsada_mala	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
_cons	.0409357	.0059012	-22.17	0.000	.03086 .0543012
region					
var(_cons)	.0000399	.0003058			1.22e-11 131.3261
region>idperson					
var(_cons)	11.22277	1.520164			8.606014 14.63519

```
. estat icc
```

Intraclass correlation

Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
region	2.75e-06	.0000211	8.44e-13 .8997481
idperson region	.7733108	.0237445	.723447 .8164648

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	18,639	.	-4153.731	3	8313.462	8336.961

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

Model including only individual independent variables

```

. melogit saludcolapsada_mala married parado estudiante labores_hogar resto_inactivos temporalidad_si
nivelestudios_colaps_primaria nivel_estudios_colaps_superior edad enfermedad_cronica_si
carenc_mat_sev ln_deflact_rentaequiv if mujer==0, || region:, covariance(unstructured) || idperson:,
covariance(unstructured) pweight(peso_replicado_100000) or

```

```
Mixed-effects logistic regression Number of obs = 17,043
```

Group Variable	No. of Groups	Observations per Group		
		Minimum	Average	Maximum
region	17	500	1,002.5	2,056
idperson	4,420	1	3.9	4

```
Integration method: mvaghermite
```

```
Integration pts. = 7
```

```

Log pseudolikelihood = -2883.184
Wald chi2(12) = 13471.50
Prob > chi2 = 0.0000
(Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)

```

saludcolapsada_mala	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
married	.9098325	.107575	-0.80	0.424	.7216369 1.147107
parado	1.809184	.1930013	5.56	0.000	1.467837 2.229912
estudiante	.6950884	.080779	-3.13	0.002	.5535011 .8728942
labores_hogar	2.070719	.9432475	1.60	0.110	.8479778 5.056591
resto_inactivos	5.010478	.7965595	10.14	0.000	3.669072 6.8423
temporalidad_si	1.687794	.2759826	3.20	0.001	1.224993 2.32544
nivelestudios_colaps_primaria	1.442223	.2020293	2.61	0.009	1.095959 1.897887
nivel_estudios_colaps_superior	.4374882	.0749534	-4.83	0.000	.3127036 .6120683
edad	1.06	.0045828	13.48	0.000	1.051056 1.06902
enfermedad_cronica_si	23.20103	2.30853	31.60	0.000	19.09025 28.19699
carenc_mat_sev	1.366812	.2876708	1.48	0.138	.9048111 2.064714
ln_deflact_rentaequiv	.6891046	.0636428	-4.03	0.000	.5750051 .8258451
_cons	.0719388	.0698019	-2.71	0.007	.0107411 .4818145
region					
var(_cons)	.0392477	.0392589			.0055255 .2787786
region>idperson					
var(_cons)	2.942291	.2080088			2.561585 3.379576

Anexo 4

```

-----
. estat icc
Residual intraclass correlation
-----
Level |      ICC   Std. Err.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      region |   .0062582   .0062515   .0008773   .0432148
idperson|region |   .4754178   .0172772   .4417194   .5093416
-----

. estat ic
Akaike's information criterion and Bayesian information criterion
-----
Model |      Obs   ll(null)   ll(model)   df      AIC      BIC
-----+-----
. |      17,043           .   -2883.184     15   5796.368   5912.521
-----
Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

. melogit saludcolapsada_mala married parado estudiante labores_hogar resto_inactivos temporalidad_si
nivelestudios_colaps_primaria nivel_estudios_colaps_superior edad enfermedad_cronica_si
carenc_mat_sev ln_deflact_rentaequiv if mujer==1, || region:, covariance(unstructured) || idperson:,
covariance(unstructured) pweight(peso_replicado_100000) or

Mixed-effects logistic regression           Number of obs   =   18,387
-----
Group Variable |      No. of      Observations per Group
               |      Groups      Minimum   Average   Maximum
-----+-----
      region |           17           560   1,081.6     2,142
idperson |           4,731           1         3.9         4
-----

Integration method: mvaghermite           Integration pts. =           7

Log pseudolikelihood = -3236.101           Wald chi2(12) =           3680.60
                                           Prob > chi2 =           0.0000
                                           (Std. Err. adjusted for 17 clusters in region)
-----
saludcolapsada_mala |      Odds Ratio   Robust      z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      married |      1.071943   .1562157   0.48   0.634   .8056101   1.426325
      parado |      1.600034   .1904182   3.95   0.000   1.267152   2.020364
      estudiante |      .6704459   .1600901  -1.67   0.094   .4198678   1.07057
      labores_hogar |      1.35383    .1579082   2.60   0.009   1.077164   1.701558
      resto_inactivos |      3.254253   .5646286   6.80   0.000   2.316134   4.572344
      temporalidad_si |      1.09248    .1217061   0.79   0.427   .8781861   1.359065
nivelestudios_colaps_primaria |      1.383102   .1546943   2.90   0.004   1.110838   1.722097
nivel_estudios_colaps_superior |      .4861502   .0372066  -9.42   0.000   .4184325   .5648271
      edad |      1.065309   .0068409   9.85   0.000   1.051985   1.078801
enfermedad_cronica_si |      23.04023   3.751742  19.27   0.000   16.74488   31.70237
      carenc_mat_sev |      2.473473   .7279685   3.08   0.002   1.38928   4.403769
ln_deflact_rentaequiv |      .7446112   .0364665  -6.02   0.000   .6764613   .8196269
      _cons |      .0388052   .0265261  -4.75   0.000   .0101632   .1481653
-----
region
      var(_cons) |      .0508647   .039881           .0109402   .2364883
-----
region>idperson
      var(_cons) |      2.950583   .2806652           2.448724   3.555296
-----

. estat icc
Residual intraclass correlation
-----
Level |      ICC   Std. Err.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      region |   .0080849   .0063437   .0017263   .036996
idperson|region |   .4770779   .0231422   .4320317   .5225001
-----

. estat ic
Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

```


Anexo 4

. estat icc

Residual intraclass correlation

Level	ICC	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
region	.0111936	.0071529	.0031797	.0386226
idperson region	.2689992	.0186323	.2340789	.3070406

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	17,043	.	-9160.371	20	18360.74	18515.61

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

```

mixed salud_lineal married parado estudiante labores_hogar resto_inactivos temporalidad_si
nivelestudios_colaps_primaria nivel_estudios_colaps_superior edad enfermedad_cronica_si
carenc_mat_sev ln_deflact_rentaequiv brechasalarialocde deflact_gastosanita_pc_base2007
deflact_spf_base2007 tasa_desempleo_genero if mujer==1, || region:, covariance(unstructured) ||
idperson:, covariance(unstructured) pweight(peso_replicado_100000)
Note: single-variable random-effects specification in region equation; covariance structure set to
identity
Note: single-variable random-effects specification in idperson equation; covariance structure set to
identity
(18,033 missing values generated)

```

Obtaining starting values by EM:

Performing gradient-based optimization:

```

Iteration 0: log pseudolikelihood = -9155.0662
Iteration 1: log pseudolikelihood = -9154.5809
Iteration 2: log pseudolikelihood = -9154.5807

```

Computing standard errors:

Mixed-effects regression Number of obs = 18,387

Group Variable	No. of Groups	Observations per Group		
		Minimum	Average	Maximum
region	17	560	1,081.6	2,142
idperson	4,731	1	3.9	4

Log pseudolikelihood = -9154.5807 Wald chi2(16) = 681953.52
Prob > chi2 = 0.0000

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

salud_lineal	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
married	-.0117602	.027094	-0.43	0.664	-.0648634	.041343
parado	.052026	.0210747	2.47	0.014	.0107203	.0933316
estudiante	.008763	.017574	0.50	0.618	-.0256813	.0432073
labores_hogar	.0520246	.0208682	2.49	0.013	.0111236	.0929256
resto_inactivos	.2739603	.0371575	7.37	0.000	.2011329	.3467877
temporalidad_si	-.0112807	.0148431	-0.76	0.447	-.0403727	.0178112
nivelestudios_colaps_primaria	.0851872	.0165091	5.16	0.000	.05283	.1175444
nivel_estudios_colaps_superior	-.0923983	.0102013	-9.06	0.000	-.1123926	-.072404
edad	.0131343	.000767	17.12	0.000	.011631	.0146376
enfermedad_cronica_si	.624404	.0260032	24.01	0.000	.5734387	.6753693
carenc_mat_sev	.1912944	.039804	4.81	0.000	.1132799	.2693088
ln_deflact_rentaequiv	-.0390898	.0052098	-7.50	0.000	-.0493009	-.0288787
brechasalarialocde	.0060245	.0028539	2.11	0.035	.0004309	.0116181
deflact_gastosanita_pc_base2007	.0003023	.0001314	2.30	0.021	.0000447	.0005599
deflact_spf_base2007	-.0000515	.0000307	-1.68	0.094	-.0001116	8.68e-06
tasa_desempleo_genero	-.0019083	.0033504	-0.57	0.569	-.0084749	.0046583
_cons	1.547261	.1745	8.87	0.000	1.205247	1.889274

Random-effects Parameters	Estimate	Robust Std. Err.	[95% Conf. Interval]
region: Identity			

Anexo 4

```

      var(_cons) | .0051431 .0028035 .0017669 .01497
-----+-----
idperson: Identity
      var(_cons) | .1059042 .008549 .0904067 .1240582
-----+-----
      var(Residual) | .2610191 .0057336 .25002 .2725022
-----+-----

```

. estat icc

Residual intraclass correlation

```

-----+-----
      Level |          ICC  Std. Err.  [95% Conf. Interval]
-----+-----
      region | .0138229 .0075088 .0047393 .0396235
idperson|region | .2984608 .0177718 .2648337 .3344154
-----+-----

```

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

```

-----+-----
      Model |      Obs  ll(null)  ll(model)    df      AIC      BIC
-----+-----
      . |    18,387      . -9154.581     20  18349.16  18505.55
-----+-----

```

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.