

UNIVERSIDAD DE GRANADA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES



TESIS DOCTORAL

EL IMPACTO DE LA CRISIS ECONÓMICA Y EL DESEMPLEO EN LA SALUD

Doctoranda

Silvia Calzón Fernández

Director de Tesis

José Jesús Martín Martín

2015

Editor: Universidad de Granada.Tesis Doctorales
Autora: Silvia Calzón Fernández
ISBN: 978-84-9125-191-0
URI: <http://hdl.handle.net/10481/40609>

Reservados todos los derechos. No se permite la reproducción total o parcial de esta obra, ni su incorporación a un sistema informático, ni su transmisión en cualquier forma o por cualquier medio (electrónico, mecánico, fotocopia, grabación u otros) sin autorización previa y por escrito de los titulares. La infracción de dichos derechos puede constituir un delito contra la propiedad intelectual.

Autora: Silvia Calzón Fernández
Director: José Jesús Martín



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA

EL IMPACTO DE LA CRISIS ECONÓMICA Y EL DESEMPLEO EN LA SALUD

Tesis Doctoral que presenta la doctoranda Silvia Calzón Fernández para la obtención del grado de Doctora por la Universidad de Granada

Doctoranda

Silvia Calzón Fernández

Director de Tesis

José Jesús Martín Martín

Granada, 2015

La doctoranda Silvia Calzón Fernández y el director de tesis José Jesús Martín Martín, garantizamos, al firmar esta tesis doctoral, que el trabajo ha sido realizado por la doctoranda bajo la dirección del director de la tesis y hasta donde nuestro conocimiento alcanza, en la realización del trabajo, se han respetado los derechos de otros autores a ser citados, cuando se han utilizado sus resultados o publicaciones.

En Granada, 10 de junio de 2015

Director de la Tesis,

Vº Bº 
José Jesús Martín Martín
Nombre y Apellidos

Doctoranda,



Silvia Calzón Fernández

«Daría todo lo que sé por la mitad de lo que ignoro»

René Descartes (1596 – 1650)

ÍNDICE

LISTADO DE ACRÓNIMOS	11
LISTADO DE TABLAS, FIGURAS Y GRÁFICOS	12
AGRADECIMIENTOS	15
RESUMEN	19
INTRODUCCIÓN	37
OBJETIVOS	49
CAPÍTULO I. ANTECEDENTES	53
1.1. Crisis económica y salud	55
1.2. Los determinantes sociales de la salud.	61
1.2.1. El desempleo como determinante social de la salud	64
1.2.2. Las políticas del estado del bienestar como determinante.	70
1.2.3. El género como determinante social de la salud.	74
1.3. El acceso a servicios odontológicos	79
1.3.1. Necesidad, acceso y utilización de servicios sanitarios.	79
1.3.2. Salud oral y servicios odontológicos.	80
CAPÍTULO II. MÉTODO	87
Fuente y ámbito de estudio	89
Variables	91
Variables dependientes	92
Variables predictoras de interés	94
Variables independientes individuales	95
Variables independientes regionales	99
Análisis	100
Análisis descriptivos, comparación de medias y proporciones	101
Regresión Logística	101
Análisis multinivel	103
Análisis de desigualdades	106
Análisis de interacciones	111
CAPÍTULO III. RESULTADOS	113
RESULTADOS 1.1. La crisis en la asociación entre desempleo y salud.	115

Características de la población. Comparación 2007-2011	115
Características del subgrupo de desempleados.	117
Evolución de la salud percibida en subgrupos de población.	118
Resultados del análisis bivariante y multivariante	121
RESULTADOS 1.2. Impacto diferencial por género.	125
RESULTADOS 1.3. Influencia del gasto sanitario y social.	132
RESULTADOS 2.1. Crisis, desempleo y necesidades odontológicas no cubiertas	137
RESULTADOS 2.2. Impacto diferencial por género en las necesidades dentales no cubiertas.	144
RESULTADOS 2.3. Diferencias socioeconómicas en necesidades dentales no cubiertas	150
CAPÍTULO IV. DISCUSIÓN	153
CAPÍTULO V. CONCLUSIONES	175
BIBLIOGRAFÍA	179
ANEXO 1	205
Variables de los ficheros ECV utilizadas	207
ANEXO 2	213
Renta bruta y renta disponible total del hogar	215

LISTADO DE ACRÓNIMOS

AIHW	Australian Institute of Health and Welfare
AROPE	At Risk of Poverty and Exclusion
CC	Curva de Concentración
CCAA	Comunidades Autónomas
CES	Consejo Económico y Social
CNED	Clasificación Nacional de Educación
EASP	Escuela Andaluza de Salud Pública
ECV	Encuesta de Condiciones de Vida
EFF	Encuesta Financiera de las Familias
ENS	Encuesta Nacional de Salud
EPA	Encuesta de Población Activa
EU-SILC	European Statistics on Income and Living Conditions
FOESSA	Fundación Fomento Estudios Sociales y Sociología Aplicada
IC	Índice de Concentración
ICC	Correlación Intraclase
INE	Instituto Nacional de Estadística
IPC	Índice de Precios de Consumo
MOR	Odds Ratio mediana
OCDE	Organización para la Cooperación y el Desarrollo
OMS	Organización Mundial de la Salud
OR	Odds Ratio
PBOHE	Platform for Better Oral Health in Europe
SESPAS	Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria
SHARE	Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa
SPN	Salud percibida negativa
SPP	Salud percibida positiva
TCE	Traumatismo craneo-encefálico
WHO	World Health Organization

LISTADO DE TABLAS, FIGURAS Y GRÁFICOS

TABLAS

TABLA 1	Variables incluidas en estudio según objetivos	91
TABLA 2	Categorías variable “Situación de la actividad” en ECV2007 y ECV 2011	95
TABLA 3	Análisis empleados según objetivo estudiado	100
TABLA 4	Análisis descriptivo variables 2007 y 2011. conjunto de sexos	116
TABLA 5	Análisis descriptivo subgrupo de desempleados 2007-2011	117
TABLA 6	Salud percibida negativa en 2007 y 201: análisis de subgrupos	118
TABLA 7	Análisis bivariante y multivariante de factores asociados con salud percibida negativa (años 2007 y 2011 combinados)	123
TABLA 8	Probabilidad salud percibida negativa de desempleo e inactividad frente empleo	124
TABLA 9	Análisis descriptivo comparativo por sexo y año	126
TABLA 10	Análisis descriptivo y comparativo desempleados y desempleadas, conjunto 2007-2011	127
TABLA 11	Análisis multivariante de factores asociados con salud percibida negativa, separado por sexos (años 2007 y 2011 combinados)	129
TABLA 12	Probabilidad salud percibida negativa de desempleo e inactividad frente a empleo	131
TABLA 13	Gastos sanitario y social per cápita por CCAA	132
TABLA 14	Modelos multivariantes. factores determinantes de salud percibida negativa (años 2007 y 2011 combinados)	134
TABLA 15	Resultados interacciones de variable de interés con otras variables independientes	136
TABLA 16	Análisis descriptivo población de estudio, 2007-2011	138
TABLA 17	Necesidades odontológicas no cubiertas, años 2007-11. Análisis de subgrupos	140
TABLA 18	Análisis bivariante y multivariante de factores asociados con necesidad odontológica no cubierta (años 2007 y 2011 combinados)	143

TABLA 19	Análisis descriptivo por sexo y año. necesidades odontológicas no cubiertas	145
TABLA 20	Necesidades odontológicas no cubiertas, años 2007-11. análisis de subgrupos, separado por sexoS	147
TABLA 21	Análisis multivariante factores asociados con necesidad odontológica no cubierta, separado por sexos (años 2007 y 2011, combinados)	149
TABLA 22	Índices de concentración años 2007 y 2011	151

FIGURAS

FIGURA 1	Conceptualización de los efectos de las crisis económicas sobre la salud	56
FIGURA 2	Marco conceptual de los determinantes sociales en salud	62
FIGURA 3	Asociación temporal entre el desempleo y los suicidios 2000-2010 en Italia	72
FIGURA 4	Correlación entre desempleo y suicidios por gastos en servicios y prestaciones sociales /habitante en 20 regiones italianas	73
FIGURA 5	Modelo conceptual sobre el rol del género como determinante social de la salud	75
FIGURA 6	Porcentaje de personas que acudieron a distintos tipos de consultas dentales por sexo. Andalucía. Años 1999, 2003 y 2007	83
FIGURA 7	Porcentaje de personas que acudieron a distintos tipos de consultas dentales por sexo. Andalucía. Años 1999, 2003 y 2007	83

GRÁFICOS

GRÁFICO 1	Porcentaje salud percibida negativa según actividad 2007-11	119
GRÁFICO 2	Porcentaje SPN según quintil de renta 2007-11	120
GRÁFICO 3	Necesidades odontológicas no cubiertas según distribución de renta. Años 2007 y 2011	141
GRÁFICO 4	Curvas de Concentración. Años 2007 y 2011	150

AGRADECIMIENTOS

El primer código de ética médica, el juramento Hipocrático, contempla los compromisos que asume el que jura hacia su maestro, de forma que el vínculo educativo establecido sienta las bases de las futuras relaciones profesionales. Ese mandamiento, de hace 25 siglos, sigue vigente, adaptándose a los nuevos tiempos. El avance temporal permite que hoy, como médica, muestre mi agradecimiento a un maestro de otra disciplina, mi director de tesis, el Profesor José J. Martín. Gracias por cada minuto de dedicación, y por haber hecho de este camino un continuo aprendizaje que, a buen seguro, no terminará aquí. Al maestro pues, como en el juramento médico: respeto, gratitud y honra.

Si lo que comenzó siendo una posibilidad, un deseo, se hace realidad hoy, no cabe duda de que es debido a Alberto Fernández Ajuria. Suyo fue el primer impulso que me ha traído hasta aquí. Eterno agradecimiento a su continua disposición para ayudarme a encontrar respuestas pero, sobre todo, por enseñarme a plantearme preguntas, porque esa es la mayor lección de todo este proceso.

Imposible para mí desvincular la figura de Alberto, de la Escuela Andaluza de Salud Pública, institución a cuyos profesores agradezco enormemente lo aprendido, no sólo durante la realización del Máster de Salud Pública, si no también en cada visita, que por uno u otro motivo, realizo.

Aunque mi gratitud sea extensiva a toda la EASP, quiero dar expresamente las gracias a Miguel Rodríguez Barranco y Pablo Sánchez Villegas, a quienes he abordado con dudas estadísticas, sin previo aviso, en cualquier pasillo.

Y no sólo por solventar dudas técnicas, sino por cuidar todos los detalles, y brindarme su apoyo y ayuda incondicional, muchísimas gracias a la Profesora M^a del Puerto López del Amo. También, como no, a Kristina Karlsdotter, la amabilidad personificada, que desde la distancia me orientó.

Gracias también a todos mis amigos a los que no hace falta enumerar, los que siempre han estado y estarán, por la comprensión cuando he faltado a eventos y reuniones por dedicar tiempo a este proyecto, y por los ánimos que siempre me han dado.

Y sobre todo, a los más importantes, mis padres y tío, Antonio y toda la familia, por entenderme siempre y por impulsar, desde niña, que nunca renuncie a ser ni a hacer.

RESUMEN

La investigación sobre crisis y salud ofrece resultados contrapuestos (Suhrcke, 2012). Frente a numerosos estudios que señalan un empeoramiento en indicadores como la salud percibida (Virtanen et al, 2003; McKee-Ryan, 2005), la salud mental (Mordeck et al, 2013), los suicidios, la mortalidad general o la morbilidad (Broom, 2006; Dorling, 2009; Suhrcke et al, 2011), otros trabajos apuntan en dirección contraria a una disminución de la mortalidad (Ruhm, 2007; Neumayer, 2004). No obstante, se ha señalado que las crisis económicas profundas pueden tener consecuencias más graves en la salud de las poblaciones (Stuckler, 2008). En España, la actual crisis ha adquirido una profundidad y duración superiores a las de recesiones anteriores (Ortega, 2012), acompañándose de un importante incremento de la tasa de desempleo que ascendió del 7,95% en 2007 hasta el 27,16% en 2013 (EPA, 2014).

La evidencia disponible a nivel internacional vincula la actual crisis con un empeoramiento en diversos indicadores como: el acceso a los servicios sanitarios (Kyriopoulos et al, 2014; Eurofound, 2014), la salud percibida, la infección por VIH (Kentikelenis et al, 2011), el insomnio debido a preocupaciones (Dregan et al, 2009), la ansiedad prenatal (Carolan-Olah et al, 2013) o los traumatismos por maltrato en niños (Berger et al, 2011). En contraposición a estas consecuencias negativas se ha señalado una mejora en determinados hábitos, como el tabaquismo (Schoretsaniti et al, 2014; Ásgeirsdótti et al, 2012).

En España, se ha registrado un incremento de las desigualdades, sobre todo en salud mental, salud reproductiva y acceso a servicios sanitarios (Informe SESPAS, 2014). Frente a la mejora de la percepción de la salud y la disminución de la mortalidad por accidentes de tráfico, se ha producido un aumento en el consumo de tranquilizantes así como un ligero repunte en la mortalidad infantil y un estancamiento de la esperanza de vida, cuya significación deberá ser analizada en los próximos años (Carmona, 2015).

El marco teórico de la OMS sobre los determinantes sociales de la salud (Solar e Irwing, 2010), considera entre los determinantes estructurales el contexto socioeconómico y la propia estructura social (jerarquizada en base a determinantes como el género y la clase social), que influyen en los determinantes intermedios (entre los que se encuentra el empleo y el sistema sanitario), generando las desigualdades sociales en salud.

Existe evidencia de que el desempleo, como determinante social de la salud, supone un riesgo para la misma (Wilkinson y Marmot, 2003), afectando en términos tanto de mortalidad (Mustard 2013), como de salud mental (Paul, 2009; Artazcoz, 2004) y autopercebida (Limm 2012, Bambra 2009). Se han propuesto dos hipótesis para explicar esta relación que coexisten, reforzándose mutuamente. La hipótesis de la "selección de la salud", según la cual la mala salud aumenta el riesgo de convertirse en desempleado (Bartley, 2001; Clemens et al, 2009; Heponiemi et al, 2007), y la hipótesis causal, que establece que el desempleo tiene efectos adversos debido a la pérdida de ingresos y la incertidumbre sobre el futuro (Marmot et al, 2008). El efecto del desempleo en la salud puede verse modulado por las políticas del estado del bienestar que han demostrado su efecto en la disminución de la mortalidad (Maruthappu et al, 2014a; Stuckler et al, 2009), los suicidios (De Vogli, 2013) o la enfermedad mental (Paul y Moser, 2009).

El género es considerado un determinante estructural de la salud, y se considera que el ordenamiento social de lo masculino y femenino puede influir tanto en la utilización de los servicios sanitarios (Urbanos, 2011) como en los resultados en salud (Sen y Östlin, 2002). Además, el género se vincula con otros determinantes, haciendo que influyan de manera desigual según el sexo (García-Calvente et al, 2013). Tradicionalmente, existen pocos estudios sobre los determinantes sociales de la salud de las mujeres que consideren el papel de la clase social (Artazcoz, 2004) o el desempleo (Bambra, 2010). Se ha señalado que una feminización del mercado de trabajo, como la ocurrida durante la crisis en España, puede implicar un cambio en los roles de género

(Escribà-Agüir y Fons-Martinez, 2014), disminuyendo las diferencias en la relación entre desempleo y salud (Bambra y Eikemo, 2009).

El acceso a los servicios sanitarios es otro de los determinantes que influyen en la salud (Arrow, 1963), existiendo evidencia de la relación entre factores socioeconómicos y la utilización de servicios sanitarios (Clavero-Barranquero y González-Álvarez, 2005a). En el caso de España, al menos hasta 2010, no han disminuido las visitas médicas (Laparra, 2013), que son financiadas públicamente pero, en contraste, se ha registrado un aumento de la privación de servicios odontológicos (Eurostat, 2013) cuya cobertura pública en adultos es muy limitada (RD 1030/2006).

La salud oral es considerada por la OMS un área de alta prioridad por la alta carga de la enfermedad, la gran disparidad entre las poblaciones y la desproporción con la que afecta a ciertos grupos (Petersen et al, 2004). Existe una creciente evidencia sobre la asociación entre una mala salud oral y un mayor riesgo de mortalidad (Holmlund et al, 2010; Aida et al, 2011; Brown 2009), por lo que parece ser un marcador de factores de riesgo, socioeconómicos y de comportamiento, relacionados con la mortalidad por cualquier causa (Sabbah et al, 2013). El gradiente socioeconómico observado en la salud oral, podría estar originado entre otras causas, por los distintos patrones de asistencia dental (Sisson, 2007).

Los objetivos de la presente investigación son analizar la relación de crisis económica y desempleo, con dos indicadores diferentes, la salud percibida y la privación de servicios odontológicos, antes (2007) y durante (2011) la crisis en España. Se estudia además el impacto diferencial por género en ambos indicadores, la influencia del gasto sanitario y social regional en la salud percibida y la evolución de las desigualdades socioeconómicas en las necesidades de atención dental no cubiertas.

Como fuente de información se han utilizado las Encuestas de Condiciones de Vida (ECV) de los años 2007 y 2011, administradas por el Instituto Nacional de Estadística en coordinación con Eurostat. Se excluyeron los residentes de las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, las personas mayores de 65 años y aquellos casos que carecían de información para las variables dependientes. Se combinaron los datos de las dos ECV transversales (2007 y 2011), incluyendo un total de 43.900 individuos en los análisis de la salud percibida y 43.894 en los de necesidades odontológicas no cubiertas.

La variable dependiente en la primera parte del estudio fue la salud percibida, estimada en la ECV mediante la pregunta “*¿cómo es su salud en general?*”. Las cinco categorías incluidas en la escala ordinal de respuesta de la ECV se colapsaron en dos: salud percibida positiva (muy buena o buena) y salud percibida negativa (regular, mala o muy mala). La salud percibida, ofrece un enfoque multidimensional de la salud (Singh-Manoux et al, 2006; Robine et al, 2002) y predice bien la mortalidad (Jylhä et al, 2009; Sargent-Cox et al, 2010), la morbilidad (Kaplan et al, 1996), la discapacidad y la utilización de los servicios sanitarios (Van Doorslaer et al, 2000; Van Doorslaer et al, 2004; Sáez, 2003).

En la segunda parte de la investigación, la variable dependiente fue la necesidad odontológica no cubierta, estimada en la ECV mediante la pregunta “*¿Durante los últimos 12 meses, hubo alguna ocasión en la que realmente necesitó consultar a un dentista pero no lo hizo?*”, a la cual el entrevistado puede contestar con dos opciones “*No, ninguna vez*” o “*Sí, al menos una vez*”.

Se han considerado como variables predictoras de interés la situación laboral y el año de la encuesta. La primera categorizada en: trabajador (a tiempo completo o parcial), parado e inactividad (jubilado, labores del hogar y/o cuidador, otra clase de inactividad económica). El año de la encuesta es una medida *proxy* de la crisis económica, incorporada como una variable *dummy* para el año de realización la encuesta (1 en 2007 y 0 en 2011). Además se han

incluido como variables independientes de nivel individual la edad, el sexo, el nivel educativo, el estado civil, la presencia de enfermedad crónica y el nivel de renta, todas ellas consideradas en estudios previos factores influyentes en la salud percibida y/o la utilización de servicios odontológicos. Se incluyen como variables de nivel regional los gastos social y sanitario per cápita. Los valores nominales de 2011 de renta disponible individual y de gastos regionales, se transformaron en valores reales, usando como año base 2007 y utilizando como deflactor la variación del IPC en el período de estudio.

Tanto en el caso de la salud percibida como de las necesidades odontológicas no cubiertas, se ha realizado un análisis descriptivo empleando medidas de frecuencia absoluta y relativa (variables categóricas) y de tendencia central y dispersión (variable continua). Se han comparado proporciones entre períodos, sexo y subgrupos de población, utilizando el Test χ^2 y estableciendo como nivel de significación estadística $p < 0,05$. La asociación entre la variable dependiente (salud percibida o necesidad odontológica no cubierta) y las independientes de nivel individual, se ha estimado mediante el cálculo de la odds ratio (OR) por medio de regresión logística bivariante y multivariante, utilizando el software SPSS V20. Todos estos análisis se han realizado de forma conjunta y separada por sexo. Se realizaron interacciones de la variable sexo con el resto de variables para conocer la posible existencia de modificación del efecto. En el caso de la salud percibida, se incluyó en los modelos de regresión logística el término de interacción “año*actividad”.

Para el análisis de la influencia de los gastos regionales en la salud percibida, se han utilizado modelos multinivel logísticos con combinación de datos transversales de dos períodos, incluyendo como variables independientes las de ámbito individual y regional. Los modelos multinivel permiten analizar la influencia en la variable dependiente de variables de diferentes niveles (Goldstein, 2009), resolviendo los problemas derivados de usar análisis de un único nivel a datos que son jerárquicos, como la falacia

ecológica o atomista (Sánchez-Cantalejo y Ocaña, 1999). La proporción de la varianza total en la variable dependiente que se debe a las diferencias entre los niveles (individual y contextual) se ha calculado mediante la correlación intraclase (ICC) y la odds ratio mediana (MOR). Las variables se han incluido en el modelo de regresión multinivel mediante el estadístico de Wald con un nivel de significación del 5%. Se exploraron términos de interacción entre las variables regionales y la *dummy* de interés "desempleo". Para este análisis se utilizó el software STATA, versión 12.

Para medir la desigualdad socioeconómica en la privación de servicios odontológicos se han utilizado la Curva de Concentración (CC) y el Índice de Concentración (IC), que representa el efecto relativo de la desigualdad económica. La CC traza el porcentaje acumulado de la variable de salud (eje y) frente al porcentaje acumulado de la población, clasificado en orden de renta disponible (eje x). Si, independientemente de su nivel de renta, todo el mundo tuviera la misma necesidad odontológica no cubierta, la curva de concentración sería una línea de 45 grados (línea de igualdad) (O'Donnell, 2008). El IC, propuesto por Wagstaff et al (1991), cuantifica el grado de desigualdad económica relativa en una variable de salud y se define como dos veces el área entre la curva de la concentración y la línea de igualdad, tomando el valor de 0 si no existe desigualdad. Se ha calculado el error estándar del estimador C usando la fórmula propuesta por Kakwani, Wagstaff y van Doorslaer (1997).

En el estudio de la salud percibida se incluyeron 22.110 encuestados en 2007 y 21.790 en 2011, siendo el 51,1% mujeres y la edad media 41,5 años (DT 13,5). El porcentaje de personas que refieren salud percibida positiva se incrementa del 75,1 % [IC 95% (74,5-76,7%)] en 2007 al 83% [IC 95% (82,5-83,5)] en 2011. Se produce un aumento del porcentaje de desempleados, que ascienden desde el 7,8% [IC 95% (7,5-8,2)] en 2007 al 15,2% [IC 95% (14,7-15,7)] en 2011. Se registra también una mayor polarización de la distribución de los quintiles de renta, incrementándose el porcentaje de personas situadas en el primer quintil, que pasan de aglutinar el 19,5% [IC 95%

(18,9-20)] al 23,5 [IC 95% (22,9-24,1)], y de las situadas en el último que se incrementan del 17,2% [IC 95% (16,7-17,7)] al 18,6% [IC 95% (18,1-19,1)]. En el subgrupo de desempleados, disminuye de forma significativa ($p=0,013$) el porcentaje con niveles educativos más bajos, pasando del 28% [IC 95% (25,8-30,2)] al 24,7% [IC 95% (22,5-25,4)] y la prevalencia de enfermedad crónica del 22,3% [IC 95% (20,3-24,4)] en 2007 al 16,4% [IC 95% (15,2-17,7)] en 2011. Aunque la disminución de la salud percibida negativa es también significativa en trabajadores (-8,2%) y personas en inactividad (-6,9%), el mayor descenso se registra en los desempleados, pasando del 29,4% [IC 95% (27,2-31,6)] en 2007 al 17,9% [IC 95% (16,5-19,2)] en 2011. La salud percibida negativa es mayor en mujeres tanto en 2007, con un porcentaje del 26,7% [IC 95% (25,9-27,5)], como en 2011 con un 18,1% [IC 95% (17,4-18,9)], frente al 22,9% [IC 95% (22,1-23,7)] y 15,7% [IC 95% (15-16,4)] en hombres, respectivamente.

El análisis multivariante refleja una probabilidad un 30% mayor de declarar salud percibida negativa en los desempleados con respecto a los trabajadores ($p<0,001$). Existe también una mayor probabilidad ($p<0,001$) de salud percibida negativa cuanto menor es el nivel de renta, siendo la OR de 1,72 en el primer quintil respecto al último. Tanto las personas con estudios primarios (OR 1,78; $p<0,001$) como secundarios (OR= 1,28; $p<0,001$) presentan mayor probabilidad de salud percibida negativa que aquellos con estudios superiores. La probabilidad de declarar salud percibida negativa es un 19% mayor en mujeres (OR=1,19; $p<0,001$) que en hombres (categoría de referencia). La enfermedad crónica presenta una OR de 13,8 ($p<0,001$). Alcanzan significación estadística la inclusión de los términos de interacción de *2007*desempleo* (OR=1,21; $p=0,05$) y *2007*inactividad* (OR=1,53; $p<0,001$). Mediante la sustitución de los coeficientes obtenidos en la fórmula de regresión, se obtiene que la probabilidad de salud percibida negativa del desempleado frente al trabajador en 2011 (OR=1,57) es mayor que en 2007 (OR=1,3). La OR en los inactivos en comparación con los trabajadores de su mismo año pasa de 1,67 en 2007 a 2,88 en 2011.

En el análisis separado por sexos, en 2007, trabajaban un 54,4% de las mujeres frente al 73,5% de los hombres, mientras que en 2007 los trabajadores masculinos descendieron hasta el 61,8%, de forma más marcada que las trabajadoras (49,3%). En 2007 el desempleo era mayor en el sexo femenino (8,9% frente a 6,7%), en 2011 se invierte la situación siendo el porcentaje de desempleados más alto en hombres (16,8% frente a 13,9%). Las diferencias en el nivel de estudios, a favor de las mujeres en 2007, se incrementan en 2011 siendo el porcentaje de mujeres con estudios superiores de 30,6% frente al 26,6% en hombres. La edad media de los hombres desempleados se sitúa en 39,88 años (DT 13,21) y la de las mujeres desempleadas en 39,31 años (DT 12,04). De forma significativa ($p < 0,001$), en las desempleadas es más frecuente (+2%) el padecimiento de enfermedad crónica ($p = 0,05$) y declaran con más frecuencia (+3,1%) una salud percibida negativa ($p = 0,008$). Hay mayor porcentaje de desempleados hombres en el quintil inferior (+5,5%) que mujeres ($p < 0,001$).

Los resultados del Test de Wald para las interacciones de la variable sexo con cada una de las variables independientes (situación de la actividad, renta, educación, enfermedad crónica y año de realización de la encuesta) son significativas ($p < 0,001$). Los resultados del análisis multivariante separado por sexo muestran que la probabilidad de salud percibida negativa es mayor en desempleados hombres (OR=1,45; $p = 0,008$) que en trabajadores de su mismo sexo, no siendo significativa esta relación en el caso de las mujeres (OR=1,20; $p = 0,06$). Los determinantes de salud percibida que presentan de forma significativa ($p < 0,001$) mayor influencia en mujeres que hombres son: menor renta, menor nivel educativo y presencia de enfermedad crónica. La inclusión del término de interacción de *2007*desempleo* no alcanza significación estadística en el caso de hombres ($p = 0,171$) ni mujeres ($p = 0,133$).

En cuanto al estudio de las variables regionales y la salud percibida, el gasto sanitario per cápita medio es de 1.276,32 €/año (DT 127,05) y el gasto social per cápita medio de 426,46 €/año (DT 199,04). El cálculo de la ICC en el

modelo vacío permite identificar que el 0,5% de la variabilidad en la salud percibida en los individuos se debe a diferencias entre comunidades autónomas. Al introducir en el modelo las variables regionales se incrementa la ICC, de forma que el 2,1% de la variabilidad se debería a diferencias entre regiones. La MOR en el modelo vacío es de 1,13 y de 1,286 en el modelo que incluye todas las variables, indicando que la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 28,6% en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra. Tanto un mayor gasto sanitario como social per cápita se asocian con una menor probabilidad de salud percibida negativa (OR=0,99; $p < 0,01$). Los desempleados tendrían una probabilidad un 42% mayor de reportar salud percibida negativa que los que trabajan. De forma inversa, la renta disponible individual se relaciona positivamente con la salud de una manera cóncava. El resultado de las interacciones de gasto regional social y gasto sanitario regional con la *dummy* “desempleo” no han resultado significativas, por lo que no han sido incorporadas al modelo final.

En el análisis de las necesidades odontológicas no cubiertas, se incluyen 22.102 encuestados en 2007 y 21.792 en 2011, siendo el 51,1% mujeres y la edad media 41,5 años (DT 13,5). El porcentaje que refiere no poder acceder al dentista fue en 2007 de 6,2% [IC 95% (5,9-17,5)] frente al 7,2% [IC 95% (6,8-7,5)] del año 2011, con diferencia de proporciones significativa entre ambos períodos ($p < 0,001$). El motivo más frecuente es la falta de capacidad económica, 46% [IC 95% (43,3-48,6)] en 2007 y 54,2% [IC 95% (51,7-56,8)] en 2011. Tanto en 2007 como en 2011, se observa una mayor prevalencia de necesidades odontológicas no cubiertas en los desempleados que en los trabajadores. Además, los desempleados experimentan un incremento significativo ($p = 0,007$) de las necesidades odontológicas no cubiertas pasando del 7,8% al 15,4% en el período de estudio. En relación con el nivel educativo, la necesidad no cubierta es mayor cuanto menor es este. Aunque en 2007 la necesidad no cubierta es mayor en hombres (6,4%) que en mujeres (6%), en 2011 debido al incremento significativo ($p < 0,001$) en mujeres, la situación se invierte. En relación al estado civil, el mayor incremento de necesidades no

cubiertas en el período de estudio se presenta en los divorciados ($p=0,034$), que pasan del 9,9% en 2007 al 14,3% en 2011. Según el nivel de renta existe una clara polarización que se incrementa en el período estudiado.

Los resultados del análisis multivariante indican que la situación de los desempleados frente a los trabajadores se relacionó con mayor dificultad para el acceso ($OR=1,47$, $p<0,001$). El año 2011 se asoció a una mayor necesidad odontológica no cubierta con respecto al año de referencia 2007 ($OR=1,13$, $p=0,003$). Se observó una relación directa entre menores recursos económicos y mayor dificultad de acceso, con una OR de 2,11 ($p<0,001$) de las rentas inferiores a 7.330€ con respecto a las rentas superiores a 19.907€. Las personas con estudios primarios y secundarios presentan una OR de 1,47 ($p<0,001$) y 1,21 ($p<0,001$) frente a aquellos con estudios superiores. La OR de incapacidad para ir al dentista en las personas con enfermedad crónica fue 1,87. Los separados ($OR=1,37$; $p=0,008$), viudos ($OR= 1,52$; $p=0,001$) y, sobre todo, los divorciados ($OR=1,78$; $p<0,001$) tendrían más riesgo de necesidades no cubiertas que las personas solteras.

En el análisis separado por sexo, aunque no se encuentran diferencias significativas en la comparación de proporciones de necesidades odontológicas no cubiertas, se detectan diferencias en los motivos para no asistir al dentista, de manera que el motivo de falta de capacidad económica es mayor en mujeres que en hombres tanto en 2007 (52,6% frente a 39,5%, $p<0,001$) como en 2011 (58,5% frente a 49,6%, $p<0,001$). Entre los hombres con necesidades odontológicas no cubiertas existe significativamente ($p<0,001$) mayor proporción de trabajadores (64,6% [IC 95% (62,1-67,1)]) que en el caso de las mujeres (43,4% [IC95% (40,8-45,9)]). De forma significativa ($p<0,001$) entre las mujeres existe mayor proporción de separadas (4,6% [IC 95% (3,5-5,7)]) frente 2,3% [IC95% (1,4-3,1)], viudas (6,6% [IC 95% (5,2-7,8)]) frente 0,8% [IC95% (0,3-1,2)] y divorciadas con 7,1% [IC 95% (5,7-8,4)] frente 2,6% [IC95% (1,7-3,4)] en hombres. Es mayor la proporción de mujeres que de hombres ($p=0,002$) con necesidades odontológicas no cubiertas que pertenecen al

primer quintil de renta (33,9% [IC 95% (31,5-36,4)]) frente a 28,3% [IC95% (26-30,7)] en hombres.

En el análisis de interacciones, el test de Wald resultó significativo para las interacciones de sexo con estado civil ($p < 0,001$), actividad laboral ($p = 0,039$), educación ($p < 0,001$), renta ($p < 0,001$), enfermedad crónica ($p < 0,001$), edad ($p < 0,001$) y año de la encuesta ($p < 0,001$). En el análisis multivariante separado por sexos se observa que para las mujeres el año 2011 supondría un 21% más de privación de este servicio que 2007, frente al 6% en los hombres ($p < 0,001$). La situación de desempleo frente a estar trabajando tendría un mayor efecto en hombres (OR= 1,52; $p < 0,001$) que en mujeres (OR = 1,46; $p < 0,001$). Es mayor en mujeres el efecto del nivel de renta (OR= 2,44 en primer quintil frente a 1,77 en hombres; $p < 0,001$). Los hombres con estudios primarios tendrían una probabilidad un 67% mayor de tener dificultades en el acceso odontológico que aquellos con estudios superiores frente al 27% en el caso de las mujeres. La enfermedad crónica incrementaría la probabilidad de necesidad odontológica no cubierta en las mujeres un 91% ($p < 0,001$) frente al 85% en los hombres. Las mujeres separadas (OR=1,51; $p = 0,007$), viudas (OR=1,56: $p = 0,003$) o divorciadas (OR=1,94; $p < 0,001$) presentan mayor probabilidad de necesidad odontológica no cubierta que las solteras, mientras que estas diferencias por estado civil no son significativas en hombres.

En cuanto a la evolución de las desigualdades socioeconómicas en las necesidades odontológicas no cubiertas, las curvas de concentración de 2007 y 2011 se sitúan por encima de la línea de equidad, expresando que la privación odontológica toma valores más altos en los sectores más pobres de la población. El Índice de Concentración es de -0.1412 [IC 95% (-0.14218, -0.14022)] en 2007 y de -0.1829 [IC 95% (-0.18388, -0.18192)] en 2011. El signo negativo indica que a menor renta disponible mayor necesidad odontológica no cubierta.

Los resultados indican una mejora de la salud percibida en la población en su conjunto, que también afecta al subgrupo de desempleados. Hay que tener en cuenta que los desempleados de 2011 presentan en mayor proporción características, como el sexo masculino y la presencia de enfermedad crónica, relacionadas con una mejor salud percibida, por lo que la situación previa a la crisis (2007), con una menor tasa de desempleo, podría correlacionarse con la hipótesis de “selección” descrita por Ludin et al (2010). De esta forma, al aumentar las tasas de desempleo habrían perdido su trabajo personas con características basales relacionadas con mejor salud.

El análisis multivariante, muestra la desventaja de mala salud de los parados con respecto a los trabajadores y al profundizar mediante el estudio del término de interacción (año*actividad) se apunta a una modificación del efecto del desempleo en la salud en función del año considerado. El riesgo de salud percibida negativa de los desempleados frente a los trabajadores se incrementa del 30% en 2007 al 57% en 2011. Este resultado indicaría que la hipótesis de “selección” antes reseñada coexiste con la de “causalidad”, de manera que ajustando por todas las variables contempladas, incluida la presencia de enfermedad crónica, el desempleo se relaciona con una peor salud percibida.

La mejora de la salud percibida en la población en su conjunto (5,6%) concuerda con lo observado por Regidor et al (2014) y Aguilar-Palacio et al (2015a), quienes sugieren que algunos indicadores mediados por las condiciones de vida, como la salud percibida, puedan precisar más tiempo para reflejar el impacto de la crisis. La salud percibida engloba la salud física y mental, y la evidencia apunta a que las crisis económicas son más significativas a corto plazo en el deterioro de la salud mental que en el de la física (Suhrcke Y Stuckler, 2012). Aunque la salud percibida es considerada uno de los mejores indicadores globales de salud (Robine et al 2000), diversos estudios consideran que es propensa a los errores de medida (Castro-Vázquez et al, 2007; Hernández-Quevedo et al, 2008) y pueden encontrarse disonancias

entre los indicadores objetivos de morbi-mortalidad y este indicador (Sen, 2002), lo que hace necesario examinar las estadísticas sobre auto percepción de la enfermedad en un contexto social. En esta línea, cabe plantearse la hipótesis de si una misma población en una coyuntura socioeconómica excepcional como la actual puede variar la percepción de su estado de salud.

El incremento de la salud percibida positiva en España contrasta con lo sucedido en Grecia (Zavras et al, 2013), país en el que durante el mismo período empeoraron otros indicadores socioeconómicos y de acceso a servicios sanitarios (European Commission, 2013; Laparra et al, 2012), por lo que es posible que en España otras variables contextuales puedan haber modulado el impacto de la recesión.

Las mujeres presentan con más frecuencia que los hombres salud percibida negativa, en consonancia con la “paradoja de la morbilidad” (Gorman y Read, 2006). El análisis de los determinantes de salud percibida negativa aporta evidencia sobre las diferencias en la relación entre desempleo y salud en base al género, que no confirmarían la hipótesis de que la feminización del mercado de trabajo pueda haber eliminado las diferencias de género descritas en nuestro país previamente, existiendo todavía un mayor efecto del desempleo en la salud de los hombres que en las mujeres. Por el contrario, es destacable el mayor efecto negativo que la presencia de enfermedad crónica y los menores niveles educativos y de renta tienen en las mujeres.

En relación con el estudio de las variables regionales, es preciso relativizar su impacto en la salud percibida, en tanto que la ICC del modelo final indica que un 2,1% de la variabilidad se debería a diferencias entre regiones y atendiendo a los resultados de la MOR la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 28,6% en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra. Tanto el gasto sanitario como el social se revelan como factores protectores frente a la salud percibida negativa. De esta forma, la inversión de 1 euro más de media tanto en el caso del gasto sanitario como el

social per cápita, se relacionarían con un 1% menos de probabilidad de declarar mala salud. Este hallazgo, está en consonancia con la evidencia disponible a nivel internacional que asocia una mejor salud individual con un mayor gasto sanitario (Akinkugbe y Mohanoe,2009; Maruthappu et al ,2015a) y social (Farley, 2009; Lobb, 2009 ; Bradley et , 2011). La introducción de términos de interacción de desempleo y gastos públicos regionales (sanitario y social), no ha alcanzado significación estadística en este análisis por lo que no ha podido contrastarse la hipótesis de que el gasto sanitario y oscila regional puedan modular el efecto del desempleo individual en la salud percibida.

En las necesidades odontológicas no cubiertas, se detecta un incremento que no se justifica sólo por la pérdida de poder adquisitivo, puesto que el análisis ajustado por todas las variables revela la correlación entre crisis económica y el incremento de la necesidad odontológica no cubierta con la inclusión de la variable *proxy* (año de la encuesta) en el análisis multivariante, señalando la posibilidad de que la crisis provoque un efecto sustitución de servicios odontológicos por otros considerados más necesarios. En este trabajo se estudia por primera vez la relación el desempleo individual y la necesidad odontológica no cubierta en el contexto de la actual crisis en España. Los resultados apuntan a que a igualdad de renta, educación, estado civil, enfermedad crónica, edad y sexo, los desempleados presentan un 47% más de privación de este servicio que las personas que trabajan ($p<0,001$). En el análisis multivariante, la renta es la variable que parece determinar en mayor medida la dificultad en el acceso a estos servicios, con una OR de 2,11 en el primer quintil con respecto al segundo.

Por otro lado, en cuanto al análisis de los datos con perspectiva de género, las interacciones de sexo con el resto de variables independientes son significativas, señalando el impacto diferencial de género de las mismas. Aunque los determinantes de las necesidades odontológicas no satisfechas son los mismos en ambos sexos, el efecto de los mismos es distinta intensidad en hombres y mujeres. Las mayores diferencias se encuentran en la renta,

siendo la OR del primer quintil respecto al último de 2,44 en mujeres frente a 1,77 en hombres, en consonancia con estudios previos que consideran que las mujeres son más propensas que los hombres a renunciar a la asistencia odontológica por razones económicas (Guesseus et al, ,2014; Thompson et al, 2014). Por el contrario, el efecto del desempleo es mayor en hombres (OR=1.52) que mujeres (OR=1.46)

Por último, en cuanto a la evolución de las desigualdades socioeconómicas en el acceso a servicios dentales, tanto en 2007 como en 2011, existe un claro gradiente en función de la renta, aportando además evidencia de que durante el período de estudio esta desigualdad se ha incrementado de forma significativa. Dada la evidencia existente sobre cobertura pública de estos servicios y menor inequidad (Marukami et al, 2014; Palencia et al, 2014) la falta de financiación pública de la atención odontológica en España, podría estar en el origen de esta inequidad en el acceso.

INTRODUCCIÓN

Las crisis económicas son consustanciales al sistema económico capitalista, pero solo algunas perturban de forma global la estabilidad del mismo. La que se inició en 2008 y tuvo su epicentro en Estados Unidos es una de ellas. La Gran Recesión, como se la denomina, solo es comparable en intensidad a la Gran Depresión iniciada en 1929. Esta última tuvo un enorme impacto en el bienestar y la salud de las poblaciones que la sufrieron. Solo en Estados Unidos el PIB retrocedió un 30% entre 1929 y 1933, la tasa de paro subió al 25% y un 60% de los estadounidenses se situó por debajo del nivel de pobreza. La tasa de suicidios de hombres blancos aumentó en los tramos de edad de 45 a 74 años, la salud de los desempleados disminuyó así como aumentó la mortalidad en las familias donde el sustentador principal estaba en paro o trabajando a tiempo parcial (Dávila y González, 2009). Seguramente fue la literatura quien mejor describió la pobreza, desarraigo, humillación y violencia asociadas a la Gran Crisis, como describió John Steinbeck en su novela *“Las uvas de la ira”*, publicada en 1939.

La Gran Recesión de 2008 también ha tenido un impacto dramático sobre el bienestar de la población, particularmente en los grupos sociales más débiles, y posiblemente sobre su salud. Cartografiar lo más precisamente posible el impacto de la crisis sobre la salud de los grupos más vulnerables es una condición necesaria para poder articular propuestas que disminuyan el gradiente social en salud. Esto es especialmente relevante en España, donde la crisis económica ha sido particularmente intensa. Sus consecuencias sobre la vida de las personas, repletas de sufrimiento y vidas rotas, también han sido retratadas magistralmente por la literatura. Rafael Chirbes, en su novela *“En la orilla”*, refleja la desolación después del estallido de la burbuja. El pantano, omnipresente en la novela, puede considerarse una metáfora de la anomia y podredumbre moral de una parte de la sociedad española.

La crisis económica, que ha afectado a los países industrializados en los últimos años, ha adquirido en España una profundidad y duración superiores a las de recesiones anteriores (Ortega, 2012), teniendo un impacto

especialmente importante en el mercado laboral, de forma que la tasa de desempleo se incrementó del 7,95% de la población activa en 2007 hasta el 27,16% en 2013. El fenómeno del desempleo en nuestro país se ha caracterizado además por un aumento del paro de larga duración (hasta alcanzar el 50,55% en mujeres paradas y 47,7% en el caso de los hombres en el año 2013) y de una desigualdad importante de las tasas de desempleo entre las distintas comunidades autónomas, de manera que si en 2007 la tasa por comunidad oscilaba entre el 12,98% de Extremadura y el 4,72% de Navarra, en 2011 la comunidad con mayor tasa de desempleo era Andalucía (30,13%) mientras que ocupaba la última posición País Vasco con un 12,35%. De forma paralela, se ha producido una feminización del mercado de trabajo durante el período 2008-2012, producido a expensas del mayor incremento del desempleo en hombres.

Aunque existe evidencia sobre el impacto negativo del desempleo en la salud a través de distintos indicadores (salud percibida, mortalidad, salud mental, etc.), no es menos cierto que esta evidencia no está exenta de cierta controversia, y que un estudio de estas características, realizado en una época en la que se han alcanzado cifras de desempleo históricas, podía contribuir a discernir algo mejor esa compleja relación entre desempleo y salud, tratando de evaluar la importancia del contexto, en tanto a la propia situación de crisis económica, la feminización del mercado laboral (que potencialmente pudiera disminuir las diferencias de género en esta relación, como han apuntado autores como Bambra y Eikemo (2009)), y el papel modulador que el diferente gasto público entre comunidades pudiera ejercer en la misma.

Pero más allá del desempleo, existen otros aspectos que revelan la magnitud que la actual recesión ha alcanzado en España. Sin duda, una de las consecuencias más adversas de esta crisis sobre el bienestar ha sido la caída de las rentas de los hogares, produciéndose un deterioro de su capacidad adquisitiva constante desde el año 2007, que se acentuó a partir de 2010, primer año en el que se acometieron medidas de recorte de gasto público

(Fundación FOESSA,2013). Esta pérdida de poder adquisitivo se ha traducido en situaciones de privación reflejadas, por ejemplo, en el incremento de las dificultades económicas de los hogares españoles para llegar a fin de mes (ECV, 2013).

Otra de las características más dramáticas de la actual crisis en España ha sido el incremento de las desigualdades socioeconómicas que, según la OCDE (2013), ha afectado con más fuerza los grupos vulnerables. De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (2014), España y Estados Unidos son los dos países de la OCDE donde la desigualdad entre el primero y el décimo decil de población ha aumentado más durante el período 2007-2013. De esta forma, por ejemplo, el Índice de Gini se incrementó desde el 32,9 al 34,2 durante el período de 2009 a 2012.

La selección de la fuente de datos, la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), para la realización de la presente investigación ha venido marcada por las posibilidades que brinda para el seguimiento y profundización en futuras investigaciones. De esta forma, entre sus principales ventajas se encuentra la riqueza de datos socioeconómicos de los encuestados y la representatividad de la muestra a nivel de comunidad autónoma, que permitía la comparación entre regiones del gasto público. Otras potencialidades, como el diseño de estudios longitudinales o el cálculo del período de desempleo, si bien no han sido explotadas en esta investigación, suponen una oportunidad para estudios posteriores que continúen y mejoren la línea iniciada en esta tesis.

Frente a la abundancia de datos demográficos, sociales y económicos que aporta la ECV, los datos relativos a salud han limitado, en cierta forma, las posibilidades del estudio, en cuanto carece de datos “objetivos” del estado de salud, o de hábitos de los encuestados. No obstante, se han seleccionado dos indicadores que permiten aportar información importante al campo de la salud en dos vertientes distintas. De un lado, la salud percibida, reconocida como un indicador de la salud multidimensional, que engloba la salud física y mental, y

cuya correspondencia con la mortalidad y morbilidad ha quedado demostrada en estudios previos. Por otro lado, las necesidades odontológicas no cubiertas, teniendo en cuenta que el análisis de necesidades, demanda y utilización de servicios sanitarios representa un aspecto clave de la investigación en Economía de la Salud. Este trabajo se centra en la necesidad de asistencia, que como apuntó Matthew (1971) debe “distinguirse de la demanda de asistencia y del uso de servicios o utilización”. La selección de este segundo indicador ha estado motivada, en primer lugar, por las características de la atención odontológica en España que, a diferencia del resto de prestaciones sanitarias, no disfruta de una cobertura pública y universal, por lo cual podía ser un reflejo del acceso a otros servicios sanitarios si no fueran financiados. En segundo lugar, la importancia de la salud oral, reconocida como área de prioridad por la OMS en base la alta carga de la enfermedad, la gran disparidad entre las poblaciones y la desproporción con la que afecta a ciertos grupos. La mala salud oral, determinada en parte por un menor acceso a servicios dentales, es además un marcador relacionado con la mortalidad.

Los objetivos de esta tesis se definen en torno al estudio de las dos variables reseñadas anteriormente, la salud percibida y la privación de atención odontológica, de forma que se analiza su relación con la crisis y el desempleo, prestando atención en los objetivos específicos a aspectos como el impacto diferencial por género, la influencia de variables de nivel regional o la evolución de las desigualdades socioeconómicas.

Las principales aportaciones de este trabajo de investigación se desarrollan en los siguientes párrafos.

En relación con el estudio de la salud percibida, esta investigación revela que la mejora de este indicador en la población global, incluidos los desempleados, puede estar enmascarando un incremento en las desventajas de desempleados frente a trabajadores. De esta forma, la mejora de la salud en los desempleados parece deberse a las distintas características de este

colectivo en 2011 con respecto a 2007, hecho este que estaría en relación con la “hipótesis de selección” según la cual los sujetos con peor salud tendrían más posibilidades de no integrarse en el mercado laboral. El aumento de las tasas de paro expulsaría del mercado laboral a personas cuyas características, como un mayor nivel educativo, se han relacionado con una mejor salud percibida. Pero por otro lado, el análisis multivariante y de interacciones, muestra la desventaja de desempleados frente a trabajadores en términos de salud percibida. Esta desventaja se incrementa durante el período de estudio y se mantiene al controlar por las variables estudiadas, incluida la enfermedad crónica, indicando la coexistencia de la “hipótesis de selección” con la de “causalidad”.

Por otro lado, se aporta evidencia sobre las diferencias en la relación entre desempleo, crisis y salud en base al género, que no confirmarían la hipótesis de que la feminización del mercado de trabajo pueda haber eliminado las diferencias de género descritas en nuestro país previamente, probablemente porque más que hablar de una “feminización del mercado laboral” deberíamos hablar de una “masculinización del paro”.

Por último, se aporta conocimiento sobre la relación positiva entre un mayor gasto público sanitario y social a nivel regional con una mejor salud percibida de las personas.

En relación a las necesidades odontológicas no cubiertas, es del primer estudio que proporciona evidencia empírica sobre el impacto de la crisis sobre la inequidad en el acceso a la atención dental en España. Se muestra, además, como el desempleo, sin importar el nivel de ingresos, se asocia con una mayor dificultad para acceder a estos servicios. Por otra parte, el estudio también proporciona evidencia del diferente impacto en función del género.

Parte de los resultados de esta investigación han sido publicados en la revista *Journal of Epidemiology and Community Health* (factor de impacto: 3.294), con la siguiente referencia:

Calzón Fernández S, Fernández Ajuria A Martín JJ, Murphy MJ. *The impact of the economic crisis on unmet dental care needs in Spain.* J Epidemiol Community Health 2015;0:1–6. doi:10.1136/jech-2014-204493

De la misma forma, la doctoranda ha participado en congresos y reuniones científicas aportando resultados preliminares de esta investigación y colaborando en otras investigaciones dentro de la línea desempleo, crisis y salud, tal y como se resume a continuación:

Título	<i>Salud y desempleo en España en 2007 y 2011</i>
Autoría	Calzón S, Martín JJ, López del Amo MP, Fernández A, Karlsdotter K
Reunión	Congreso Iberoamericano de Epidemiología y Salud Pública. Reunión científica de la SEE, XV Congreso SESPAS
Lugar	Granada, septiembre de 2013.
Título	<i>Influencia del gasto social y sanitario regional en la salud de los desempleados en 2007 y 2011</i>
Autoría	Calzón S, Martín JJ, López del Amo MP, Karlsdotter K
Reunión	XXXIII Jornadas de Economía de la Salud
Lugar	Santander, junio 2013
Título	<i>Análisis multinivel de desempleo y salud a nivel regional en España</i>
Autoría	Calzón S, Martín J, López del Amo MP, Fernández A, Karlsdotter K
Reunión	Congreso Iberoamericano de Epidemiología y Salud Pública. Reunión científica de la SEE, XV Congreso SESPAS
Lugar	Granada, septiembre de 2013.
Título	<i>Impacto del desempleo sobre la salud en España, 2008-2011</i>
Autoría	Benítez V, López del Amo MP, Martín JJ, Karlsdotter K, Calzón S, Fernández A

Reunión	XXXIV Jornadas de Economía de la Salud
Lugar	Pamplona, mayo 2014
Título	<i>Unemployment impact on Spanish health. 2008-2011</i>
Autoría	López del Amo MP, Martín JJ, Benítez V, Karlsdotter K, Calzón S
Reunión	International Health Economics Association
Lugar	Dublin, julio 2014
Título	<i>Multilevel Analysis of the association between Health and long-term unemployment and household characteristics during the economic crisis in Spain 2007-2011</i>
Autoría	López del Amo MP, Martín JJ, Benítez V, Calzón S, Karlsdotter K.
Reunión	International Health Economics Association
Lugar	Milán, julio 2014 (próxima presentación)

Finalmente, me gustaría hacer una breve reseña profesional de las razones que me han conducido a desarrollar esta investigación. De formación, médica especialista en Medicina Preventiva y Salud Pública, ha sido mi formación de post grado la que en mayor grado explica la motivación para esta tesis doctoral. Por un lado, la realización del Máster de Economía de la Salud y el Medicamento de la Universitat Pompeu Fabra (2008), me acercó al conocimiento de métodos usados en las disciplinas sociales que podían aplicarse al campo de la salud. Pero fue, sin duda, el Máster en Salud Pública y Gestión Sanitaria de la Escuela Andaluza de Salud Pública (2010), el que despertó mi interés por la investigación, la epidemiología social y el estudio de las desigualdades sociales en salud. Alberto Fernández Ajuria, profesor de la EASP, y responsable de incentivar en mí este creciente interés, ha sido un actor clave en este proyecto, desde el primer momento, orientándome hacia la realización de esta tesis bajo la dirección del profesor José Jesús Martín Martín, en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de Granada.

Desde ese momento, a finales de 2012, mi colaboración como investigadora en el proyecto “El Impacto del Desempleo y de la Precariedad Laboral en la Salud. Un Análisis Regional”(PI-0682-2012), al que queda vinculado esta tesis, ha supuesto una oportunidad para aprender no sólo cuestiones metodológicas, sino para impregnarme del espíritu colaborativo que deben regir los equipos de investigación, gracias a la participación en una red de investigadores de la Universidad de Granada y la EASP. Todos ellos han conseguido generar en mí la suficiente confianza como para emprender nuevos retos, de forma que en la actualidad a la colaboración en el citado proyecto se suma, desde hace pocos meses, mi participación en el Proyecto “Evolución y factores determinantes de ingresos evitables en el Distrito Sanitario Málaga -Valle del Guadalhorce”, en el que trato de aportar elementos como la medición de las desigualdades a este campo.

El texto, tras la definición de los objetivos se estructura en cinco capítulos diferenciados. El primer capítulo de “Antecedentes y marco teórico”, revisa el marco teórico y la evidencia disponible sobre crisis económica, desempleo y salud, así como el acceso a los servicios odontológicos y su importancia para la salud oral. El segundo capítulo recoge el ámbito de estudio, describiendo además las características de las fuentes de datos utilizadas y las variables incluidas en el estudio. Por último, se describen los tipos de análisis empleados.

El tercer capítulo de “Resultados” se ordena en seis epígrafes diferentes, cada uno correspondiente a los objetivos específicos de esta investigación. Aunque desarrollado de forma general, esta ordenación se repite en la estructura del cuarto capítulo de “Discusión”, en la que se exponen los principales hallazgos en relación con la salud percibida y el acceso a servicios odontológicos, contrastando los resultados obtenidos con la evidencia previa, y formulando posibles hipótesis para la justificación de los mismos. Este cuarto capítulo termina con un reconocimiento de las principales limitaciones de la investigación de cara, sobre todo, al planteamiento de investigaciones

posteriores que permitan la subsanación de las mismas. Por último, el quinto capítulo de “Conclusiones” resume las principales aportaciones del estudio.

Este texto ha sido impulsado por la pasión por conocer y obtener evidencia, de forma modesta pero rigurosa, sobre desigualdades de salud injustas y evitables en España. Diagnosticar para sanar. Amartya Sen, premio Nobel de Economía y referente ético por excelencia de los economistas de la salud, en una de sus más importantes obras “*The Idea of Justice*”, publicada en 2009, propone que frente a las teorías normativas de justicia que aspiran a una caracterización completa de las sociedades justas, debemos adoptar un enfoque más centrado en la reducción de la injusticia. Desde distintas perspectivas éticas podemos acordar que una situación es injusta, y debemos tratar de remediarla. Este texto quiere aportar razones para ello.

OBJETIVOS

La presente tesis se configura en torno a dos objetivos generales y seis objetivos específicos, que se detallan a continuación:

1. Analizar relación de crisis económica, desempleo y salud percibida en España en 2007 y 2011.

- 1.1. Analizar el efecto de la crisis económica en la asociación entre el desempleo a nivel individual y la salud percibida.
- 1.2. Analizar el impacto diferencial por género del desempleo sobre la salud percibida en el contexto de la crisis económica.
- 1.3. Estimar la influencia del gasto sanitario y social regional en la salud percibida.

2. Analizar la relación de la crisis económica y el desempleo con las necesidades odontológicas no cubiertas en España en 2007 y 2011.

- 2.1. Estimar los efectos de la crisis y el desempleo en las necesidades de atención dental no cubiertas.
- 2.2. Analizar el impacto diferencial por género de crisis y desempleo en las necesidades odontológicas no cubiertas.
- 2.3. Analizar la evolución de las desigualdades socioeconómicas en las necesidades de atención dental no cubiertas durante la crisis.

CAPÍTULO I. ANTECEDENTES

Este capítulo se estructura en tres epígrafes. El primero de ellos hace referencia a la evidencia disponible sobre crisis económica y salud, tanto de la actual recesión como de las anteriores, incluyendo el impacto en distintos indicadores de salud.

En el segundo epígrafe se recopila el marco teórico de las desigualdades sociales en salud, poniendo especial énfasis en los marcos conceptuales y la evidencia empírica disponible

sobre el papel que el desempleo, el género y las políticas del estado del bienestar (concretamente gasto sanitario y social), juegan como determinantes sociales de la salud.

Por último, se ha dedicado un epígrafe al acceso a los servicios odontológicos, para enfatizar la importancia de la salud oral y los condicionantes de la asistencia a estos servicios.

1.1. Crisis económica y salud

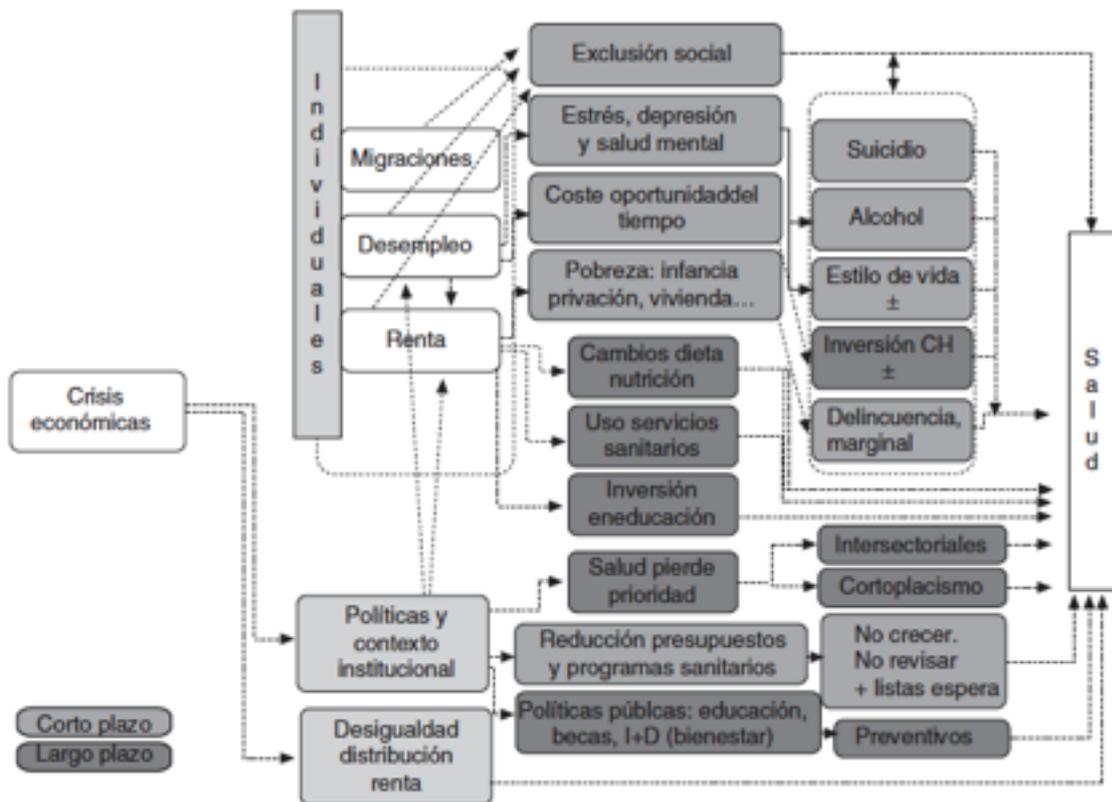
La literatura sobre crisis económicas y su impacto en la salud ofrece resultados ambiguos (Suhrccke, 2012). Mientras numerosos estudios señalan un empeoramiento de la salud percibida (Virtanen et al, 2003; McKee-Ryan, 2005) así como un incremento del número de suicidios, de la mortalidad general, de la prevalencia de enfermedades infecciosas o de otros problemas de salud (Broom, 2006; Dorling, 2009; Suhrccke et al, 2011), algunas investigaciones han apuntado en la dirección contraria, con una disminución de la mortalidad general y por causas específicas (Ruhm, 2007; Neumayer, 2004).

La existencia de evidencia aparentemente contradictoria parece debida, entre otros aspectos, a la variabilidad en la metodología empleada y a la presencia de mecanismos causales contrapuestos, como la influencia negativa de la renta frente a la reducción de la exposición a accidentabilidad. Igualmente los resultados, en cuanto a signo e intensidad, pueden depender de las condiciones particulares en que se produce la crisis, de su intensidad y de su duración (Dávila, 2009). En esta línea, se ha señalado que las crisis financieras profundas, a diferencia de las crisis económicas periódicas características del sistema económico, pueden tener consecuencias más profundas en la salud de las poblaciones (Stuckler, 2008).

Debe tenerse en cuenta el lapso de tiempo necesario para evaluar algunas consecuencias en la salud de las crisis económicas. La investigación social sobre el impacto de las crisis demuestra que existe un retardo de entre diez y veinte años desde que decrece bruscamente el PIB hasta que todos sus efectos adversos se materializan en la sociedad, además, en algunas minorías vulnerables los efectos negativos pueden alargarse durante toda la vida (Fundación Encuentro, 2012).

En esta línea, Dávila-Quintana y González (2009) recomiendan diferenciar entre efectos a corto y a largo plazo, entre efectos directos e indirectos, y entre consecuencias reversibles e irreversibles de las crisis, sin olvidar que estos efectos dependen del contexto institucional y de la vertebración de la sociedad. De esta forma la Figura 1, propuesta por estas autoras, conceptualiza los efectos de las crisis económicas en la salud.

FIGURA 1. CONCEPTUALIZACIÓN DE LOS EFECTOS DE LAS CRISIS ECONÓMICAS SOBRE LA SALUD.



Fuente: Dávila Quintana CD, González López-Valcarcel B. (2009). Crisis económica y salud. Gac Sanit;23(4):261–265

La actual crisis en España ha adquirido una profundidad y duración superiores a las de recesiones anteriores (Ortega, 2012). Se han visto afectados sucesivamente el sistema financiero, la actividad productiva, el mercado de trabajo, la hacienda pública y las economías familiares, provocando la transformación de las estructuras sociales (Laparra, 2012). El impacto ha sido especialmente importante en el mercado laboral con un incremento de la tasa de desempleo desde el 7,95% de la población activa en 2007 hasta el 27,16% en 2013 (EPA, 2014).

A nivel internacional se han ido publicando estudios que analizan los efectos de la actual crisis económica en distintos indicadores de salud. Entre ellos, cabe mencionar la revisión y síntesis de literatura de Mordeck et al (2013) sobre las consecuencias sanitarias tanto de la actual crisis como de las anteriores, que concluye que existe evidencia consistente de que las recesiones, y el desempleo en particular, pueden ser perjudiciales significativamente para la salud mental, aumentando el riesgo de abuso de sustancias y de suicidio, especialmente en jóvenes. Estos autores consideran que los descensos de mortalidad reportados previamente durante las recesiones se limitan sólo unas pocas causas de muerte, como los accidentes de tráfico. Además, sugieren que, en el caso concreto de Estados Unidos, la expansión de Medicaid, el Programa de Asistencia de Nutrición Suplementaria y las prestaciones por desempleo, con arreglo a Ley de Recuperación y Reinversión de 2009, probablemente han tenido efectos amortiguadores sustanciales en la salud, especialmente entre las mujeres pobres y sus hijos.

También en Estados Unidos, Berger et al (2011) han evaluado la tasa de traumatismo craneoencefálico (TCE) por maltrato en niños menores de 5 años, encontrando que la tasa global de TCE aumentó de 8,9 /100.000 (95% intervalo de confianza [IC]: 7,8-10,0) antes de la recesión a 14,7/100.000 (IC del 95%: 12,5-16,9) ($p<0,001$), lo que sería consistente con los posibles efectos del estrés sobre la violencia.

En Europa, al menos hasta 2011, no se había producido una desviación importante en las tendencias de mortalidad, si bien en la mayoría de países europeos se ha registrado un aumento de suicidios acompañado de una reducción de los accidentes mortales de tráfico (Stuckler et al, 2011).

Uno de los países en los que se ha publicado más estudios sobre la actual crisis y sus efectos en la salud es Grecia. En el país heleno, el 63,5% de los pacientes crónicos se enfrenta a barreras económicas en el acceso a los servicios de salud, siendo los desempleados, las personas con menores ingresos y menor nivel educativo, los más afectados (Kyriopoulos et al, 2014). Además se ha registrado un empeoramiento de otros indicadores de salud como la salud percibida, el acceso a servicios sanitarios o las infecciones por VIH (Kentikelenis et al, 2011). Por el contrario, otro de los efectos de la crisis en ese país ha sido la disminución significativa de la prevalencia de tabaquismo (43,1% [en 2006] a 38,1% [en 2011], $p = 0,023$), sobre todo entre los hombres (52,4% a 45,7%, $p = 0,037$), personas de nivel socioeconómico bajo (38,9% al 29,4%, $p = 0,008$) y los residentes de las zonas urbanas (45,2% a 37,9%, $p = 0,005$) (Schoretsaniti et al, 2014).

Otros trabajos desarrollados en diversos países europeos se han focalizado en distintos indicadores de salud. En Reino Unido, Dregan et al (2009), han sugerido que la crisis económica actual podría ser una explicación del incremento significativo de la pérdida de sueño debida a preocupaciones. En Irlanda, Carolan-Olah et al (2013) han evaluado los niveles de ansiedad, de estrés y de síntomas depresivos, en embarazadas de bajo riesgo de una región particularmente afectada por la crisis económica, encontrando altos niveles de estos síntomas en la población estudiada. En Islandia, Ásgeirsdótti et al (2012), han investigado los efectos de la crisis sobre el tabaquismo, el consumo excesivo de alcohol, los hábitos alimentarios, el sueño, y otras conductas de salud. Sus resultados muestran que la crisis llevó a la reducción de todos los comportamientos que comprometen la salud examinados debido, en gran parte, al aumento de los precios.

Por otro lado, en cuanto al acceso a servicios sanitarios, el informe del proyecto de Eurofound (2014) pone de manifiesto el incremento de personas en Europa que han experimentado dificultades para acceder a los servicios de salud como consecuencia de la crisis, aunque se observan importantes diferencias entre países. Por ejemplo, el aumento de las listas de espera para los servicios hospitalarios son un problema considerable en Eslovenia y Suecia, mientras que la escasez de personal sanitario (en particular, enfermeras y anestesiastas) es uno de los problemas centrales en Bulgaria, Hungría y Rumania. Asimismo, la disminución del ritmo de inversión en infraestructura de salud es un tema clave, en particular, en los países que partían de un bajo gasto público en sanidad mucho antes de la crisis, como Bulgaria y Rumania. El informe identifica los grupos más afectados por la crisis señalando, entre ellos, las personas que han sufrido una reducción de la renta disponible, los desempleados, los “nuevos pobres” (personas que experimentan situaciones de privación con las que no están familiarizados) y los pacientes usuarios de un servicio cuya demanda ha aumentado a causa de la crisis (en particular, en el caso de la salud mental).

En España, el Informe SESPAS (2014) *“Crisis económico-financiera y salud en España. Evidencia y perspectivas”* ha analizado el impacto de la crisis en la salud y los comportamientos relacionados con la salud, concluyendo que comienza a existir evidencia de la relación de la crisis con las desigualdades en salud, siendo la más sólida la referida a la salud mental y la salud reproductiva. De la misma forma, el informe apunta a que las personas de los grupos sociales más desfavorecidos han reducido las consultas a los médicos especialistas de los servicios públicos y a los servicios sanitarios no cubiertos, como la odontología. Se identifican además como grupos de población más vulnerables: las personas desempleadas, las inmigrantes (en especial las que están en situación irregular), la infancia, las personas mayores y las personas con bajos ingresos.

Recientemente la Escuela Andaluza de Salud Pública (Carmona, 2015) ha editado un documento de trabajo sobre el “*Impacto de la Crisis Económica en la Salud y en el Sistema Sanitario en España*”, en el que queda patente que entre 2008 y 2011, la percepción de mejora de la salud ha subido diez puntos porcentuales en el quintil más bajo de renta, manteniéndose estables las diferencias de género en salud percibida. Por el contrario, sí se ha observado un incremento del consumo de tranquilizantes y pastillas para dormir, que podrían estar relacionados con la crisis. En cuanto a la mortalidad, llama la atención que el descenso de la mortalidad por accidente de tráfico es más acentuado en España que en el resto de Europa. Otras causas de mortalidad, como el suicidio y el accidente vascular, mantienen la tendencia descendente que venían experimentando antes de la crisis. En 2012, se aprecia un ligero repunte de la mortalidad infantil y un estancamiento de la esperanza de vida a los 65 años y la esperanza de vida al nacer, cuya significación deberá ser analizada en los próximos años.

1.2. Los determinantes sociales de la salud.

La OMS considera las desigualdades sociales en salud como aquellas diferencias en salud injustas y evitables entre grupos poblacionales definidos social, económica, demográfica o geográficamente (Solar e Irwin, 2007). Estas desigualdades, que tienen gran impacto en la salud de los grupos sociales menos favorecidos, se presentan como consecuencia de una distribución desigual, a nivel mundial y nacional, del poder, los ingresos y los recursos (Marmot, Friel y Bell, 2008).

La evidencia científica apunta a que las desigualdades en salud pueden reducirse mediante la aplicación de las intervenciones y políticas públicas sanitarias y sociales adecuadas. De esta manera, se ha señalado que no hacer nada frente a las condiciones económicas precarias, que causan una peor salud y mayor inequidad, tiene un coste más alto que actuar (Leppo et al, 2013).

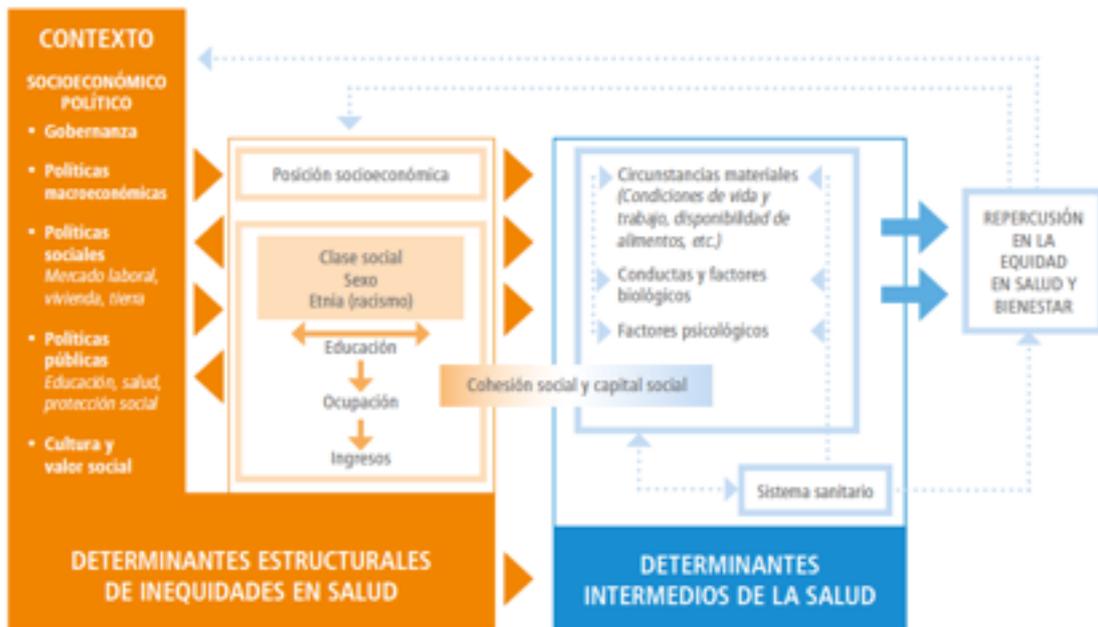
El marco teórico propuesto por Solar e Irwin (2010) para la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la Organización Mundial de la Salud (Figura 2), contiene dos elementos principales: los factores estructurales y los factores intermedios de las desigualdades en salud.

Según este modelo el contexto socioeconómico y político influyen en la estructura social que incluye los distintos ejes de desigualdad que determinan la jerarquía de poder en la sociedad: la clase social, el género, la edad, la etnia y el territorio. Esta estructura social determina las desigualdades en los factores intermedios, que a su vez son los condicionantes de las desigualdades en salud.

Los determinantes intermedios incluyen las circunstancias materiales (condiciones de vida y trabajo, disponibilidad de alimentos, etc.), las conductas

y factores biológicos y psicológicos. El sistema sanitario, aunque en menor medida, contribuye a la formación de desigualdades en salud mediante la dificultad en el acceso y la menor calidad de los servicios sanitarios.

FIGURA 2. MARCO CONCEPTUAL DE LOS DETERMINANTES SOCIALES EN SALUD.



Fuente: OMS (2011) Cerrando la brecha : la política de acción sobre los determinantes sociales de la salud : documento de trabajo. Avanzando hacia la equidad. Basado en Solar y Irwin (2010).

Las desigualdades en salud según la posición socioeconómica (medida con el nivel de formación o de ingresos) suponen una relación entre menor nivel socioeconómico y peor salud, en términos tanto de salud percibida como de morbilidad y mortalidad. Estas desigualdades no solo afectan a un pequeño segmento de población más pobre, sino a toda la población (Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España, 2010).

Además de las desigualdades entre individuos, existen también variaciones geográficas en la salud, relacionadas con los recursos sociales, económicos y sanitarios que dispone cada región. Según este marco conceptual, el estudio de las variables asociadas a la salud individual, debe enfatizar que la salud de las personas depende del contexto en el que viven. De esta forma, la OMS (2011) considera que el enfoque basado en los determinantes sociales exige actuar de manera coordinada y coherente en los sectores de la sociedad que influyen en los determinantes estructurales, a fin de mejorar la salud y reducir las inequidades, asumiendo la realidad de que las inequidades en salud no pueden abordarse sin abordar las desigualdades sociales.

Wilkinson y Marmot (2003) en su publicación *“Los Hechos Probados”* revisaron la evidencia disponible sobre la influencia de los determinantes sociales de la salud, destacando la influencia en la salud de la pendiente social, el estrés, la exclusión social y el desempleo, entre otros factores.

También en España, la Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud (2009) plantea que numerosos estudios sobre desigualdades han evidenciado como la posición socioeconómica, el género, el territorio y la inmigración son ejes de desigualdad con enorme impacto en la salud de la población.

Marmot (2014) en su informe *“Review of social determinants and the health divide in the WHO European Region”*, ha advertido sobre el potencial impacto negativo en las desigualdades en salud de la actual crisis financiera, económica y social. En esta línea, el Director Regional de la OMS en Europa (Jakab, 2012) ha enfatizado la necesidad de cuidar la salud como recurso en Europa, frente al riesgo que la crisis y las medidas de austeridad suponen para el incremento de las desigualdades sociales en salud.

Dentro del marco general de los determinantes sociales de la salud el presente trabajo se centra, sobre todo, en el estudio del desempleo individual

como determinante intermedio, las políticas del estado del bienestar (concretamente, gasto sanitario y social) como determinante estructural del contexto socioeconómico y político, el género como determinante estructural de la estructura social, y los servicios sanitarios (en este caso, los servicios odontológicos) como determinante intermedio. A continuación se profundiza tanto en el marco teórico como en la evidencia empírica sobre los mismos.

1.2.1. El desempleo como determinante social de la salud

Las investigaciones realizadas en distintos países demuestran que el desempleo es un riesgo para la salud y que es mayor en regiones con altos índices de desempleo (Wilkinson y Marmot, 2003). La evidencia disponible apunta a una fuerte asociación entre desempleo, bajo nivel económico y peor salud (Catalano and Bellows, 2005; McKee-Ryan et al, 2005; Gallo et al, 2004).

Los efectos negativos del desempleo en la salud se han descrito tanto en términos de mortalidad (Mustard 2013), como de salud mental (Paul, 2009; Artazcoz, 2004) y percibida (Limm 2012, Bambra 2009). Se ha documentado también la relación entre la precariedad laboral de los inmigrantes y la salud (Porthé, 2008) o la asociación de los contratos temporales, la vulnerabilidad en el empleo, el bajo nivel de ingresos y la falta de protección social, con mayores niveles de ansiedad, depresión, miedo y sufrimiento (Amable, 2001 y 2006).

Frente a esta evidencia del impacto negativo del desempleo en la salud, los estudios de Ruhm (2000, 2001, 2005, 2007) sugieren mejoras en la salud de los desempleados al adquirir hábitos más saludables, como realización de ejercicio físico, menos tabaquismo y consumo de alcohol, pérdida de peso y reducción de riesgos de la la salud relacionados con el trabajo.

La relación entre desempleo y salud se ha tratado de explicar a través de distintos modelos, cuya plausibilidad se ha evaluado con datos empíricos. Según Janlert et al (2009) estos modelos podrían resumirse en los siguientes:

1. **Modelo de depravación económica:** es el modelo sociológico clásico. Los desempleados dispondrían de menos dinero, y esta falta económica empeoraría los requisitos previos para una buena salud. El modelo también sugiere una posible solución, considerando que dar prestaciones económicas al desempleo aliviaría los efectos más nocivos del mismo.
2. **Modelos de control:** abarcan una amplia variedad de formulaciones, teniendo en común que afirman que la posibilidad de controlar (o sentir que se puede controlar) el medio ambiente es fundamental para responder a una situación de desempleo. El más utilizado en salud pública es el modelo de control de la demanda desarrollado por Karasek (1990). Según esta teoría el desempleo puede considerarse como una situación de trabajo pasivo, con un bajo control sobre la vida laboral.
3. **Modelos de stress:** la teoría del estrés fue popularizada por Selye (1956). Estos modelos intentan relacionar los estímulos sociales con los efectos sobre la salud utilizando mecanismos fisiológicos como factores de intermediación. En la evolución más reciente del modelo, el apoyo social desempeña un papel importante en la moderación de la reacción de estrés.
4. **Modelos de apoyo social:** estas teorías están estrechamente relacionadas con la perspectiva del estrés. Es habitual diferenciar entre dos mecanismos diferentes de el apoyo social, el directo y el efecto de amortiguación. El efecto directo supone que la falta de red social tiene consecuencias inmediatas para la salud, de forma que el contacto humano es visto como una necesidad fundamental. El efecto de amortiguación supondría que el apoyo social actuaría como un escudo frente a diferentes tipos de estrés como, por ejemplo, el desempleo.
5. **Modelos de funciones latentes:** según esta teoría el trabajo contribuiría a una serie de funciones latentes. Estas funciones latentes incluirían la estructuración del tiempo, la oportunidad de contactos sociales con otras personas, la definición de la identidad individual o la participación en propuestas colectivas. La falta de estas funciones latentes podrían originar problemas de salud.

Por otro lado, se ha argumentado que el efecto negativo del desempleo en la salud podría deberse a sesgos de selección directos (en el colectivo de desempleados podrían estar representadas las personas con enfermedades previas) o indirectos (el fenómeno del desempleo podría asociarse a factores de riesgo para la salud de tipo socioeconómico) (García 2010).

Esta hipótesis de la "selección de la salud", argumenta que la mala salud aumenta el riesgo de convertirse en desempleados (Bartley, 2001; Clemens et al, 2009; Heponiemi et al, 2007) debido a que la propia enfermedad sea causa del despido (Christensen et al, 2008, Varekamp y Van Dijk, 2010) y de mayor dificultad de retornar al mercado de trabajo, especialmente en el caso de la discapacidad (McAnaney y Wynne, 2005), o bien porque la enfermedad conduzca a bajos niveles de cualificación, que dificultan el acceso al mercado laboral (Bartley et al, 1999). De hecho, es conocido que las personas con enfermedades y discapacidades a largo plazo tienen un mayor riesgo de ser excluidos del mercado de trabajo y mayor dificultad para su posterior incorporación (Lindholm et al, 2002; Virtanen et al, 2005; Schmitz, 2011).

Frente a esta hipótesis de selección, se encuentra la "hipótesis causal" que establece que la pérdida del empleo tiene efectos adversos para la salud como resultado de la pérdida de ingresos, y la incertidumbre sobre el futuro, con la consiguiente generación de estrés psicológico y ansiedad (Marmot et al, 2008).

En la línea de esta hipótesis causal, la relación perjudicial entre desempleo y salud también ha quedado patente cuando se ha controlado por posibles factores de confusión. De esta forma, el trabajo de Strully et al (2009) sugiere que aunque las personas más enfermas son más propensas a perder sus puestos de trabajo, al controlar por potenciales factores confusores, existe un verdadero coste en la salud percibida por el hecho de pasar a situación de desempleo. En la misma línea, los hallazgos de Burgard et al (2007) apuntan a un empeoramiento de la salud percibida y un aumento de los síntomas depresivos en quienes pierden sus empleos de forma involuntaria, incluso

teniendo en cuenta las características individuales sociales y de estado de salud previo.

El estudio de Ludin et al (2010) en población sueca detectó un aumento del riesgo de mortalidad por todas las causas en el período 1995-2003 entre las personas que experimentaron 90 días o más de desempleo durante 1992-4, en comparación con los que se mantuvieron empleados. Las conclusiones de estos autores sugieren que una parte sustancial del aumento del riesgo relativo de la mortalidad asociada con el desempleo puede ser atribuible a factores de confusión por factores de riesgo individuales. La interpretación de estos datos, sin embargo, en la línea de lo propuesto por Bartley et al (2010), sugiere que incluso después de controlar por factores de confusión, incluyendo la ausencia de enfermedad en los 2 años inmediatamente antes de la observación, el desempleo se asocia con un exceso del 57% de riesgo de muerte prematura en los primeros 4 años en los hombres de 44-54 años de edad.

En la misma línea, el trabajo de Ahs et al (2005) en Suecia, después de ajustar por variables sociodemográficas, así como por las enfermedades de larga duración o discapacidad, muestra que las diferencias de salud percibida entre los desempleados y trabajadores en activo fueron mayores cuando los niveles de desempleo eran altos. Se da la circunstancia de que el desempleo en la década de 1990 había afectado a más sectores de la población que durante las décadas anteriores, aumentando entre las personas con mayores estudios académicos, mediana edad y en zonas urbanas. Estos autores concluyen que la mala salud percibida entre los desempleados es un problema de salud pública que se incrementa cuando existen altas tasas de desempleo.

Aunque Bockerman et al (2009) han considerado que la pérdida del empleo no influye como tal en la salud percibida cuando se realizan estudios longitudinales, tres metaanálisis (McKee-Ryan et al, 2005; Paul y Moser, 2009; Roelf et al, 2011) incluyendo estudios longitudinales concluyen que tanto la hipótesis de selección como la de causalidad son los responsables del

aumento de la morbilidad y la mortalidad de los desempleados, reforzándose mutuamente en un círculo vicioso.

En esta línea, Norström, Virtanen y Hammarström (2014) han realizado una revisión sistemática de literatura publicada desde 2003 sobre el efecto del desempleo en la salud percibida, concluyendo que la mayoría de la evidencia disponible muestra el efecto negativo del desempleo en este indicador en la población en su conjunto.

En cuanto a las posibles similitudes del escenario de la actual crisis con las recesiones anteriores, Bambra (2010) ha realizado una revisión de las investigaciones sobre desempleo y salud durante las recesiones económicas de 1980 y 1990. Su trabajo revisa la evidencia disponible sobre los efectos del desempleo tanto en la morbilidad y la mortalidad como en los servicios sanitarios, pero además esboza las principales diferencias entre aquellas recesiones y la actual, identificando que la red de seguridad a disposición de los desempleados es menor que en los anteriores recesiones, y detectando que, en algunas áreas, el “nuevo” desempleo coexiste con una falta de empleo estructural en forma de receptores de pensiones de discapacidad. Además alerta sobre como el deterioro de los derechos laborales y la disminución en el apoyo social podrían suponer una carga relativa adicional, y de la probabilidad de que el desempleo de las mujeres se convierta en un mayor problema de salud pública que en el pasado. En base a estos hechos, Bambra (2010) concluye que las consecuencias negativas del desempleo en la salud podrían ser mayores que en anteriores recesiones, recomendando que la investigación sobre el desempleo sea sensible a este cambio de contexto, por ejemplo, examinando las consecuencias del mismo en las mujeres.

Diversos estudios, han aportado evidencia empírica sobre el efecto negativo de las altas tasas de desempleo comunitario sobre distintos indicadores de salud. De esta forma, se ha relacionado con una mayor mortalidad general en Estados Unidos (Halliday, 2014). En Europa, Stuckler et al (2009) analizando

datos de mortalidad en 27 países europeos durante el período de 1979 a 2007, concluyen que un incremento del 1% de la tasa de desempleo se relaciona con un incremento del 0,7% del riesgo de suicidios en < 65 años, mientras que mortalidad por accidente tráfico disminuye un 1,39%. El efecto negativo en la salud percibida ha sido descrito en Alemania (Diehl et al, 2011), Brasil (Giatti et al, 2010), Suecia (Åhs y Westwerling, 2005), Londres y Helsinki (Stafford et al, 2004). En Canadá, Zunzunegui et al (2002) reportaron el impacto negativo de las altas tasas de desempleo en inmigrantes hombres, tanto de primera generación (que tendían a sufrir mayores niveles de ansiedad) como de segunda generación (que presentaban mayor probabilidad de ser obesos y de declarar mala salud). Frente a estos hallazgos un análisis multinivel de Béland et al (2002) no confirmó la influencia en la salud de los individuos de las variables contextuales relativas al desempleo, pero sí la asociación entre el desempleo a nivel individual y la salud percibida.

Existen ya algunas publicaciones que revisan la relación entre desempleo y salud en la actual crisis. De esta forma, Bradford y Lastrapes (2013) han estimado la relación entre las prescripciones de medicamentos de salud mental y el nivel de actividad del mercado laboral en Estados Unidos, comprobando que en algunas regiones el número de recetas de estos fármacos se eleva en un 10% cuando el empleo cae un 1%. Igualmente, es conocido que en Estados Unidos la tasa de suicidios se ha incrementado durante la actual recesión, llegándose a relacionar cada incremento de un punto porcentual del desempleo con un aumento del 0,99% en la tasa de suicidios (BMJ; 2012). Toffolutti y Suhrcke (2014) analizando datos para 23 países de la Unión Europea han observado que un aumento de un punto porcentual en la tasa de desempleo estandarizada se ha asociado con una disminución estadísticamente significativa en las tasas de mortalidad por algunas causas (accidentes de tráfico, cardiovascular, infección parasitaria, etc.) pero también con un aumento en la tasa de suicidios (34,1%). En Estados Unidos, Colman y Dave (2014), con datos longitudinales de la actual recesión, han mostrado que la pérdida del empleo puede tener efectos nocivos para la salud al disminuir el gasto físico

total, cuando se trata de trabajos de intensa actividad física, y se realizan más actividades sedentarias como ver la televisión o navegar por Internet. Además, con más frecuencia, los desempleados postergarían las visitas médicas de rutina o la toma de medicamentos debido a limitaciones financieras o a la pérdida del seguro médico.

Por otro lado, diversas investigaciones establecen que las características contextuales (país, región, familia, etc.), afectan a la relación entre condiciones laborales y salud (Muntaner, 2010). De esta forma, existe evidencia de la existencia de una alta correlación en la salud entre los miembros de la misma familia, lo que apunta a que la familia en cierta medida condiciona la salud individual (Lawlor, 2009). En España, López del Amo et al (2014) han señalado que el ingreso del hogar actúa como factor protector, disminuyendo, por cada punto porcentual de aumento en los ingresos, la probabilidad de declarar la mala salud en un 31%.

1.2.2. Las políticas del estado del bienestar como determinante.

El impacto del desempleo en la salud está influido por el contexto institucional, tanto a través de la regulación de las relaciones laborales, como mediante la redistribución de recursos sociales y el propio acceso a la atención sanitaria. Diversas investigaciones establecen que las características contextuales de un territorio (país, estado, región, vecindario, familia, etc.), afectan a la relación entre condiciones laborales y salud (Muntaner, 2010). En esta línea, Navarro et al (2006) en su estudio en países de la OCDE obtuvieron resultados que apoyan la hipótesis de que las ideologías políticas de los partidos de gobierno afectan a algunos indicadores de salud de la población, demostrando que los partidos políticos con ideologías igualitarias tienden a aplicar políticas redistributivas. De esta forma, las políticas destinadas a reducir las desigualdades sociales, como las políticas del estado del bienestar y del

mercado laboral, se relacionarían con una mejora de la mortalidad infantil y la esperanza de vida al nacer.

La reducción del gasto en salud se ha relacionado con un aumento de la mortalidad infantil (Maruthappu et al, 2015a), la mortalidad materna (Maruthappu et al ,2014a), la mortalidad por cáncer de estómago en hombres y mujeres (Maruthappu et al, 2014b), la mortalidad por VIH (Maruthappu et al, 2015b), la mortalidad cerebrovascular (Maruthappu et al, 2015c) y la mortalidad por cáncer de mama (Maruthappu et al, 2015d).

Stuckler et al. (2009) en su estudio con datos de 26 países de la Unión Europea para determinar la asociación entre las tasas de desempleo y la mortalidad en el periodo 1970-2007, concluyen que el gasto en política activas de empleo reduce el efecto del desempleo sobre la mortalidad por suicidio.

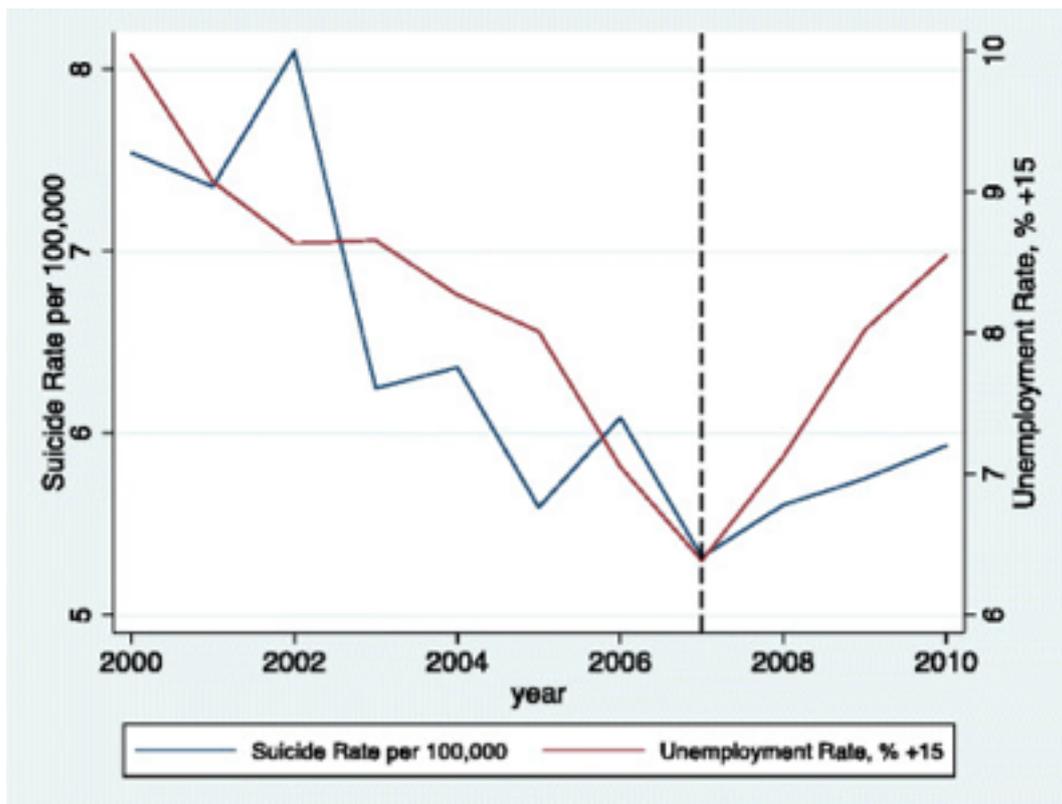
Bambra & Eikemo (2009) analizaron para 23 países europeos si la relación entre el desempleo y un mayor riesgo para la salud varía entre los estados de bienestar con diferentes niveles de protección social para los desempleados. Sus resultados demuestran que en todos los países los desempleados muestran tasas más altas de mala salud pero que estos efectos son paliados en los países con niveles de protección de los desempleados más altos.

Paul y Moser (2009) realizaron un metanálisis sobre el efecto del desempleo sobre la salud mental, incluyendo 237 estudios transversales y 87 estudios longitudinales, concluyen que efecto negativo del desempleo en la salud mental era más fuerte en los países con un nivel débil del desarrollo económico, distribución desigual de los ingresos o sistemas de protección al desempleo débiles.

De Vogli (2013) estudió el efecto del desempleo en los suicidios en las regiones italianas con diferentes niveles de inversión social. Aunque tal y como se muestra en la Figura 3, los aumentos del desempleo estaban fuertemente

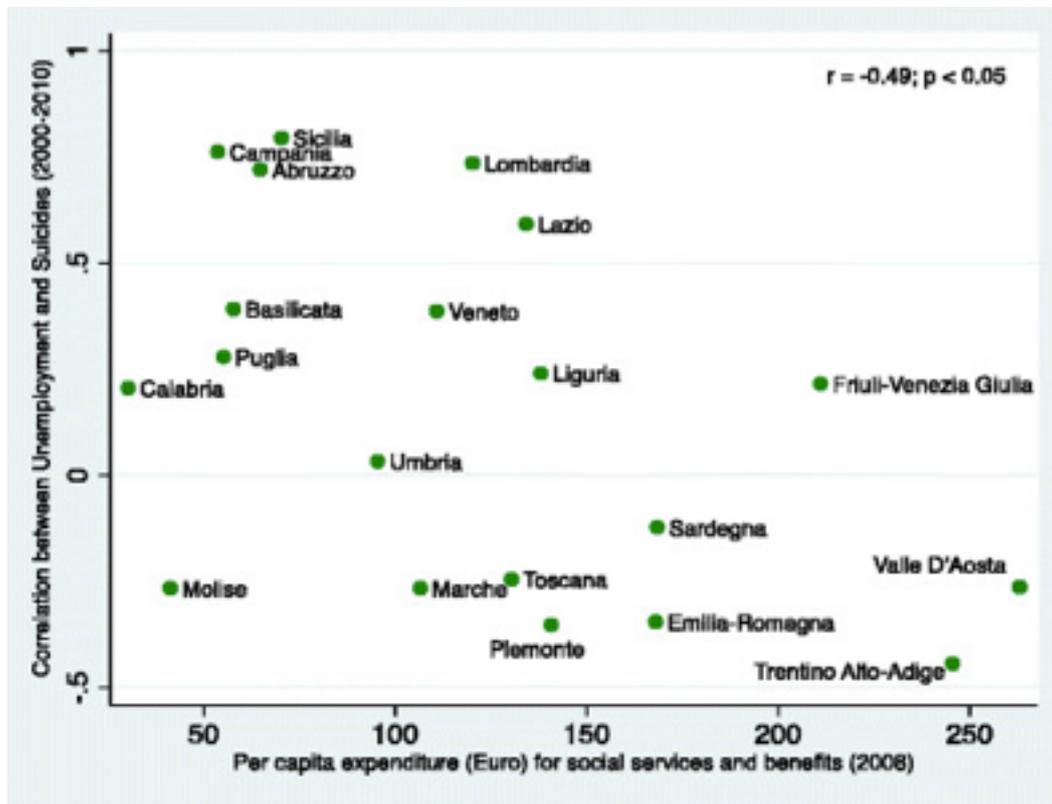
correlacionados con aumentos de suicidios durante el período de estudio (2000-2010), la fuerza de la asociación entre el desempleo y el suicidio se correlacionó negativamente con los niveles de inversión en el bienestar social, de forma que en las regiones italianas que invierten más de 135 € per cápita en servicios sociales, como la región Trentino-Alto Adige, el aumento del desempleo se asoció con una reducción, en lugar de un aumento, de suicidios (Figura 4).

FIGURA 3. ASOCIACIÓN TEMPORAL ENTRE EL DESEMPLEO Y LOS SUICIDIOS 2000-2010 EN ITALIA.



Fuente: De Vogli (2014)

FIGURA 4. CORRELACIÓN ENTRE EL DESEMPLEO Y LOS SUICIDIOS POR GASTOS EN SERVICIOS Y PRESTACIONES SOCIALES /HABITANTE EN 20 REGIONES ITALIANAS.



Fuente: De Vogli (2014)

En España, Benavides et al (1994) estudiaron las relaciones entre el desempleo, salud y utilización de servicios sanitarios, explorando la influencia del entorno socioeconómico en estas relaciones. Aunque en el conjunto de España había una relación entre el desempleo, la mala salud y un mayor uso de los servicios de salud, esta relación variaba entre regiones, no siendo tan clara en el caso de Andalucía, donde el fenómeno del desempleo tenía mayor trayectoria histórica.

Recientemente, López del Amo et al (2014) han realizado un estudio multinivel en España cuyos resultados provisionales determinan que ni la tasa

de desempleo regional ni ingreso per cápita regional se asocian significativamente con la percepción de salud. Sin embargo, sugieren que debería profundizarse en futuras investigaciones, diferenciando las variables endógenas, que no es probable que cambiar en el corto plazo (como la renta per cápita o la tasa de desempleo), de aquellas otros en los que la administración pública tiene poder de modificar como el gasto social o sanitario per cápita (López del Amo et al, 2014).

1.2.3. El género como determinante social de la salud.

El género es considerado un determinante estructural de la salud con consecuencias e implicaciones diferentes para mujeres y hombres. Las diferencias biológicas entre ambos sexos no resultan suficientes para explicar las tendencias diferentes en salud que, por otra parte, podrían ser prevenidas y evitadas (Abdool y Jones, 2011).

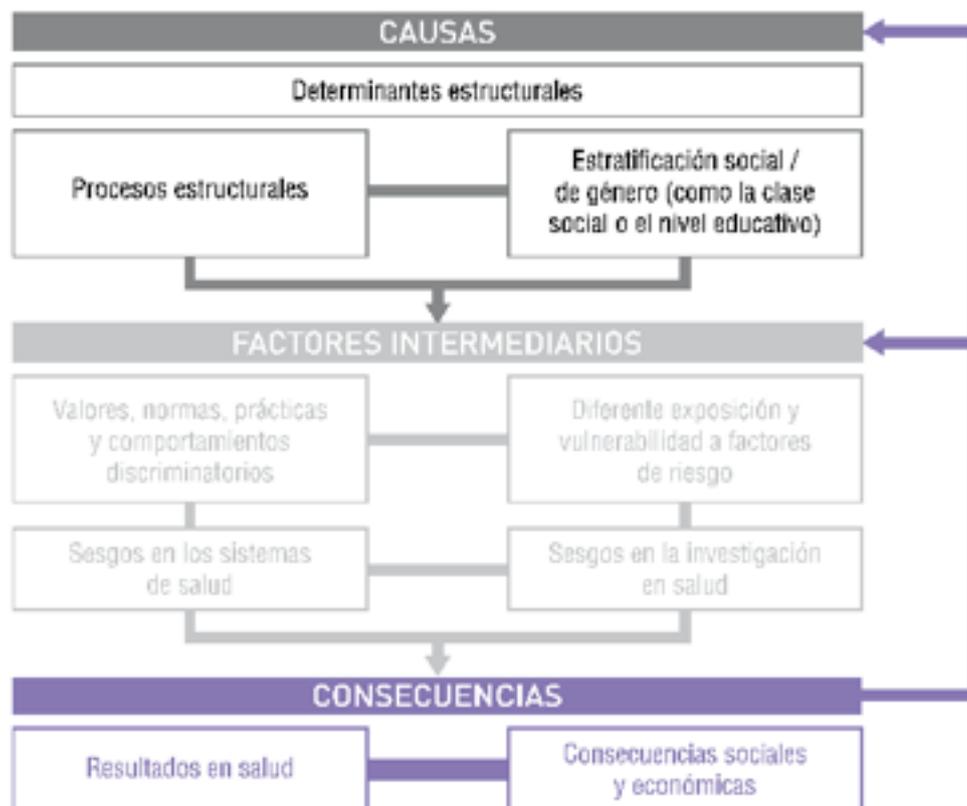
Estas desigualdades son el origen del fenómeno catalogado como la “paradoja del género”, según la cual las mujeres en casi todas las sociedades tienen mayor esperanza de vida que los hombres pero, sin embargo, a lo largo de su vida padecen más enfermedad y malestar (Sen y Östlin, 2002).

Krieger (2003) define el término “género” como un constructo social que pone de manifiesto las convenciones culturales, los roles y los comportamientos sociales que diferencian a las mujeres y los hombres. Aunque el concepto de “sexo” suele ser utilizado para hacer referencia a las diferencias físicas, anatómicas y fisiológicas entre hombres y mujeres (Esteban, 2006), ambos conceptos, “sexo” y “género” son complejos y están interrelacionados, teniendo sus conexiones relevancia para la salud (Krieger, 2003). Desde mediados del siglo XX, el análisis de género se ha ido incorporando progresivamente al campo de la salud, centrándose en el estudio de las desigualdades, consideradas aquellas diferencias injustas que provienen de la

distribución de roles y relaciones de poder entre hombres y mujeres (García-Calvente et al, 2008).

Dentro de los distintos modelos conceptuales que se han propuesto para explicar las diferencias de género en salud cabe destacar el elaborado por la *Women and Gender Equity Knowledge Network*, en su informe para la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la OMS (Sen y Ostlin, 2007) .En este modelo se basa la propuesta de la Guía de Indicadores para medir las Desigualdades de Género y sus Determinantes de la EASP (García-Calvente et al, 2013), y queda representado en la Figura 5.

FIGURA 5. MODELO CONCEPTUAL SOBRE EL ROL DEL GÉNERO COMO DETERMINANTE SOCIAL DE LA SALUD.



Fuente: Guía de Indicadores para medir las Desigualdades de Género y sus Determinantes propuesta por la EASP (García-Calvente et al, 2013), basado en Sen y Ostlin (2007)

Este modelo, que explica el papel del género como determinante de la salud, considera que el ordenamiento social de lo masculino y femenino se refleja en unos sistemas de salud que introducen sesgos de género. Dentro de este marco teórico, las desigualdades de género, originadas en las estructuras socioeconómicas y de poder, hacen que los roles de género puedan influir en la utilización de los servicios sanitarios. En esta línea, por ejemplo, en España Urbanos (2011) ha estudiado las diferencias de género en la utilización de servicios de Atención Primaria y en la probabilidad de ingreso hospitalario, demostrando que mientras los hombres tienen una menor propensión a utilizar los primeros, las mujeres tienen una probabilidad significativamente menor de ser hospitalizadas.

Pero, por otra parte, este modelo teórico vincula el género con diferentes determinantes estructurales que a corto, medio y/o largo plazo afectan a la salud, de forma que la clase social y el nivel educativo influyen en la salud de manera desigual según el sexo.

Tradicionalmente, existen pocos estudios sobre los determinantes sociales de la salud de las mujeres que consideren el papel de la clase social que, como el género, determina diferentes valores y actitudes, recursos y oportunidades (Artazcoz, 2004). Aunque existe una evidencia creciente sobre la asociación negativa entre el desempleo y la salud, se ha profundizado poco, sobre la posible existencia de diferencias de género o de clase social. En esta línea, Bambra (2010) sugiere que la investigación sobre el desempleo tiene que ser más sensible a los cambios sociológicos en el actual contexto económico, examinando más de cerca las experiencias de las mujeres y el desempleo.

En Madrid, el estudio de del Llano (1991) mostraba la asociación del paro con el mal estado de salud, así como la existencia de dos factores que actuaban como modificadores del efecto: el estrés debido a causas económicas y el apoyo social y familiar.

Gordo et al (2006) han considerado que si bien el desempleo de larga duración tendría un efecto negativo en la salud percibida tanto en hombres como mujeres, en el caso del desempleo de corta duración este efecto negativo sólo afectaría a los hombres.

Norström et al (2014) han realizado una revisión sistemática sobre los estudios publicados desde 2003 que analizan la relación entre desempleo y salud percibida analizando el distinto comportamiento en subgrupos de población. En los estudios analizados, fue más frecuente encontrar un mayor efecto negativo del desempleo en hombres, frente aquellos en los que el efecto fue mayor en mujeres o los que hallaron diferencias entre sexos de tan pequeña magnitud que no permitieron extraer conclusiones. En las mujeres, la OR ajustada de salud negativa en desempleadas frente a trabajadoras osciló en rango de 1,5 a 2,5, mientras que los resultados variaron más entre los hombres. En los países de Europa del Este (Bacikova-Sleskova et al, 2007; Bambra y Eikemo, 2009; Kaleta et al, 2008) y en España (Artazcoz et al, 2004; Puig-Barrachina et al, 2011) el efecto del desempleo fue mayor en hombres. Por el contrario, en los estudios realizados en población sueca, se ha detectado un mayor efecto negativo del desempleo en la salud percibida de las mujeres que en hombres (Åhs A y Westerlin, 2005; Hammarström et al, 2011; Reine et al, 2013; Roos et al, 2005).

La Comisión de Derechos de la Mujer e Igualdad de Género del Parlamento Europeo (2013) considera que la Unión Europea afronta la mayor crisis económica y financiera desde la Gran Depresión de los años treinta, y que las medidas de austeridad así como el incremento del desempleo tiene consecuencias particularmente graves en las mujeres, a las que afecta directamente e indirectamente.

En la misma línea, la OCDE (2012a) advierte que las medidas de austeridad que han acompañado a la actual crisis económica podrían resultar desiguales en términos de impacto de género. De esta forma, por ejemplo, los recortes en

el gasto público se han acompañado de una congelación del empleo público y una reducción temporal de salarios para los funcionarios, colectivo en el que hay muchas mujeres. Los recortes en las prestaciones familiares a cuidadores de personas dependientes, teniendo en cuenta elevado porcentaje de los mismos que son mujeres, también pueden afectar especialmente al sexo femenino.

Por último, se debe resaltar, 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, lo que implica que los roles de género podrían estar cambiando (Escribà-Agüir y Fons-Martinez, 2014). Bamba y Eikemo (2009) sugieren que la feminización del mercado laboral puede disminuir las diferencias de género en la relación entre desempleo y salud.

1.3. El acceso a servicios odontológicos

1.3.1. Necesidad, acceso y utilización de servicios sanitarios.

En la década de los sesenta del siglo XX, Arrow (1963) mostró como la relación médico-paciente puede ser racionalizada económicamente bajo la hipótesis de incertidumbre, centrandó sus investigaciones en cómo los servicios sanitarios son sólo uno entre los muchos factores que influyen en la salud. Desde entonces diversos autores, como Clavero-Barranquero y González-Álvarez (2005a) han estudiado la relación entre factores socioeconómicos y la utilización de servicios sanitarios, así como las desigualdades socioeconómicas vinculadas (González-Álvarez y Clavero-Barranquero, 2008).

Los problemas planteados por la definición y cuantificación de la necesidad de asistencia sanitaria justifican la utilización de dos posibles modelos teóricos para explicar aspectos de equidad y eficiencia (Clavero-Barranquero y González-Álvarez, 2005b). De un lado, la teoría tradicional del consumidor, que considera al individuo como el principal agente para determinar la demanda de servicios sanitarios, aunque condicionado por la organización del sistema sanitario (Grossman, 1972) y, por otro lado, los modelos principal-agente, en los que el médico determina la cantidad de servicios médicos utilizados en nombre del paciente (Zweifel, 1981).

Por otro lado, en la línea de lo propuesto por Matthew (1971) debe diferenciarse entre necesidad de asistencia, demanda (el individuo decide contactar con el sistema sanitario) y utilización. La necesidad podría clasificarse en cuatro tipos según Bradshaw (1972, citado en Clavero-Barranquero y González-Álvarez, 2005b):

- Necesidad normativa:** definida por la opinión de un profesional o experto.
- Necesidad percibida:** percepción que tienen los individuos cuando su nivel de salud se reduce, generando insatisfacción y la necesidad de atención médica.
- Necesidad expresada:** es la necesidad percibida que finaliza en un proceso de búsqueda de servicios.
- Necesidad comparativa:** considera que en dos grupos de características similares, si uno de ellos dispone de mayor cantidad de recursos asistenciales que el otro, se puede afirmar que este último está necesitado.

1.3.2 Salud oral y servicios odontológicos.

La Organización Mundial de la Salud considera la salud oral como un área de alta prioridad debido a la alta carga de la enfermedad, la gran disparidad entre las poblaciones y la desproporción con la que afecta a ciertos grupos (Petersen et al, 2004).

Existe además una creciente evidencia sobre la asociación entre una mala salud oral y un mayor riesgo de mortalidad (Holmlund et al, 2010; Aida et al, 2011; Brown 2009). Sabbah et al (2013) han sugerido que la mala salud oral parece ser un marcador de factores de riesgo, socioeconómicos y de comportamiento, relacionados con la mortalidad por cualquier causa.

Aunque la enfermedad oral es en gran medida prevenible, en un estado avanzado puede ser irreversible y sus consecuencias durar toda la vida (Kwan 2010), de ahí la importancia de su correcta atención.

La carga de enfermedades bucodentales es particularmente alta en los grupos de población desfavorecidos y pobres, tanto en los países en desarrollo como en los desarrollados (Petersen et al, 2005). De esta forma, la concentración de la patología oral en la población de nivel socioeconómico más

bajo es un hecho que afecta también a los países con mayores niveles de renta, donde el 80% de la patología se concentra sobre el 20% de la población más empobrecida (González et al, 2013). Los determinantes sociales de la salud, incluyendo factores como la exclusión social, el desempleo y el estrés, contribuyen a la mala salud oral (Newton y Bower, 2005).

Este gradiente socioeconómico se ha observado tanto en la autopercepción de salud oral, como de forma objetiva (a través exámenes dentales realizados por odontólogos) así como en el acceso a los servicios dentales (Do et al, 2010; Ståhlacke et al, 2010; Bernabé y Marcenes, 2010; Listl, 2011). La Organización Mundial de la Salud considera estas diferencias como desigualdades sociales al tratarse de diferencias en salud injustas y evitables, entre grupos poblacionales definidos social, económica, demográfica o geográficamente.

En España, estas desigualdades también son manifiestas, entre comunidades autónomas y entre grupos sociales, con la peculiaridad de que la mayor prevalencia de enfermedad oral en una región se relaciona con un mayor diferencial por clase social (Cortés, 2013). Igualmente se han descrito diferencias sociales en la utilización de estos servicios (Tapias-Ledesma et al, 2005; Pizarro et al, 2009).

Hay desacuerdo sobre la explicación exacta del origen del gradiente socioeconómico en la salud oral, aunque se ha sugerido que los patrones de asistencia dental constituyen uno de los mecanismos causales para el origen de estas desigualdades (Sisson, 2007). Existe una sólida evidencia sobre cómo la asistencia dental regular y frecuente, más común entre las personas con mayor estatus socio-económico, se asocia con mejor salud oral (Unell et al, 1999;. McGrath y Bedi, 2001; Petersen et al, 2004; Dye y Selwitz, 2005; Krustup y Petersen, 2006; Sanders et al, 2006.; Donaldson et al, 2008.; Pavi et al, 2010).

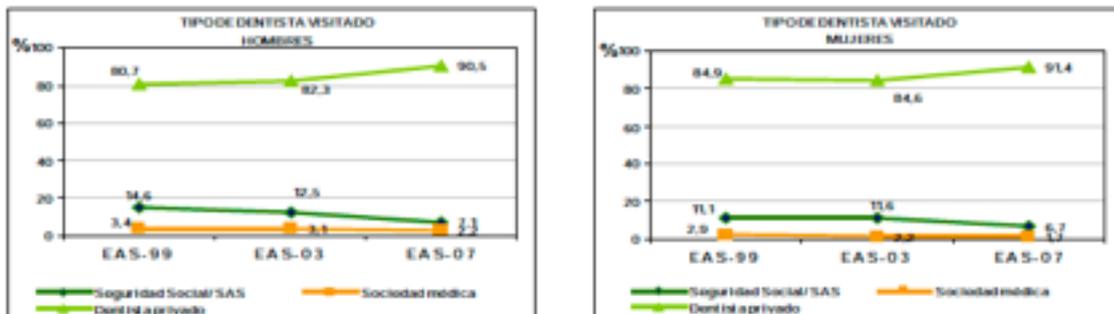
La importancia de conocer las necesidades de atención odontológica no cubierta, radica fundamentalmente en la correspondencia existente entre una mayor dificultad en el acceso a atención odontológica y una mayor prevalencia y severidad de enfermedad oral (Canadian Academy of Health Sciences, 2009).

El behavioral model propuesto por Andersen (1995) considera que el acceso a los servicios sanitarios depende de factores individuales, del sistema de salud y del contexto social. Por tanto, en el acceso a los servicios dentales, además del nivel socioeconómico, se ha estudiado la influencia de factores como la enfermedad crónica (Grubbs et al, 2012), el estado civil (Bagewitz et al, 2002), el sexo (Pizarro et al, 2009), la edad (Adams et al, 2004) y la influencia de los sistemas de pago (Lara y López, 2002).

Por otro lado, tal y como se ha señalado en el epígrafe anterior, el género puede influir en la utilización de servicios sanitarios, incluidos los dentales. Borrell (2006) expuso que en Cataluña el acceso a los servicios sanitarios curativos no presenta desigualdades según clase social, pero sí el acceso a los servicios no cubiertos por el sistema como la odontología, en el que además existe una mayor frecuentación en mujeres que hombres. También en Madrid, Rodríguez et al (2010) concluyeron que las visitas al dentista son más frecuentes en mujeres y disminuyen con el menor nivel económico.

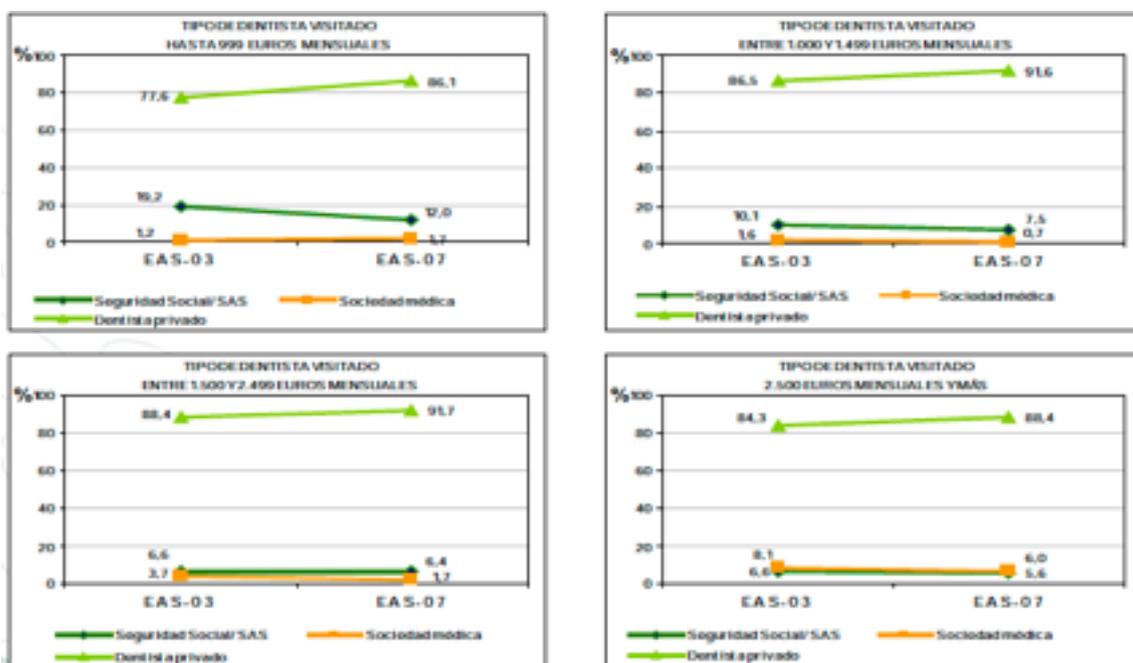
El fenómeno de mayor utilización en mujeres (Figura 6) y en personas con mayores ingresos (Figura 7) también queda patente en Andalucía al observar los datos de las Encuestas Andaluzas de Salud (Sánchez et al, 2010). En el análisis a nivel nacional a través de los datos de la Encuesta Nacional de Salud 2011-12 (INE, 2013c) se refleja también una mayor utilización de servicios dentales en mujeres.

FIGURA 6. PORCENTAJE DE PERSONAS QUE ACUDIERON A LOS DISTINTOS TIPOS DE CONSULTAS DENTALES (ENTRE QUIENES ACUDIERON AL DENTISTA) POR SEXO. ANDALUCÍA. AÑOS 1999, 2003 Y 2007.



Fuente: Sánchez JJ, Sánchez P, Moya MN, Mayoral JM (2010). La salud en Andalucía según las Encuestas Andaluzas de Salud (EAS): EAS-1999, EAS-2003 y EAS-2007. Granada, Escuela Andaluza de Salud Pública.

FIGURA 7. PORCENTAJE DE PERSONAS QUE ACUDIERON A LOS DISTINTOS TIPOS DE CONSULTAS DENTALES (ENTRE QUIENES ACUDIERON AL DENTISTA) POR SEXO. ANDALUCÍA. AÑOS 1999, 2003 Y 2007.



Fuente: Sánchez JJ, Sánchez P, Moya MN, Mayoral JM (2010). La salud en Andalucía según las Encuestas Andaluzas de Salud (EAS): EAS-1999, EAS-2003 y EAS-2007. Granada, Escuela Andaluza de Salud Pública.

La atención odontológica del sistema sanitario español contempla la atención de la población infantil y juvenil con una cobertura básica pública (preventiva y restauradora en dentición permanente). La provisión es realizada por cada Comunidad Autónoma mediante distintos modelos, predominando el de capitación, con financiación pública, y provisión pública y privada del servicio (Cortes 2008). Los servicios prestados varían entre las distintas regiones (Cortés 2010) y los recortes asociados a la actual crisis empiezan a traducirse en una reducción de la cobertura y/o edad de atención en algunas comunidades (Cortés 2013, Orden 21/12/12 de Aragón).

No obstante, la atención financiada públicamente a adultos es mucho más limitada (RD 1030/2006), circunscribiéndose básicamente a la atención de la patología aguda, por lo que el resto de procedimientos odontológicos deben ser afrontados de forma particular, ascendiendo el porcentaje de gasto privado en salud oral al 97% (Pinilla, 2009). Con la excepción del 4,8% de la población que pertenece a regímenes especiales de seguridad social (mutualidades de funcionarios civiles, fuerzas armadas y administración de justicia) (García-Armesto, 2010) y pueden beneficiarse de descuentos en algunas prestaciones de atención bucodental (Resolución 19/12/12; Resolución 24/6/14; Resolución 4B0/38008/2014), no existen planes de descuento públicos para desempleados ni trabajadores del régimen general de la seguridad social.

El proceso de crisis económica experimentado desde 2008 en diversos países, puede tener a través de la pérdida de renta disponible de las familias, consecuencias en el acceso a servicios sanitarios (Levy y Sidel, 2009). Además, el fenómeno del desempleo tiene una repercusión en los recursos económicos disponibles y el consumo de los hogares, llegándose cada vez con más frecuencia a casos en los que la falta de ingresos por trabajo y la ausencia de otros mecanismos de protección provocan situaciones de pobreza y privación económica, así como una posible limitación del acceso a algunos bienes y servicios (Laparra, 2012).

A diferencia de otros países como Dinamarca o Suecia, en España el acceso a las visitas médicas, que son financiadas públicamente, no se ha disminuido de manera significativa, al menos hasta 2010 (Laparra, 2013), aunque hay que considerar que en fechas posteriores el sistema ha perdido el carácter universal (Real Decreto-ley 16/2012). Sin embargo, en el ámbito de la atención odontológica, según los datos de Eurostat/EU-SILC, en España las necesidades no cubiertas se incrementaron en el período 2007 – 2011 (Eurostat, 2013).

Algunas encuestas recientes han puesto de manifiesto el posible impacto de la crisis económica a través del descenso de las consultas dentales preventivas (Consejo General de Colegios de Dentistas, 2013) así como la argumentación de la propia crisis como motivo para no acudir al dentista (Coscol y LLodra, 2010).

CAPÍTULO II. MÉTODO

En este capítulo se describen tanto el ámbito de estudio como las características de las fuentes de datos utilizadas y las variables incluidas. Por último, se describen los tipos de análisis empleados. En aras de facilitar al lector la

comprensión de este apartado se han incluido dos tablas en las que se concreta, por un lado, las variables empleadas y, por otra, los análisis utilizados en base a los objetivos específicos planteados.

Fuente y ámbito de estudio

Se utiliza la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) en terminología inglesa “*European Statistics on Income and Living Conditions*” (EU-SILC), perteneciente al conjunto de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea. Se trata de una encuesta anual dirigida a hogares que es suministrada en España por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Para su realización se realiza un muestreo bietápico con estratificación en las unidades de primera etapa. Las unidades de primera etapa son las secciones censales y las de segunda etapa son las viviendas familiares principales. Se incluyen unas 15.000 viviendas distribuidas en 2.000 secciones censales de todo el territorio nacional. Se trata de un modelo de encuesta de panel rotante, de forma que los hogares permanecen durante un número determinado de períodos en la muestra (concretamente cuatro), y posteriormente son sustituidos.

El método de recogida de datos es el de entrevista personal a los miembros de cada uno de los hogares incluidos en la muestra. Para obtener datos omitidos o para corregir errores el encuestador puede complementar las entrevistas con llamadas telefónicas.

El objetivo de la ECV es la producción sistemática de estadísticas comunitarias sobre la renta y las condiciones de vida, que incluyan datos transversales y longitudinales comparables y actualizados sobre la renta, el nivel y composición de la pobreza y la exclusión social, a escala nacional y europea.

Los cuestionarios básicos, que están disponibles en la sede web del INE son tres:

- ◆ Ficha de hogar (datos básicos de los miembros del hogar).
- ◆ Cuestionario de hogar (información sobre la vivienda, equipamiento, situación económica y los ingresos del hogar).
- ◆ Cuestionario individual (datos de actividad, renta personal, salud, educación, etc).

La información obtenida mediante estos cuestionarios está igualmente disponible en la sede web del INE. Los ficheros de microdatos se diferencian en dos tipos:

- ◆ **Ficheros transversales:** disponibles de forma anual. Permiten analizar determinados aspectos de la realidad social como si se tratara de una encuesta anual independiente del resto de ciclos y realizar la explotación transversal de un ciclo determinado de este panel rotante para obtener la información deseada.
- ◆ **Ficheros longitudinales:** ofrecen información referida a las mismas personas en diferentes momentos a lo largo del tiempo, concretamente el seguimiento se realiza lo largo de cuatro años.

Para los análisis realizados en la presente tesis doctoral se han utilizado los microdatos de los ficheros transversales correspondientes a las ECV de los años 2007 y 2011.

Se estudian las personas en edad activa de trabajar, mayores de 16 y hasta 65 años. Se excluyen los residentes en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, así como aquellos casos que carecían de información para la variable dependiente. En el caso de salud percibida 238 personas (0,53% de la muestra) y en el caso de necesidades odontológicas insatisfechas 244 personas (0,66%) no disponían de información de la variable dependiente. Se combinaron los datos las dos ECV transversales (2007 y 2011), incluyendo un total de 43.900 individuos en el estudio de salud percibida y 43.894 en el de necesidades odontológicas no cubiertas.

Variables

TABLA 1. VARIABLES INCLUIDAS EN ESTUDIO SEGÚN OBJETIVOS

VARIABLE	OBJETIVOS	CATEGORÍAS/ MEDIDA	FUENTE
VARIABLES DEPENDIENTES			
SALUD PERCIBIDA	1.1 / 1.2/ 1.3	Buena/Mala	INE
NECESIDAD ODONTOLÓGICA NO SATISFECHA	2.1 /2.2/ 2.3	Sí/No	INE
VARIABLES DE INTERÉS			
AÑO ENCUESTA	1.1/1.2/1.3/2.1/2.2/2.3	2007/2011	INE
SITUACIÓN ACTIVIDAD	1.1/1.2/1.3/2.1/2.2	Trabajando/Desempleado Inactividad	INE
VARIABLES INDEPENDIENTES INDIVIDUALES			
SEXO	1.1/1.2/1.3/2.1/2.2	Hombre/ Mujer	INE
EDAD	1.1/1.2/1.3/2.1/2.2	Años	INE
EDUCACIÓN	1.1/1.2/1.3/2.1/2.2	Primaria/Secundaria Superior	INE
ENFERMEDAD CRÓNICA	1.1/1.2/1.3/2.1/2.2	Sí/No	INE
ESTADO CIVIL	2.1/2.2	Soltero/Casado/Viudo Separado /Divorciado	INE
RENDA DISPONIBLE INDIVIDUAL	1.1/1.2/2.1/2.2/2.3	Categorizada en quintiles	INE
RENDA DISPONIBLE INDIVIDUAL	1.3	Continúa (€/año)	INE
MOTIVOS NO ACUDIR DENTISTA	2.1	No poder económico/ Lista de espera/Falta de tiempo Miedo a los médicos/ Preferir esperar/Otros motivos	INE
VARIABLES INDEPENDIENTES REGIONALES			
GASTO SOCIAL	1.3	Euros/persona/año	Ministerio Hacienda y Admones Públicas
GASTO SANITARIO	1.3	Euros/persona/año	Ministerio Sanidad

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 1, se recoge un cuadro resumen de las variables estudiadas, en el que se especifican los análisis en los que han sido incluidas en base a los objetivos de investigación planteados, las unidades de medida/categorías utilizadas y la fuente de los datos. Las variables originales que provienen de la ECV, tal y como se recogen en la misma, incluyendo el factor de elevación de la muestra utilizado, pueden consultarse en el Anexo 1.

Variables dependientes

Salud percibida

La variable la salud percibida es estimada en la ECV mediante la pregunta “¿cómo es su salud en general?”. Las cinco categorías incluidas en la escala ordinal de respuesta de la ECV se colapsaron en dos: salud percibida positiva (muy buena o buena) y salud percibida negativa (regular, mala o muy mala). A este respecto, Manor et al (2000), utilizando datos de la cohorte de nacimientos británicos de 1958, examinaron la relación entre las condiciones socioeconómicas y autopercepción de salud y compararon los resultados obtenidos para una variable dicotómica mediante regresión logística con los métodos alternativos para las variables categóricas(incluyendo regresión polinómica, las probabilidades acumulativas, relación de continuidad y modelos categorías adyacentes), y concluyeron que la utilización de regresión logística mediante la dicotomización del indicador alcanza los mismos resultados que los métodos alternativos.

La salud percibida, fue usada por primera vez por Heyman y Jeffers (1963) en un estudio en Estados Unidos. Desde entonces, se ha usado ampliamente en estudios sobre la relación entre salud y situación socioeconómica. Es uno de los indicadores de salud más utilizados en la investigación en desigualdades sociales en salud al considerarse que refleja adecuadamente el estado de salud en que se encuentra la persona (Navarro et al, 1.996; Morcillo et al, 2014)

y la OMS recomienda su inclusión como un componente estándar en las encuestas de salud (de Bruin, 1996). La salud percibida ofrece un enfoque multidimensional de la salud, proporcionando información sobre la salud física y mental del individuo (Singh-Manoux et al, 2006; Robine et al, 2002).

Existe evidencia de que este indicador predice bien la mortalidad (Jylhä et al, 2009; Idler et al, 1997; DeSalvo et al, 2004; Idler et al, 2004; Sargent-Cox et al, 2010), la morbilidad (Kaplan et al, 1996), la discapacidad y la utilización de los servicios sanitarios (Van Doorslaer et al, 2000; Van Doorslaer et al, 2004; Sáez, 2003). Su análisis se utiliza también para evaluar desigualdades de género en salud (García Calvente et al, 2008). Se han relacionado con peor salud percibida factores como una mayor edad, el sexo femenino, los menores niveles de renta y educativo, la presencia de enfermedad crónica y la situación de desempleo (Aguilar-Palacio et al, 2015a; Mcfadden et al, 2008; Haseli-Mashhadi et al, 2009; Norström et al, 2014).

No obstante, entre sus limitaciones, algunos estudios han señalado que puede asociarse a errores de medida (Castro-Vazquez, 2007; Hernández-Quevedo 2008), sobreestimación (Greene et al, 2014) y disonancias en relación con medidas objetivas de morbilidad y mortalidad (Sen, 2002). Se ha asociado a este indicador el “sesgo de heterogeneidad de informes” o “sesgo de la escala de referencia”, según el cual algunos grupos de población pueden evaluar sistemáticamente su estado de salud de manera diferente a otros debido a las diferencias culturales o socioeconómicas (Blanco-Pérez, 2013). Este fenómeno de la información diferencial existe dentro de los países cuando las muestras se estratifican por educación, edad, género o ingresos (Ziebarth, 2010; Bago d’Uva et al, 2008).

En España, según los datos de la Encuesta Nacional de Salud el porcentaje del conjunto de la población que percibe su estado de salud como bueno o muy bueno se ha incrementado durante la crisis económica (INE, 2013c). No obstante, la mejora global en este indicador podría no ser homogénea,

ocultando desigualdades en distintos subgrupos de población, tal y como fue descrito durante la recesión económica de los años noventa en Japón (Kondo et al, 2008).

Necesidad de atención odontológica no cubierta

La necesidad odontológica no cubierta es estimada en la ECV mediante la pregunta “¿Durante los últimos 12 meses, hubo alguna ocasión en la que realmente necesitó consultar a un dentista pero no lo hizo?” , a la cual el entrevistado puede contestar con dos opciones “No, ninguna vez” o “Sí, al menos una vez”.

Variables predictoras de interés

Año de la encuesta

Se ha utilizado el año de la encuesta como una medida *proxy* de la crisis económica, incorporándola como una variable *dummy* según el año de realización la encuesta (1 en 2007 y 0 en 2011).

Situación en relación con la actividad

Se ha considerado como variable predictoras de interés la situación en relación con la actividad. Para definirla se han utilizado las variables PL030 de la ECV2007 y la variable PL031 de la ECV2011, ambas referidas a la “Situación en relación con la actividad definida por el interesado”, si bien esta última (2011) utiliza una clasificación diferente. En la Tabla 2, se recogen las categorías utilizadas en las dos encuestas.

TABLA 2. CATEGORÍAS DE LA VARIABLE “SITUACIÓN DE LA ACTIVIDAD” EN ECV2007 Y ECV 2011

PL030 (ECV2007)	PL031 (ECV2011)
1. Trabajando a tiempo completo	1. Asalariado a tiempo completo
2. Trabajando a tiempo parcial	2. Asalariado a tiempo parcial
3. Parado	3. Trabajador por cuenta propia a tiempo completo
4. Estudiante, escolar o en formación	4. Trabajador por cuenta propia a tiempo parcial
5. Jubilado, retirado, jubilado anticipado o ha cerrado un negocio	5. Parado
6. Incapacitado permanente para trabajar	6. Estudiante, escolar o en formación
7. Servicio militar obligatorio o prestación social sustitutoria	7. Jubilado, retirado, jubilado anticipado o ha cerrado un negocio
8. Dedicado a las labores del hogar, al cuidado de niños u otras personas	8. Incapacitado permanente para trabajar
9. Otro clase de inactividad económica	9. Servicio militar obligatorio o prestación social sustitutoria
	10. Dedicado a las labores del hogar, al cuidado de niños u otras personas
	11. Otro clase de inactividad económica

Fuente: Elaboración propia

A partir de los datos disponibles, se ha construido una nueva variable con tres categorías distintas:

- I. Trabajador (engloba trabajador y asalariado a tiempo completo y a tiempo parcial).
- II. Desempleado.
- III. Inactividad (engloba el resto categorías).

VARIABLES INDEPENDIENTES INDIVIDUALES

Motivos para no asistir al dentista pese a necesidad

En caso de que los entrevistados contesten de forma afirmativa a la pregunta sobre necesidades odontológicas no cubiertas, la ECV plantea otra cuestión sobre los motivos que han imposibilitado la visita al odontólogo. A partir de la respuesta se genera una variable categórica con las posibles opciones de respuesta:

- No me lo podía permitir (demasiado caro o no cubierto por el seguro).

- Estaba en lista de espera o no tenía el volante.
- No disponía de tiempo debido al trabajo o cuidado.
- Demasiado lejos para viajar / sin medios de transporte.
- Miedo al médico / hospitales / exploraciones médicas / tratamiento.
- Quise esperar y ver si el problema mejoraba por sí solo.
- No conocía a ningún buen dentista.
- Otras razones.

Sexo

En todos lo análisis de incorpora la variable dicotómica sexo, con las categorías:

1. Hombre.
2. Mujer.

Edad

La variable “edad” se ha incorporado en todos los análisis como una variable continua, expresada en años.

Nivel educativo

En la ECV se plantea la pregunta como “¿Cuál es el mayor nivel de formación que ha alcanzado?”. La clasificación usada en los cuestionarios de la ECV es la CNED (2 dígitos), estableciendo las siguientes categorías:

- Educación primaria.
- Educación secundaria de 1ª etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente).
- Educación secundaria de 2ª etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente).

- Formación e inserción laboral que precisa título de segunda etapa de secundaria.
- Educación superior.

Estas opciones se han colapsado en los análisis en tres categorías:

- Educación Primaria.
- Educación Secundaria (incluye primera y segunda etapa, formación e inserción laboral equivalente)
- Educación Superior.

Enfermedad crónica

Se trata de una variable dicotómica (Sí, No), estimada en la ECV a través de la pregunta “¿Tiene alguna enfermedad o problema de salud crónicos?”. En la formulación de la pregunta se aclara al entrevistado que cómo crónicas se entienden enfermedades o problemas de salud que hayan durado o se espera que duren al menos 6 meses.

Renta disponible individual

Se trata de una variable expresada en euros/año, que fue categorizada en quintiles en el análisis de todos los objetivos con la excepción del objetivo 1.3 en el que se incluyó como variable continua (en forma logarítmica).

Una de las dimensiones más importantes de la gradiente social en la salud es la relación entre el ingreso y la salud (Marmot y Theorell, 1988; Subramanian y Kawachi, 2004). A este respecto la hipótesis de la renta absoluta considera que existe una relación causal cóncava entre los ingresos y la salud, lo que implica que los incrementos adicionales de la renta individual producen aumentos de salud, aunque a un ritmo decreciente (Gravelle y

Sutton, 2006), por este motivo se introduce la renta en forma logarítmica en el análisis multivariante del objetivo 1.3.

La renta disponible individual se calculó como la renta disponible total del hogar dividida por el número de unidades de consumo, según la escala de equivalencia modificada de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Los valores nominales de 2007 se transformaron en valores reales, usando como año base 2011 y utilizando como deflactor la variación del IPC en el período de estudio (INE, 2013b).

El Reglamento del Parlamento Europeo y del Consejo relativo a las estadísticas comunitarias sobre la renta y las condiciones de vida (en terminología inglesa EU-SILC) define el concepto de renta disponible como la renta bruta menos el impuesto sobre la renta, los impuestos sobre el patrimonio y las cotizaciones obligatorias de los asalariados, autónomos y desempleados (si procede) a la seguridad social obligatoria, las de los empresarios y las transferencias entre hogares pagadas. El cálculo de la renta bruta y de la renta disponible total del hogar efectuado por el INE se especifica en el Anexo 2.

Las escalas de equivalencia son índices que muestran el coste de la vida relativo entre familias de diferente tamaño y composición. Se definen como un “índice que muestra, a precios de referencia, el diferencial de costos en los que debe incurrir un hogar, debido a su tamaño y composición, para alcanzar la curva de indiferencia del hogar de referencia” (Grootaert, 1.982). La escala de equivalencia de la OCDE, que propuesta por Hagenars et al (1994), asigna a cada miembro de la familia los siguientes valores:

- Un valor de 1 para el primer adulto miembro de la unidad familiar
- Valor de 0,5 para el resto de adultos
- Valor de 0,3 a los menores de 14 años.

Este dato es proporcionado por el INE en los microdatos de la ECV a través de la variable denominada HX240, cuyo cálculo es resultado de la siguiente fórmula:

$$(1 + 0,5 * (N^{\circ} \text{ mayores 13 años} - 1) + 0,3 * (HX040 - N^{\circ} \text{ mayores 13 años}))$$

en la que se consideran mayores de 13 años las personas con 14 o más años.

Estado civil

El estado civil se ha incluido en cinco categorías: casado, soltero, separado, viudo y divorciado.

Variables independientes regionales

Gastos sanitario y social per cápita

Estas variables se expresan como euros por persona y año. Los datos relacionados con gasto social obtuvieron a partir de los presupuestos iniciales de las comunidades autónomas (CCAA) publicados por el Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas (2013). El cálculo de los correspondientes gastos regionales per cápita se realizó a partir de los datos del padrón municipal del INE a fecha 1 de enero de 2007 y 2011, respectivamente (INE, 2012).

El gasto social corresponde al Gasto en Actuaciones de Protección y Promoción Social, que a su vez engloba los siguientes epígrafes: pensiones, otras prestaciones económicas, servicios sociales y promoción social, fomento del empleo, desempleo, acceso a la vivienda y fomento de la edificación. Para

los datos correspondientes a gasto sanitario regional per cápita se utilizó como fuente el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad (2013).

Todos los valores nominales correspondientes a las variables regionales de gasto público del año 2011 se transformaron en valores reales, usando como año base 2007. El deflactor utilizado fue la variación del IPC, consultada en la web del INE.

Análisis

En la Tabla 3 se presenta un resumen de los tipos de análisis empleados en casa uno de los objetivos específicos estudiados.

TABLA 3: ANÁLISIS EMPLEADOS SEGÚN OBJETIVO ESTUDIADO.

OBJETIVOS	TIPO DE ANÁLISIS
1.1	Análisis descriptivos, comparación de medias y proporciones Análisis de interacciones. Regresión Logística
1.2	Análisis descriptivos, comparación de medias y proporciones Análisis de interacciones. Regresión Logística
1.3	Regresión logística multinivel. Análisis de interacciones
2.1	Análisis descriptivos, comparación de medias y proporciones Análisis de interacciones. Regresión Logística
2.2	Análisis descriptivos, comparación de medias y proporciones Regresión Logística
2.3	Curva de Concentración Índice de Concentración

Fuente: Elaboración propia

Análisis descriptivos, comparación de medias y proporciones

En el análisis descriptivo de variables categóricas se han empleado medidas de frecuencia absoluta y relativa, expresándose su correspondiente intervalo de confianza al 95%. En el caso de las variables continuas se ha utilizado como medida de tendencia central la media y como medidas de dispersión la desviación típica y los valores mínimos y máximos.

Se han comparado proporciones entre períodos, sexo y subgrupos de población, utilizando el Test χ^2 y estableciendo como nivel de significación estadística $p < 0,05$.

Regresión Logística

La asociación entre la variable dependiente (salud percibida o necesidad odontológica no cubierta) y las independientes sociodemográficas y socioeconómicas, se ha estimado mediante el cálculo de la odds ratio (OR) por medio de regresión logística bivariante y multivariante.

La regresión logística es una técnica estadística que permite relacionar una variable dependiente cualitativa con una o más variables independientes (ya sean estas categóricas o continuas). Salas (1996) considera los objetivos del modelo de regresión logística son principalmente:

- ◆ Determinar la existencia o ausencia de relación entre una o más variables independientes (X_i) y una variable dependiente dicotómica (Y). Las variables independientes pueden ser cualitativas binarias o categóricas y cuantitativas o continuas.
- ◆ Medir el signo de dicha relación, en caso de que exista.

- ◆ Estimar o predecir la probabilidad de que se produzca el suceso o acontecimiento definido como " Y= 1" en función de los valores que adoptan las variables independientes.

Analíticamente, la expresión es:

$$\text{Logit (P)} = \log(P/1-P) = \beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \dots + \beta_mX_m$$

En la que β_i son los parámetros desconocidos del modelo. La probabilidad de que un individuo presente la característica de interés (salud percibida negativa o necesidades odontológicas no cubiertas, en este estudio) es el denominado componente sistemático ($\beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \dots + \beta_mX_m$).

Sánchez-Cantalejo (2000) propone que este componente sistemático se pueda considerar como un índice de riesgo, ya que cuanto mayor sea el componente sistemático de una variable, mayor será la diferencia con la categoría de referencia, ya que esa diferencia no es más que el logaritmo del riesgo.

La ecuación del modelo logit multivariante representa el logaritmo de la probabilidad de presentar la variable estudiada (salud percibida negativa o necesidad odontológica no cubierta), la exponencial de los parámetros del modelo puede ser interpretados en términos de Odd Ratios (OR). De esta forma, la razón de ventajas de un individuo respecto a otro en relación a la variable predictora de interés y controlando por el resto de variables es:

$$OR = e^{\beta_1(X_{A1} - X_{B1})} * e^{\beta_2(X_{A2} - X_{B2})} * \dots * e^{\beta_m(X_{Am} - X_{Bm})}$$

siendo el número "e" la base de los logaritmos neperianos (una constante cuyo valor es 2,718281).

La 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.

Análisis multinivel

Para la consecución del objetivo específico 1.3, se han utilizado modelos multinivel logísticos con combinación de datos transversales de dos períodos, incluyendo como variables independientes las de ámbito individual y regional.

Los modelos multinivel permiten analizar la influencia en la variable dependiente de variables de diferentes niveles (individual y contextual) (Goldstein, 2009). Según Sánchez-Cantalejo y Ocaña (1999) los modelos multinivel resuelven dos problemas que se presentan cuando se usan análisis de un único nivel a datos que son jerárquico:

- ◆ Problemas estadísticos de correlación entre los individuos en la estimación de los mínimos cuadrados ordinarios ineficientes y con significaciones espurias.
- ◆ Problemas conceptuales cuando se analizan datos a un nivel y se extraen conclusiones en otro que pueden generar dos tipos de falacia:
 - **Falacia ecológica**, que consiste en interpretar datos agregados a nivel individual.
 - **Falacia atomística**, debida a la interpretación agregada a partir de datos individuales.

Además pueden fijar el efecto directo de las variables explicativas individuales de grupo, determinar si las variables de grupo “moderan” las relaciones a nivel individual (interacciones entre niveles) y permiten establecer qué porcentaje de variabilidad de la variable explicada o dependiente, una vez

controlada por las variables explicativas, es imputable al individuo y que porcentaje es imputable al grupo.

Se clasifican los factores no observables, que influyen en la variable dependiente (salud percibida), en dos tipos según sean constantes o varíen con el tiempo. Considerando que i es la unidad de corte transversal y t el tiempo se aplica un modelo de efectos inobservables o fijos, a través de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \beta_0 + \delta_0 d2_t + \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it} \cdot t$$

En el que la notación y_{it} denota la persona y t indica el tiempo, siendo la variable $d2$ una variable binaria que es igual a cero cuando $t=1$ (en nuestro caso, año 2007) y a uno cuando $t=2$ (año 2011). El intercepto para $t=1$ es β_0 y el intercepto para $t=2$ es $\beta_0 + \delta_0$. La variable a_i captura todos los factores inobservables en el tiempo que influyen en y_{it} , mientras que u_{it} corresponde al error idiosincrático y representa a factores inobservables que cambian con el tiempo e influyen en y_i .

La proporción de la varianza total en la variable dependiente que se debe a las diferencias entre los niveles (individual y contextual) ha calculado mediante la correlación intraclase (ICC) y la odds ratio mediana (MOR).

La ICC se expresa mediante la fórmula:

$$ICC = (V_m) / (V_m + V_i) \times 100,$$

siendo V_m la varianza entre las comunidades y V_i la varianza individual.

Puesto que la variable dependiente es una variable dicotómica, para el cálculo de la ICC se utilizó el método de Snijders y Bosker (1999), según el

cual $V_i = \pi^2/3$. La ICC expresaría la variabilidad en la salud autopercebida que se debe a las diferencias entre las comunidades autónomas.

Si bien el método clásico de calcular la proporción de la varianza total de la variable dependiente que es atribuible a un nivel contextual es mediante la correlación intraclase (ICC), en los modelos logísticos, sin embargo, la interpretación de la ICC no es tan clara como en el modelo lineal. Merlo et al (2006) proponen el uso de una medida alternativa de esta proporción, la odds ratio mediana (MOR). La MOR es una forma alternativa de expresar la variación individual en una variable dependiente que se debe a las áreas de investigación y que traduce esta variación en la escala de odds ratios. Si no hay variación, la MOR es igual a uno. Una MOR superior a 1 indica que existen diferencias en la salud individual entre los individuos que viven en una comunidad autónoma o en otra. La fórmula para el cálculo de la MOR utilizada es:

$$MOR_{CA} \approx \exp(0,95 * \sqrt{\sigma^2_{CA}})$$

donde $\sqrt{\quad}$ es la raíz cuadrada de la varianza (σ^2) del nivel comunidad autónoma (CA).

La MOR mediría el incremento de probabilidad de declarar mala salud, en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra elegidas al azar (Merlo, 2009).

En el modelo y_{ij} representa la variable dependiente, β_0 representa el término independiente, X_{kij} representa las variables individuales explicativas del modelo y k sus coeficientes asociados, Z_{hj} representa las variables ecológicas explicativas del modelo y β_h sus coeficientes asociados.

$$\text{logit}(y_{ij}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kij} + \sum_{h=1}^H \beta_h Z_{hj} + u_{0j} + e_{ij}$$

En el modelo multinivel logístico a estimar la variable dependiente, Y_{ij} , sigue una distribución Binomial de la forma $Y_{ij} \sim \text{Binomial}(1, \pi_{ij})$ con varianza condicional $\text{var}(y_{ij} | \pi_{ij}) = \pi_{ij}(1 - \pi_{ij})$, donde y_{ij} es la probabilidad de salud mala para el sujeto i de la comunidad autónoma j . Analíticamente:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{kij} + \sum_{h=1}^H \gamma_h Z_{hj} + (u_h Z_{hj} + e_{ij} + u_{0j})$$

Las variables se han incluido en el modelo de regresión multinivel mediante el estadístico de Wald con un nivel de significación del 5%. Para este análisis se ha utilizado el software STATA, versión 12.

Se estimaron seis modelos multinivel logísticos con combinación de datos transversales correspondientes a dos períodos (2007 y 2011), mediante la siguiente secuencia:

- Modelo 0 : sólo incluyó un término constante que permitiera el cálculo de la ICC y MOR.
- Modelo 1: se incorporaron las variables independientes sexo edad y enfermedad crónica.
- Modelo 2: se incorporaron las variables individuales socioeconómicas: situación de la actividad, nivel educativo y renta disponible individual.
- Modelo 3: se añadió la variable “año de la encuesta”.
- Modelos 4: se incorporó la variable regional de gasto sanitario per cápita.
- Modelo 5: se incorporó la variable regional de gasto social per cápita.

Análisis de desigualdades

Para la consecución del objetivo 2.3 (medición de la desigualdad socioeconómica en la privación de servicios odontológicos) se ha utilizado uno

de los índices estándar de la desigualdad socioeconómica en la salud recomendados por la OMS (Hosseimpoor, 2013) y el Banco Mundial (O'Donnell et al, 2008): el Índice de Concentración (IC), que representa el efecto relativo de la desigualdad económica.

Van Doorslaer et al (1997) han propuesto que los índices para medir la desigualdad socio-económica en la salud deben cumplir tres requisitos básicos:

1. Reflejar la dimensión socioeconómica de las desigualdades en la salud.
2. Reflejar la experiencia de toda la población.
3. Ser sensible a los cambios en la distribución de la población en todos los grupos socioeconómicos.

El IC, basado en la Curva de Concentración, cumple estos criterios.

La Curva de Concentración traza el porcentaje acumulado de la variable de salud, en este caso la necesidad odontológica no cubierta, (eje y) frente al porcentaje acumulado de la población clasificado en orden de renta disponible, empezando por los más pobres, y terminando con el más rico (eje x). Si todo el mundo, independientemente de su nivel de renta disponible, tiene exactamente el mismo valor de necesidad odontológica no cubierta atención dental no satisfechas, la curva de concentración sería una línea de 45 grados, que va desde la esquina inferior izquierda a la esquina superior derecha (línea de igualdad). Si, por el contrario, la variable de salud estudiada tomara valores mayores (menores) entre las personas más pobres, la curva de concentración recaería encima (por debajo) de la línea de la igualdad (O'Donnell, 2008).

Para el cálculo y representación de la Curva de Concentración, se han utilizado datos agrupados en base a la distribución de individuos según los quintiles de renta individual disponible. Se han representado en un mismo gráfico las curvas correspondientes a 2007 y 2011, utilizando hoja de cálculo de Microsoft Excel para su generación, siguiendo el método recogido en la guía

técnica del Banco Mundial “Analyzing health equity using household survey data : a guide to techniques and their implementation” (O’Donell et al, 2008) .

El IC, indicador propuesto por Wagstaff et al (1991) cuantifica el grado de desigualdad económica relativa en una variable de salud. Este índice se ha utilizado previamente para medir el grado de desigualdad socio-económica utilización de servicios de salud oral (Somkotra, 2009). El IC se define como dos veces el área entre la curva de la concentración y la línea de igualdad (la línea de 45 grados). En el caso en el que no haya desigualdad relacionada con el nivel socioeconómico, el índice de concentración es cero. El índice toma un valor negativo cuando la curva se encuentra por encima de la línea de igualdad, lo que indica la concentración desproporcionada de la variable de salud (en este caso necesidad odontológica no cubierta) entre los pobres, y un valor positivo cuando se encuentra por debajo de la línea de igualdad.

Aunque ± 1 es el máximo teórico del IC, en la práctica los valores absolutos raramente exceden de 0,5, y un valor de 0,2 a 0,3 se considera que representa un nivel razonablemente alto de desigualdad relativa (WHO, 2013).

Formalmente, el índice de concentración es define como:

$$C = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^n h_i r_i - 1 - \frac{1}{N}$$

Donde h_i es la variable sector de la salud, μ es su media, y $r_i = i/N$ es el rango fraccional del individuo i en la distribución de los niveles de vida, con $i=1$ para los más pobres y $i=N$ para los más ricos (O’Donell et al, 2008).

Otra fórmula más conveniente para el cálculo del IC lo define en términos de covarianza entre la variable de salud y el rango fraccional en la distribución de los niveles de vida (Jenkins 1988; Kakwani 1980; Lerman y Yitzhaki 1989):

$$C = \frac{2}{\mu} \text{cov}(h, r)$$

El Índice de Concentración incorpora la dimensión socioeconómica en la estimación de las desigualdades en salud. Todos los individuos de la población están incluidos en su cálculo, y es sensible a los cambios en la distribución de la población a través de las diferentes categorías socioeconómicas. Dado que los individuos son ordenados por nivel socioeconómico el tamaño y la señal del IC depende del gradiente observado entre el nivel socioeconómico y la salud. Esto permite comparar la desigualdad socioeconómica en salud a lo largo del tiempo y entre diferentes lugares. Su principal desventaja es que puede ser aplicado sólo en aquellos casos en que las categorías socioeconómicas pueden ser ordenadas en base a una estricta clasificación jerárquica (Regidor, 2004).

El IC para $t = 1, \dots, T$ grupos se calcula mediante la siguiente fórmula (Fuller, 1977):

$$IC = p_1 L_2 - p_2 L_1 () + p_2 L_3 - p_3 L_2 () + \dots + p_{T-1} L_T - P_T L_{T-1} ()$$

donde p_t es el porcentaje acumulado de la muestra calificados por la situación económica en el grupo t , y L_t es la correspondiente ordenada de la curva de concentración.

Se ha calculado el error estándar del estimador C usando la fórmula propuesta por Kakwani, Wagstaff y van Doorslaer (1997), según la cual f_t es la

$$R_t = \sum_{k=1}^{t-1} f_k + \frac{1}{2} f_t$$

proporción de la muestra en el grupo t th y define el rango fraccional del grupo t , mediante:

Siendo R_t la proporción acumulada de la población hasta el punto medio de cada intervalo de grupo. La varianza del estimador de C viene dada por la fórmula:

$$\text{var}(\hat{C}) = \frac{1}{n} \left[\sum_{t=1}^T f_t a_t^2 - (1+C)^2 \right] + \frac{1}{n\mu^2} \sum_{t=1}^T f_t \sigma_t^2 (2R_t - 1 - C)^2,$$

en la que n es el tamaño de la muestra, σ_t^2 es la varianza de la variable de salud estudiada en el grupo t th y μ su media,

$$a_t = \frac{\mu_t}{\mu} (2R_t - 1 - C) + 2 - q_{t-1} - q_t,$$

en la que,

$$q_t = \frac{1}{\mu} \sum_{k=1}^t \mu_k f_k,$$

La cual representa la ordenada de $L_h(p)$, $q_0 = 0$, y p_t es:

$$p_t = \sum_{k=1}^t f_k R_k$$

Para la interpretación del IC, Koolman y van Doorslaer (2004) proponen que multiplicando el valor del Índice de Concentración por 75 se obtiene el porcentaje de utilización que tendría que ser redistribuido desde el sector más rico al más pobre de la población (en el caso de desigualdad a favor de los ricos) para obtener un IC igual a cero.

Los datos fueron agrupados en quintiles de renta disponible individual. El IC se ha utilizado previamente para medir el grado de desigualdad socio-económica en la utilización de servicios dentales (Somkotra y Detsomboonrat; 2009; List, 2011).

Análisis de interacciones

En el análisis de los objetivos 1.1 y 1.2, para conocer la existencia de una posible modificación del efecto (interacción) del desempleo en la salud debido a la crisis económica, se ha seguido la recomendación de De Irala et al (2008) de realizar análisis separado por estratos, estimando el efecto de la exposición dentro de cada subgrupo (estrato) de la variable que se piensa puede ser modificadora del efecto (en este caso, año de realización de la encuesta). De esta forma, se han comparado proporciones entre períodos y subgrupos de población, utilizando el Test χ^2 y estableciendo como nivel de significación estadística $p < 0,05$.

Posteriormente, en los modelos de regresión logística, con objeto de valorar si la crisis económica es una variable modificadora del efecto del desempleo en la salud percibida se incluyó el término de interacción “año*actividad”. Se consideran variables modificadoras del efecto, aquellas que interactúan con una variable independiente modificando su acción sobre la variable dependiente, por lo que deben ser tenidas en cuenta ya que son explicativas de la relación principal evaluada (De Irala-Estevez y Martínez-González, 2004). Se recomienda que cuando un término de interacción resulte significativo, éste sea incluido en el modelo multivariante (Aguayo y Lora, 2007).

En el análisis correspondiente al objetivo 1.3 (influencia del gasto sanitario y social regional en la salud percibida) se han introducido términos de interacción entre las variables regionales significativas y la *dummy* de interés “desempleo”.

En el análisis correspondiente a los objetivos 1.2 y 2.2 se ha realizado interacciones de género (sexo con resto de variables independientes), determinando su significación estadística mediante el Test de Wald. El género no tiene un impacto aislado en la salud, sino que pueden encontrarse interacciones del sexo (la variable medible) con otras variables. Estas interacciones pueden ser aditivas o multiplicativas y en los análisis multivariados algunos factores pueden contrarrestar el efecto del género. De la misma forma, es posible la dirección de las asociaciones entre determinadas variables tenga sentido distinto cuando se estratifica el análisis según sexo (Rohlf, 2006).

Se exploraron términos de interacción de género (sexo con el resto de variables independientes), determinando su significación estadística mediante el Test De Wald. A este respecto, se considera que la detección de interacciones significativas justificaría la realización de un análisis separado por sexos (Kleinbaum et al, 1998), aunque Messing et al (2003) proponen que cuando en el campo de análisis se incluyen factores relacionados con roles laborales y de ocupación, la no significación estadística de las interacciones no debe impedir la realización de análisis estratificado por sexo, pues la evidencia demuestra que pueden arrojar resultados diferentes a los obtenidos en el conjunto de la población.

CAPÍTULO III. RESULTADOS

Este capítulo se compone de seis epígrafes que recogen los resultados de la investigación en base a los objetivos específicos planteados en la misma.

Los tres primeros se dedican a los resultados del estudio de la variable salud percibida.

De esta forma, el epígrafe 1.1 presenta los resultados obtenidos en el estudio del efecto de la crisis en la relación entre desempleo individual y salud percibida, de forma conjunta para ambos sexos.

En el epígrafe 1.2 se recogen los resultados del análisis del impacto diferencial por género del desempleo sobre la salud percibida en el contexto de la crisis económica.

En el epígrafe 1.3 se sintetizan las estimaciones sobre la influencia del gasto sanitario y regional en la salud percibida durante el período de estudio.

Los tres últimos epígrafes presentan los resultados en relación con la necesidad odontológica no cubierta. El epígrafe 2.1 contiene los resultados obtenidos en el estudio de los efectos de la crisis y el desempleo en las necesidades odontológicas no cubiertas en la población en su conjunto, mientras que el epígrafe 2.2 se dedica al análisis diferencial por género de esta relación. El último epígrafe (2.3) analiza la evolución de las desigualdades socioeconómicas en las necesidades dentales no cubiertas durante la crisis.

RESULTADOS 1.1. La crisis en la asociación entre desempleo y salud.

Características de la población. Comparación 2007-2011

Se incluyeron 22.110 encuestados en 2007 y 21.790 en 2011, siendo el 51,1% mujeres y la edad media 41,5 años (DT 13,5). Las variables estudiadas quedan representadas en la Tabla 4, de forma separada según año de realización de la encuesta (2007 y 2011).

Con la excepción de la variable sexo, la diferencia en la comparación de proporciones en el resto de variables analizadas resulta significativa ($p < 0,001$). El porcentaje de personas que refieren salud percibida positiva se incrementa del 75,1 % [IC 95% (74,5-76,7%)] en 2007 al 83% [IC 95% (82,5-83,5)] en 2011. Se produce un importante incremento del porcentaje de desempleados, que ascienden desde el 7,8% (IC 95% (7,5-8,2)) en 2007 al 15,2% [IC 95% (14,7-15,7)] en 2011.

Durante el período de estudio se registra también una mayor polarización de la distribución de los quintiles de renta. De esta forma, aumentan tanto las personas situadas en el primer quintil de renta (rentas inferiores a 7.330€), que pasan de aglutinar al 19,5% [IC 95% (18,9-20)] al 23,5 [IC 95% (22,9-24,1)] como las situadas en el quintil correspondientes a las rentas superiores (mayores de 19.907€) que se incrementan del 17,2% [IC 95% (16,7-17,7)] al 18,6% [IC 95% (18,1-19,1)].

Se incrementan las personas con estudios superiores del 25,5% [IC 95% (24,9-26,1)] de 2007 al 28,6% [IC95% (28,2-29,3)] de 2011. Por el contrario, se produce una disminución en el porcentaje de personas que manifiestan padecer alguna enfermedad crónica, pasando del 19,7% [IC 95% (19,1-20,2)] en 2007 al 18% [IC 95% (17,4-18,5)] en 2011.

TABLA 4. ANÁLISIS DESCRIPTIVO VARIABLES 2007 Y 2011. CONJUNTO DE SEXOS.

VARIABLES	N		CATEGORIAS	AÑO 2007		AÑO 2011		DIFERENCIAS	
	2007	2011		%	IC 95%	%	IC 95%	%	p
Sexo	22110	21790	Hombre	48,8	48,1-49,4	49,1	48,4-49,7	0,3	0,787
			Mujer	51,2	50,6-51,9	50,9	50,3-51,6	-0,3	0,787
Educación	21616	21271	Primaria	22,4	21,8-22,9	18,7	18,1-19,2	-3,6	<0,001
			Secundaria	52,1	51,4-52,8	52,6	51,9-53,3	0,5	<0,001
			Superior	25,5	24,9-26,1	28,6	28,1-29,3	3,1	<0,001
Enfermedad crónica	22109	21789	Sí	19,7	19,1-20,2	18,0	17,4-18,5	-1,7	<0,001
			No	80,3	79,8-80,9	82,0	81,5-82,5	1,7	<0,001
Actividad	21277	21787	Trabajo	64,1	63,5-64,8	55,2	54,5-55,8	-8,9	<0,001
			Desempleo	7,8	7,5-8,2	15,2	14,7-15,7	7,4	<0,001
			Inactividad	28,0	27,4-28,6	29,6	29,0-30,2	-1,6	<0,001
Salud percibida	22110	21790	Positiva	75,1	74,5-75,7	83,0	82,5-83,5	7,9	<0,001
			Negativa	24,9	24,3-25,4	17,0	16,5-17,5	-7,9	<0,001
Renta	22107	21790	< 7.330€	19,5	18,9-20,0	23,5	22,9-24,1	4	<0,001
			7.331-10.826€	21,6	21,1-22,1	19,4	18,9-19,9	-2,2	<0,001
			10.827-14.586€	21,3	20,7-21,8	19,8	19,3-20,4	-1,5	<0,001
			14.586-19.906	20,4	19,9-20,9	18,6	18,1-19,1	-1,8	<0,001
			> 19.907€	17,2	16,7-17,7	18,6	18,1-19,1	1,4	<0,001

Fuente: Elaboración propia

Características del subgrupo de desempleados.

Las características del subgrupo de desempleados quedan recogidas en la Tabla 5.

TABLA 5: ANÁLISIS DESCRIPTIVO SUBGRUPO DE DESEMPLEADOS 2007-2011.

VARIABLE	CATEGORÍAS	AÑO 2007 (N=1.666)		AÑO 2011 (N=3348)		DIFERENCIAS 2011-2007	
		%	IC 95%	%	IC 95%	%	p
Sexo	Hombre	42,8	40,4-45,2	54,1	52,4-55,8	11,3	<0,001
	Mujer	57,2	54,8-59,6	45,9	44,1-47,6	-11,3	<0,001
Educación	Primaria	28,0	25,8-30,2	24,7	22,5-25,4	-3,3	0,013
	Secundaria	54,5	51,9-56,9	55,8	54,1-55,8	1,3	0,387
	Superior	17,5	15,6-19,4	19,0	17,6-20,3	1,5	0,093
Enfermedad crónica	Sí	22,3	20,3-24,4	16,4	15,2-17,7	-5,9	<0,001
	No	77,7	75,6-79,7	83,6	82,3-84,8	5,9	<0,001
Salud percibida	Positiva	70,6	68,4-72,8	82,1	80,8-83,4	11,5	<0,001
	Negativa	29,4	27,2-31,6	17,9	16,5-19,2	-11,5	<0,001
Renta	< 7.330€	34,1	31,8-36,4	40,1	38,4-41,7	6	<0,001
	7.331-10.826€	27,2	25,0-23,4	25,1	23,6-26,6	-2,1	0,128
	10.827-14.586 €	20,0	18,1-22,0	17,3	16,0-18,6	-2,7	0,020
	14.586-19.906	12,4	10,8-14,0	10,6	9,5-11,6	-1,8	0,056
	> 19.907€	6,2	5,0-7,4	6,9	5,9-7,7	0,7	0,436

Fuente: Elaboración propia

En 2011, disminuye de forma significativa ($p=0,013$) el porcentaje de desempleados con niveles educativos más bajos, pasando del 28% [IC 95% (25,8-30,2)] al 24,7% [IC 95% (22,5-25,4)]. Se produce también un descenso significativo ($p<0,001$) de la prevalencia de enfermedad crónica en este subgrupo, disminuyendo del 22,3% [IC 95% (20,3-24,4)] en 2007 al 16,4% [IC 95% (15,2-17,7)] en 2011. La salud percibida positiva se incrementa en el

período de estudio desde el 70,6% [IC 95% (68,4-72,8)] al 82,1% [IC 95% (80,8-83,4)].

Evolución de las salud percibida en subgrupos de población.

La evolución de la salud percibida según subgrupo de población durante el período de estudio queda recogida en la Tabla 6.

TABLA 6: SALUD PERCIBIDA NEGATIVA EN 2007 Y 2011: ANÁLISIS DE SUBGRUPOS

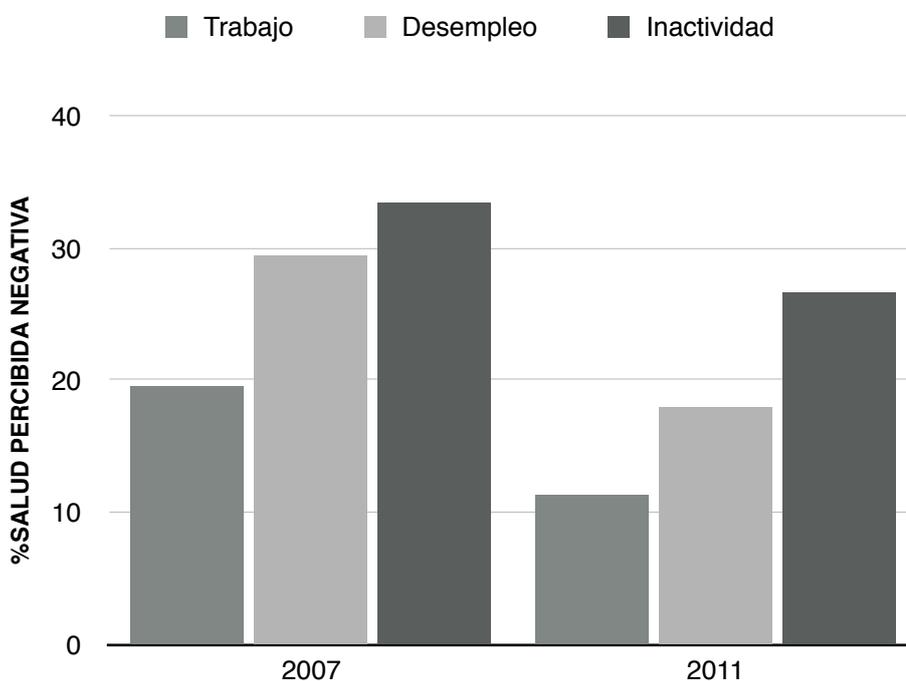
VARIABLE	CATEGORÍA	AÑO 2007			AÑO 2011			DIFERENCIAS 2011-2007	
		N	%	IC 95%	N	%	IC 95%	%	p
Sexo	Hombre	10783	22,9	22,1-23,7	10656	15,7	15,0-16,4	-7,2	<0,001
	Mujer	11327	26,7	25,9-27,5	11134	18,1	17,4-18,9	-8,6	<0,001
Educación	Primaria	4840	40,6	39,2-41,9	3974	32,3	30,8-33,7	-8,3	<0,001
	Secundaria	11267	20,9	20,1-21,6	11200	14,4	13,8-15,1	-6,5	0,074
	Superior	5509	16,0	15,1-17,0	6097	9,1	8,4-9,8	-6,9	<0,001
Renta	< 7.330€	4308	30,9	29,5-32,3	5147	21,3	20,2-22,5	-9,6	<0,001
	7.331-10.826€	4767	27,5	26,3-28,8	4229	21,2	19,9-22,4	-6,3	<0,001
	10.827-14.586€	4707	24,7	20,4-22,7	4291	16,5	15,4-17,6	-8,2	<0,001
	14.586-19.906	4516	22,5	23,5-25,9	4060	13,2	12,1-14,2	-9,3	<0,001
	> 19.907€	3809	17,8	16,5-19,0	4063	11,3	10,2-12,3	-6,5	<0,001
Actividad	Trabajo	13642	19,6	18,9-20,3	11922	11,4	10,8-12,0	-8,2	<0,001
	Desempleo	1666	29,4	27,2-31,6	3348	17,9	16,5-19,2	-11,5	<0,001
	Inactividad	5969	33,5	32,3-34,7	6517	26,6	25,5-27,6	-6,9	<0,001
Enfermedad crónica	Sí	4349	67,3	65,8-68,7	3915	65,5	63,9-66,9	-1,8	0,085
	No	17760	14,5	13,9-15,0	17874	6,3	5,9-6,7	-8,2	<0,001

Fuente: Elaboración propia

Queda patente un incremento de la salud percibida positiva que alcanza significación estadística en todos los subgrupos de población ($p < 0,001$), con la excepción de personas con enfermedad crónica ($p = 0,085$) y educación secundaria ($p = 0,074$). Resultan llamativos la disminución de la salud percibida negativa en desempleados (-11,5%) y personas en situadas en el quintil de rentas más bajas (-9,6%).

En relación con la situación de actividad, aunque la disminución de la salud percibida negativa es también significativa en trabajadores (-8,2%) y personas en inactividad (-6,9%), el mayor descenso se registra en los desempleados, pasando del 29,4% [IC 95% (27,2-31,6)] en 2007 al 17,9% [IC 95% (16,5-19,2)] en 2011. El Gráfico 1 ilustra la disminución de las diferencias entre desempleados y trabajadores en el período de estudio.

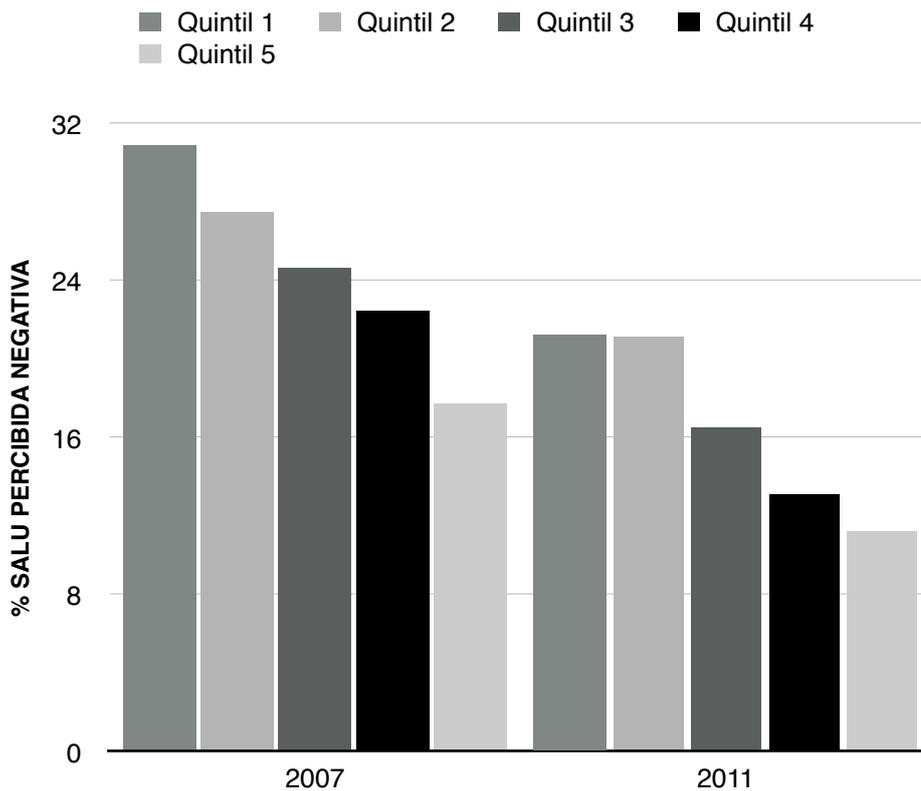
GRÁFICO 1. PORCENTAJE SALUD PERCIBIDA NEGATIVA SEGÚN ACTIVIDAD 2007-11



Fuente: elaboración propia

En base a la renta disponible individual la mayor reducción de salud percibida negativa corresponde a las rentas inferiores (menores de 7.330 €), con un descenso del 30,9% [IC 95% (29,5-32,3)] en 2007 al 21,3 [IC 95% (20,2-22,5)] en 2011. En el gráfico 2, puede observarse como mientras las diferencias entre el primer y último quintil disminuyen ligeramente (13,1 puntos en 2007 frente a 10 en 2011), el segundo quintil, que ha experimentado la menor mejora en el indicador, incrementa sus diferencias por respecto al último quintil de renta (9,7 puntos en 2007 frente a 9,9 en 2011).

GRÁFICO 2. PORCENTAJE SALUD PERCIBIDA NEGATIVA SEGÚN QUINTIL DE RENTA 2007-11



Fuente: elaboración propia

La salud percibida negativa es mayor en mujeres tanto en 2007, con un porcentaje del 26,7% [IC 95% (25,9-27,5)], como en 2011, con un 18,1% [IC 95% (17,4-18,9)], frente al 22,9% [IC 95% (22,1-23,7)] y 15,7% [IC 95% (15-16,4)] en hombres, respectivamente. Según el nivel educativo, el subgrupo de población en el que el descenso de la salud percibida es mayor corresponde al de las personas con estudios primarios, que se reducen del 40,6% [IC 95% (39,2-41,9)] en 2007 al 32,3% [IC 95% (30,8-33,7)] en 2011.

Por último, el subgrupo de población que no refiere padecer enfermedad crónica disminuye el porcentaje de salud percibida negativa del 14,5% [IC 95% (13,9-15)] al 6,3% [IC 95% (5,9-6,7)] durante el período de estudio. El subgrupo en el que es más frecuente reportar salud percibida negativa corresponde, en ambos años, al de personas con enfermedad crónica, con un 67,3% [IC 95% (65,8-68,7)] en 2007 y 65,5% [IC 95% (63,9-66,9)] en 2011, sin que esta mejoría en la salud percibida alcance significación estadística.

Resultados del análisis bivariante y multivariante

Los resultados de los análisis bivariante y multivariante quedan recogidos en la Tabla 7. En el análisis bivariante todas las variables analizadas resultan significativas si bien la magnitud de las OR detectadas disminuyen con respecto a las OR ajustadas del análisis multivariante.

En el análisis multivariante se han incorporado la situación de la actividad, los niveles de renta y educativo, el sexo, la edad, el año de la encuesta y el término de interacción entre el año de la encuesta y la situación de la actividad (Tabla 4), construyendo un modelo conjunto para ambos sexos con los datos de los dos cortes transversales combinados (2007 y 2011).

La probabilidad de declarar mala salud es un 30% mayor en desempleados (OR=1,30; $p<0,001$) que en quienes trabajan (categoría de referencia). Las

diferencias entre personas en inactividad (OR=1,05) y trabajadoras no alcanzan significación estadística ($p=0,261$).

En relación con la renta disponible individual, con respecto a la categoría de referencia (rentas superiores a 19.907€), presentarían mayor probabilidad de salud percibida negativa el resto de quintiles de renta inferiores, es decir, las rentas correspondientes al primer quintil (OR=1,72; $p<0,001$), segundo quintil de renta (OR=1,59; $p<0,001$), tercer quintil (OR=1,4; $p<0,001$) y cuarto quintil (OR=1,2; $p<0,001$).

Con respecto al nivel educativo, tanto las personas con estudios primarios (OR=1,78; $p<0,001$) como secundarios (OR=1,28; $p<0,001$) presentan mayor probabilidad de salud percibida negativa que aquellos con estudios superiores (categoría de referencia). Respecto al sexo, la probabilidad de declarar salud percibida negativa es un 19% mayor en mujeres (OR=1,19; $p<0,001$) que en hombres (categoría de referencia). La variable en la que la magnitud del riesgo de salud percibida negativa es mayor es la presencia de enfermedad crónica (OR=13,8; $p<0,001$) con respecto a quienes no la padecen. La realización de la encuesta en el año 2011 se asocia a una menor probabilidad de declarar salud percibida negativa (OR= 0,40; $p<0,001$) con respecto a haberse realizado en el año 2007.

Alcanzan significación estadística la inclusión de los términos de interacción de 2007*desempleo (OR = 1,21; $p=0,05$) y 2007* inactividad ($p=1,53$; $p<0,001$).

En la Tabla 8 se recogen los resultados obtenidos mediante la sustitución de los coeficientes obtenidos en la fórmula de regresión, teniendo en cuenta el término de interacción (año*actividad) descrito anteriormente. Se obtiene que la probabilidad de salud percibida negativa del desempleado frente al trabajador en 2011 (OR=1,57) es mayor que en 2007 (OR=1,3), una vez ajustado por todas las variables introducidas en el modelo. La OR de salud negativa en los

inactivos en comparación con los trabajadores de su mismo año se incrementa notablemente, pasando de 1,67 en 2007 al 2,88 en 2011.

TABLA 7. ANÁLISIS BIVARIANTE Y MULTIVARIANTE DE FACTORES ASOCIADOS CON SALUD PERCIBIDA NEGATIVA (AÑOS 2007 Y 2011 COMBINADOS)

VARIABLE	CATEGORÍAS	SPN	BIVARIANTE			MULTIVARIANTE		
			OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
ACTIVIDAD	Trabajo	4.040 (15,8%)	1			1		
	Desempleo	1.088 (21,7%)	1,48	(1,37-1,59)	<0,001	1,30	(1,12-1,50)	<0,001
	Inactividad	3.732 (29,9%)	2,27	(2,16-2,39)	<0,001	1,05	(0,96-1,16)	0,261
RENTA	< 7.330	2.429 (25,7%)	2,05	(1,89-2,22)	<0,001	1,72	(1,55-1,91)	<0,001
	7.331-10.826	2.208 (24,5%)	1,93	(1,78-2,09)	<0,001	1,59	(1,43-1,76)	<0,001
	10.827-14.586	1.872 (20,8%)	1,56	(1,44-1,69)	<0,001	1,40	(1,26-1,55)	<0,001
	14.586-19.906	1.549 (18,1%)	1,31	(1,20-1,42)	<0,001	1,26	(1,13-1,39)	<0,001
	> 19.907	1.135 (14,4%)	1			1		
EDUCACIÓN	Primaria	3.245 (36,8%)	4,12	(3,84-4,42)	<0,001	1,78	(1,62-1,96)	
	Secundaria	3.969 (17,7%)	1,52	(1,42-1,62)	<0,001	1,28	(1,18-1,39)	<0,001
	Superior	1.438 (12,4%)	1			1		
ENFERMEDAD CRÓNICA	Sí	5.489 (66,4%)	17,05	(16,1-18,0)	<0,001	13,8	12,9-14,7	<0,001
	No	3.704 (10,4%)	1			1		
SEXO	Hombre	4146 (19,3%)	1			1		
	Mujer	5.048 (22,5%)	1,20	(1,10-1,30)	<0,001	1,19	(1,12-1,27)	<0,001
EDAD			1,052	(1,06-1,07)	<0,001	1,05	(1,05-1,05)	<0,001
AÑO	2007	5.499 (24,9%)	1			1		
	2011	3.695 (17,0%)	0,62	(0,59-0,65)	<0,001	0,40	(0,37-0,44)	<0,001
AÑO*ACTIVIDAD	2007*Paro					1,21	(1,00-1,46)	0,050
	2007*Inactivo					1,53	(1,34-1,75)	<0,001

Fuente: Elaboración propia

TABLA 8. PROBABILIDAD SALUD PERCIBIDA NEGATIVA DE DESEMPLEO E INACTIVIDAD FRENTE A EMPLEO

AÑO	OR TRABAJADOR	OR DESEMPLEADO	OR INACTIVIDAD
2007	1	1,30	1,67
2011	1	1,57	2,88

Fuente: Elaboración propia

RESULTADOS 1.2. Impacto diferencial por género.

Se incluyeron 10.790 hombres y 11.320 mujeres en 2007, y 10.699 hombres y 11.091 mujeres en 2011, siendo la edad media 41,5 años (DT 13,5). La salud percibida negativa es mayor en mujeres, tanto en 2007, con un porcentaje del 26,7% [IC 95% (25,9-27,5)], como en 2011, con un 18,1% [IC 95% (17,4-18,9)], frente al 22,9% [IC 95% (22,1-23,7)] y 15,7% [IC 95% (15-16,4)] en hombres, respectivamente. La comparación de proporciones entre ambos sexos de todas variables estudiadas quedan representadas en la Tabla 9, de forma separada según año de realización de la encuesta (2007 y 2011).

Según la situación de la actividad, existen diferencias significativas ($p < 0,001$) en la comparación de proporciones entre sexos de todas las categorías en ambos años estudiados. En 2007, trabajaban un 54,4% de las mujeres frente al 73,5% de los hombres, mientras que en 2011 los trabajadores masculinos descendieron hasta el 61,8%, de forma más marcada que las trabajadoras (49,3%). Mientras que en 2007 el desempleo era mayor en el sexo femenino, en 2011 se invierte la situación siendo el porcentaje de desempleados más alto en hombres. Las cifras de desempleo masculino ascendieron del 6,7% en 2007 al 16,8% en 2011, mientras que en el caso de las mujeres se incrementaron del 8,9% al 13,9% en el período de estudio. La situación de inactividad se incrementa ligeramente en mujeres (36,7% en 2007 frente a 36,9% en 2011), y aunque se mantiene en porcentajes inferiores en hombres, existe un aumento del 18,2% al 21,4% durante el período de estudio.

En 2007, el porcentaje de personas con nivel de estudios superiores es significativamente mayor ($p < 0,001$) en mujeres (27%) que en hombres (24,8%). Estas diferencias se incrementan en el período de estudio, siendo en 2011 el porcentaje en mujeres de 30,6% frente al 26,6% en hombres. En contraste, la prevalencia de enfermedades crónicas parece mayor en mujeres que en hombres, aunque la diferencia de proporciones no alcanza significación estadística en 2007 ($p = 0,369$) ni 2011 ($p = 0,109$). La comparación entre ambos

sexos de la distribución en base a los niveles de renta disponible individual no alcanza significación estadística.

TABLA 9: ANÁLISIS DESCRIPTIVO COMPARATIVO POR SEXO Y AÑO

VARIABLE	CATEGORÍA	AÑO 2007				AÑO 2011			
		MUJER %	HOMBRE %	DIF. %	P	MUJER %	HOMBRE %	DIF. %	P
EDUCACIÓN	Primaria	21,6	22,0	-0,4	0,434	18,6	18,7	-0,1	0,969
	Secundaria	51,4	53,1	-1,7	0,011	50,8	54,4	-3,6	<0,001
	Superior	27,0	24,8	2,2	<0,001	30,6	26,6	4	<0,001
ENF. CRÓNICA	Sí	18,8	19,3	-0,5	0,407	17,9	17,4	0,5	0,319
	No	81,2	80,7	0,5	0,369	82,1	81,2	0,9	0,104
ACTIVIDAD	Trabajo	54,4	73,5	-19,1	<0,001	49,3	61,8	-12,5	<0,001
	Desempleo	8,9	6,7	2,2	<0,001	13,9	16,8	-2,9	<0,001
	Inactividad	36,7	18,2	18,5	<0,001	36,9	21,4	15,5	<0,001
SALUD PERCIBIDA	Positiva	74,8	77,1	-2,3	<0,001	82,6	84,3	-1,7	0,001
	Negativa	25,2	22,9	2,3	<0,001	17,4	15,7	1,7	0,001
RENTA	< 7.330	19,3	18,4	0,9	0,124	23,3	23,1	0,2	0,797
	7.331-10.826	21,9	20,8	1,1	0,069	19,3	19,5	-0,2	0,795
	10.827-14.586	20,7	21,9	-1,2	0,037	19,8	19,9	-0,1	0,874
	14.586-19.906	20,6	21,0	-0,4	0,536	18,8	18,8	0	0,982
	> 19.907	17,5	17,8	-0,3	0,542	18,8	18,8	0	0,914

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 10 se recoge el análisis descriptivo de desempleados y desempleadas conjunto de ambos años, con la correspondiente comparación

de proporciones. La edad media de los hombres desempleados se sitúa en 39,88 años (DT 13,21) y la de las mujeres desempleadas en 39,31 años (DT 12,04).

TABLA 10. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y COMPARATIVO DESEMPLEADOS Y DESEMPLEADAS, CONJUNTO 2007-2011.

VARIABLE	CATEGORÍAS	HOMBRES (N=1.666)		MUJERES (N=3348)		DIFERENCIAS HOMBRES MUJERES	
		%	IC 95%	%	IC 95%	%	p
Educación	Primaria	29,4	27,5-31,2	22,2	20,5-23,9	7,2	<0,001
	Secundaria	55,3	53,3-57,3	55,4	53,4-57,4	-0,1	0,949
	Superior	15,3	13,9-16,8	22,4	20,7-24,1	-7,1	<0,001
Enfermedad crónica	Sí	17,3	15,8-18,8	19,5	17,9-21,0	-2,2	0,050
	No	82,7	81,2-84,2	80,5	78,9-82,1	2,2	0,050
Salud percibida	Positiva	79,8	78,2-81,4	76,7	75,1-78,4	3,1	0,008
	Negativa	20,2	18,5-21,7	23,3	21,6-24,9	-3,1	0,008
Renta	< 7.330€	40,8	38,9-42,7	35,3	33,4-37,2	5,5	<0,001
	7.331-10.826€	26,0	24,3-27,7	25,6	23,9-27,4	0,4	0,779
	10.827-14.586 €	17,0	15,5-18,5	19,4	17,8-21,0	-2,4	0,029
	14.586-19.906	10,7	9,5-11,9	11,6	10,4-12,9	-0,9	0,531
	> 19.907€	5,3	4,5-6,3	7,9	6,8-9,0	-2,6	<0,001

Fuente: Elaboración propia

Las mayores diferencias entre según el sexo se dan en relación al nivel educativo. Como puede observarse, de forma significativa ($p < 0,001$), las

desempleadas tienen mayor nivel educativo que los hombres que se encuentran en la misma situación (29,4% de hombres con estudios primarios frente a 22,2% de mujeres y 22,4% de mujeres con estudios superiores frente a 15,3% de hombres). Por contra, en las mujeres desempleadas es más frecuente (+2%) el padecimiento de enfermedad crónica ($p=0,05$) y declaran con más frecuencia (+3,1%) una salud percibida negativa ($p=0,008$). En relación con la renta en los hombres hay mayor porcentaje de desempleados en el quintil inferior (+5,5%) que en mujeres ($p<0,001$); mientras que es superior la proporción de desempleadas con rentas superiores a 19,907€ (+2,6%, $p<0,001$).

Los resultados del Test de Wald para las interacciones de la variable sexo con cada una de las variables independientes (situación de la actividad, renta, educación, enfermedad crónica y año de realización de la encuesta) son significativas ($p<0,001$).

Los resultados del análisis multivariante quedan recogidos en la Tabla 11. En el análisis multivariante se han incorporado la situación de la actividad, los niveles de renta y educativo, la edad, el año de la encuesta y el término de interacción entre el año de la encuesta y la situación de la actividad, construyendo dos modelos, uno para cada sexo con los datos de los dos cortes transversales combinados (2207 y 2011).

Los resultados del análisis multivariante muestran que la probabilidad de salud percibida negativa es mayor en desempleados hombres (OR=1,45; $p=0,008$) que en trabajadores de su mismo sexo, no siendo significativa esta relación en el caso de las mujeres (OR=1,20; $p=0,06$).

TABLA 11. ANÁLISIS MULTIVARIANTE DE FACTORES ASOCIADOS CON SALUD PERCIBIDA NEGATIVA, SEPARADO POR SEXOS (AÑOS 2007 Y 2011 COMBINADOS)

VARIABLE	CATEGORÍAS	HOMBRES			MUJERES		
		OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
ACTIVIDAD	Trabajo	1			1		
	Desempleo	1,45	(1,26-1,67)	0,008	1,20	(0,99-1,47)	0,060
	Inactividad	1,67	(1,48-1,86)	0,001	0,89	(0,79-1,01)	0,086
RENTA	< 7.330€	1,70	(1,46-1,97)	<0,001	1,81	(1,56-2,11)	<0,001
	7.331-10.826€	1,48	(1,27-1,71)	<0,001	1,74	(1,50-2,01)	<0,001
	10.827-14.586€	1,30	(1,12-1,51)	0,001	1,52	(1,32-1,76)	<0,001
	14.586-19.906€	1,19	(1,02-1,38)	0,023	1,34	(1,16-1,55)	<0,001
	> 19.907€	1			1		
EDUCACIÓN	Primaria	1,72	(1,51-1,97)	<0,001	1,91	(1,66-2,18)	
	Secundaria	1,23	(1,09-1,38)	0,001	1,37	(1,22-1,53)	<0,001
	Superior	1			1		
ENFERMEDAD CRÓNICA	Sí	12,4	(11,3-13,6)	<0,001	15,0	13,7-16,4	<0,001
	No	1			1		
EDAD		1,05	(1,05-1,06)	<0,001	1,05	(1,05-1,06)	<0,001
AÑO	2007	1			1		
	2011	0,41	(0,37-0,46)	<0,001	0,39	(0,35-0,44)	<0,001
AÑO*ACTIVIDAD	2007*Desempleo	1,21	(0,92-1,60)	0,171	1,22	(0,94-1,61)	0,133
	2007*Inactividad	1,73	(1,39-2,14)	<0,001	1,45	(1,22-1,74)	<0,001

Fuente: Elaboración propia

Los determinantes de salud percibida que presentan de forma significativa ($p < 0,001$) mayor influencia en mujeres que hombres son: menor renta, menor nivel educativo y presencia de enfermedad crónica. En relación con la renta disponible individual, con respecto a la categoría de referencia (rentas superiores a 19.907€), en ambos sexos presentarían mayor probabilidad de salud percibida negativa las mujeres, de forma las rentas correspondientes al primer quintil (inferiores a 7.330€) presentarían una OR= 1,81 en mujeres frente a OR=1,7 en hombres, el segundo quintil de renta una OR=1,74 en mujeres frente a OR=1,48 en hombres, el tercer quintil una OR=1,52 en mujeres frente a OR=1,4 en hombres y el cuarto quintil una OR=1,34 en mujeres frente a OR=1,19 en hombres.

Con respecto al nivel educativo, tanto las personas con estudios primarios (OR=1,91 en mujeres y OR=1,72 en hombres) como secundarios (OR=1,37 en mujeres y OR=1,23 en hombres) presentan mayor probabilidad de salud percibida negativa que aquellos con estudios superiores (categoría de referencia).

La variable en la que la magnitud del riesgo de salud percibida negativa es mayor es la presencia de enfermedad crónica con respecto a quienes no la padecen, especialmente en el caso de las mujeres (OR=15, frente a OR=12,4 en hombres).

El año de realización de la encuesta estaría relacionado con una menor probabilidad de salud percibida tanto en hombres (OR=0,41; $p < 0,001$) como en mujeres (OR =0,39; $p < 0,001$). La OR de la variable edad, introducida en forma de variable continua como variable de control, tendría la misma magnitud en ambos sexos.

La inclusión de los términos de interacción de 2007*desempleo no alcanza significación estadística en el caso de hombres ($p=0,171$) ni mujeres ($p=0,133$).

Sin embargo el término de interacción 2007* inactividad es significativo ($p < 0,001$) en ambos sexos (Tabla 12).

TABLA 12. PROBABILIDAD SALUD PERCIBIDA NEGATIVA DE DESEMPLEO E INACTIVIDAD FRENTE A EMPLEO

AÑO	HOMBRES			MUJERES	
	OR TRABAJADO R/A	OR* DESEMPLEADO	OR INACTIVO	OR* DESEMPLEADA	OR INACTIVA
2007	1	1,45	1,67	1,45	0,89
2011	1	1,75	1,80	1,46	1,29

* $p > 0,05$

Fuente: Elaboración propia

La OR de hombres inactivos se incrementa en hombres desde 1,67 a 1,80 a lo largo del período estudiado. En mujeres la situación de inactividad pasa de ser un “factor protector” (OR=0,89) a relacionarse con un mayor riesgo de declarar salud percibida negativa (OR=1,29).

RESULTADOS 1.3. Influencia del gasto sanitario y social.

Se incluyeron 22.110 encuestados en 2007 y 21.790 en 2011. Las características de las variables regionales se recogen en la tabla 13.

TABLA 13. GASTOS SANITARIO Y SOCIAL PER CÁPITA POR CCAA.

	GASTO SOCIAL	GASTO SANITARIO
Galicia	350,58	1284,64
Asturias	461,70	1284,13
Cantabria	414,12	1307,97
País Vasco	284,86	1392,86
Navarra	1045,99	1362,64
La Rioja	575,15	1576,58
Aragón	344,74	1334,81
Madrid	381,67	1135,54
Castilla y León	466,43	1284,94
Castilla La Mancha	512,02	1272,83
Extremadura	656,92	1425,86
Cataluña	324,13	1232,06
Valencia	245,06	1080,72
Baleares	200,11	1090,66
Andalucía	376,42	1145,59
Murcia	263,96	1186,85
Canarias	345,97	1298,79
Media	426,46	1276,32
Mínimo	200,11	1080,72
Máximo	1045,99	1576,58
DT	199,04	127,05

Fuente: Elaboración propia

El gasto sanitario per cápita medio es de 1276,32 €/año (DT 127,05), correspondiendo el mayor gasto a La Rioja (1576,58€/año) y el más bajo a la Comunidad Valenciana (1080,72€/año). El gasto social per cápita es el que presenta mayor variabilidad entre comunidades, oscilando entre el valor máximo correspondiente a Navarra (1045,99€/año) y el mínimo de Baleares (200,11€/año), con un valor medio de 426,46 €/año (DT 199,04).

Todas las características en cuanto a variables individuales de la población analizada, así como la comparación de proporciones entre períodos y subgrupos de población, han sido descritas en los epígrafes anteriores. La renta disponible individual media en 2007 fue de 13.802,5 (DT 8.525,3) frente a 13.563,5 (DT 8.903,9) en 2011.

El cálculo de la ICC en el modelo vacío permite identificar que el 0,5% de la variabilidad en la salud percibida en los individuos se debe a diferencias entre comunidades autónomas. Al introducir en el modelo las covariables regionales, esta variabilidad se incrementa de forma que en el caso del modelo 5, en el que se incluyen además de las variables individuales las dos variables regionales, el ICC se sitúa en 0,021 (2,1% de la variabilidad se debería a diferencias entre regiones).

La MOR en el modelo vacío es de 1,13, es decir, la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 13% en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra. Este porcentaje aumenta hasta el 28,6% (MOR=1,286) en el modelo que incluye el gasto sanitario y social per cápita (modelo 5).

La Tabla 14 recoge los efectos marginales de los distintos modelos. Los efectos marginales miden la asociación entre las variables independientes y la variable dependiente (salud percibida) respecto al individuo base, que es este caso sería hombre de 41,5 años, con estudios superiores, en situación de

empleo, con una renta disponible individual de 13.685 euros y sin enfermedad crónica. Su comunidad autónoma de residencia tendría un gasto sanitario per cápita de 1276,32 €/año y un gasto social per cápita de 426, 46 €/año respectivamente.

TABLA 14: MODELOS MULTIVARIANTES. FACTORES DETERMINANTES DE SALUD PERCIBIDA NEGATIVA. AÑOS 2007 Y 2011 COMBINADOS

VARIABLE	MODELO 0	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	P
	OR	OR	OR	OR	OR	OR	
SEXO							
Hombre		1	1	1	1	1	
Mujer		1,24	1,16	1,16	1,16	1,16	<0,001
EDAD		1,06	1,05	1,05	1,05	1,05	<0,001
ENF .CRONICA							
No		1	1	1	1	1	
Sí		14,86	13,89	14,42	14,33	14,36	<0,001
ACTIVIDAD							
Trabaja			1	1	1	1	
Paro			1,18	1,41	1,41	1,42	<0,001
Inactividad			1,33	1,39	1,39	1,40	<0,001
EDUCACIÓN							
Primaria			2,02	1,85	1,83	1,86	<0,001
Secundaria			1,36	1,32	1,32	1,32	<0,001
Superior			1	1	1	1	
LOG. RENTA INDIVIDUAL			0,82	0,80	0,80	0,80	<0,001
AÑO							
2007				1	1	1	
2011				0,46	0,45	0,46	<0,001
GASTO SANITARIO REGIONAL					0,99	0,99	<0,001
GASTO SOCIAL REGIONAL						0,99	<0,001
Varianza nivel 2	0,017	0,027	0,017	0,039	0,043	0,070	
MOR	1,131	1,168	1,132	1,209	1,217	1,285	
Log likelihood	-215475,2	-152327,6	-139045,5	-136267,1	-136195,6	-136144,1	

Fuente: Elaboración propia

El modelo 5 muestra que los desempleados tendrían una probabilidad un 42% mayor de reportar salud percibida negativa que los que trabajan. Los individuos en situación de inactividad presentarían una OR de 1,40 frente a los trabajadores.

De forma inversa, una mayor renta individual se asocia a una menor probabilidad de declarar mala salud. La renta disponible individual se relaciona positivamente con la salud de una manera cóncava. El aumento de la renta mejoraría la salud percibida, pero ese efecto positivo disminuiría con los ingresos más altos. El hecho de que la renta disponible individual se haya introducido en el modelo en forma logarítmica y que esté significativamente relacionada con la salud percibida indica una relación no lineal entre ambas variables. Este método de prueba de la hipótesis de la renta absoluta tiene fundamento en la literatura (Karlsson et al, 2010; Karlsdotter et al, 2012). Con cada punto porcentual de aumento en la renta disponible individual, disminuiría la probabilidad de salud percibida negativa un 20%.

Se asocian con mayor probabilidad de salud percibida negativa el sexo femenino (OR=1,16), la mayor edad (OR=1,05), menor nivel de estudios (con una OR de 1,86 en el caso de estudios primarios y de 1,32 en el caso de educación secundaria, con respecto a los estudios superiores) y la presencia de enfermedad crónica, que incrementa el riesgo más de 14 veces. También puede observarse que la probabilidad de declarar mala salud en 2011 es menor que en 2007 (OR=0,47).

En el caso de las variables regionales tanto un mayor gasto sanitario como social per cápita se asocian con una menor probabilidad de mala salud autopercibida (OR=0,99; $p < 0,01$).

El resultado de las interacciones de gasto regional social per cápita y gasto sanitario regional per cápita con la *dummy* “desempleo” no han resultado

significativas, al introducirlas en el modelo 5, por lo que no han sido finalmente incorporadas. En la Tabla 15 se representan los valores de p, para cada una de las interacciones.

TABLA 15. RESULTADOS INTERACCIONES DE VARIABLE DE INTERÉS CON OTRAS VARIABLES INDEPENDIENTES.

INTERACCIÓN	p
gasto sanitario regional*desempleo	0,457
gasto social regional*desempleo	0,758

Fuente: Elaboración propia

RESULTADOS 2.1. Crisis, desempleo y necesidades odontológicas no cubiertas

Se incluyen 22.102 encuestados en 2007 y 21.792 en 2011, siendo el 51,1% mujeres y la edad media 41,5 años (DT 13,5). Las variables estudiadas quedan representadas representadas en la Tabla 16, de forma separada según año de realización de la encuesta (2007 y 2011).

El porcentaje que refiere no poder acceder al dentista fue en 2007 de 6,2% [IC 95% (5,9-17,5)] frente al 7,2% [IC 95% (6,8-7,5)] del año 2011, con diferencia de proporciones significativa entre ambos períodos ($p<0,001$). El motivo más frecuente es la falta de capacidad económica, 46% [IC 95% (43,3-48,6)] en 2007 y 54,2% [IC 95% (51,7-56,8)] en 2011, con diferencia de proporciones significativa ($p<0,001$).

Se produce un importante incremento del porcentaje de desempleados, que ascienden desde el 7,8% [IC 95% (7,5-8,2)] en 2007 al 15,4% [IC 95% (14,9-15,8)] en 2011.

Aumentan tanto las personas situadas en el primer quintil de renta (rentas inferiores a 7.330€) que ascienden desde 19,5% [IC 95% (18,9-20)] al 23,6 [IC 95% (23,1-24,2)], como las situadas en el quintil de rentas superiores (mayores de 19.907€) que se incrementan del 17,2% [IC 95% (16,7-17,7)] al 21,1% [IC 95% (20,6-21,6)].

Se incrementan de forma significativa ($p<0,001$) las personas con estudios superiores del 25,5% [IC 95% (24,9-26,1)] de 2007 al 28,7% [IC95% (28,2-29,3)] de 2011, mientras que disminuye la proporción de sujetos en la categoría de estudios primarios 22,4% [IC 95% (21,8-22,9)] de 2007 al 18,7% [IC95% (18,2-19,2)] de 2011.

RESULTADOS

TABLA 16. ANÁLISIS DESCRIPTIVO POBLACIÓN DE ESTUDIO, 2007-2011

VARIABLE	CATEGORIAS	2007 (N= 22102)			2011(N=21792)			DIFERENCIA	
		n	%	IC 95%	n	%	IC 95%	%	p
SEXO	Hombre	10781	48,8	48,1-49,4	10658	48,9	48,3-49,6	0,1	0,793
	Mujer	11321	51,2	50,6-51,9	11134	51,1	50,4-51,7	-0,1	0,793
ESTADO CIVIL	Soltero	8050	36,4	35,8-37,1	7875	36,1	35,5-36,8	-0,3	0,568
	Casado	12582	56,9	56,3-57,6	12328	56,6	55,9-57,2	-0,3	0,495
	Separado	506	2,3	2,1-2,5	482	2,2	2,0-2,4	-0,1	0,612
	Viudo	495	2,2	2,0-2,4	431	2,0	1,8-2,2	-0,2	0,062
	Divorciado	466	2,1	1,9-2,3	672	3,1	2,9-3,3	1	<0,001
EDUCACIÓN	Primaria	4837	22,4	21,8-22,9	3973	18,7	18,2-19,2	-3,7	<0,001
	Secundaria	11263	52,1	51,5-52,8	11201	52,7	51,9-53,3	0,6	0,272
	Superior	5508	25,5	24,9-26,1	6097	28,7	28,0-29,3	3,2	<0,001
ENF. CRONICA	Sí	4347	19,7	19,1-20,2	3914	18,0	17,4-18,5	-1,7	<0,001
	No	17752	80,3	79,8-80,8	17877	82,0	81,5-82,5	1,7	<0,001
INCAPACIDAD DENTISTA	Sí	1366	6,2	5,9-6,5	1566	7,2	6,8-7,5	1	<0,001
	No	20736	93,8	93,5-94,1	20226	92,8	92,5-93,2	-1	<0,001
MOTIVOS NO DENTISTA	No poder económico	628	46,0	43,3-48,6	827	54,2	51,7-56,8	8,2	<0,001
	Lista de espera	11	0,8	0,3-1,3	4	0,3	0,1-0,7	-0,5	0,077
	Falta de tiempo	173	12,7	10,9-14,5	169	11,1	9,5-12,7	-1,6	0,208
	Miedo a médicos	271	19,8	17,7-22,0	202	13,2	11,5-15,0	-6,6	<0,001
	Preferir esperar	115	8,4	6,9-9,9	112	7,3	6,0-8,7	-1,1	0,316
	Otros motivos	168	12,3	10,5-14,0	211	13,2	11,4-14,9	0,9	0,243
ACTIVIDAD	Trabajando	13638	64,1	63,5-64,8	11924	54,7	54,1-55,4	-9,4	<0,001
	Parado	1664	7,8	7,5-8,2	3348	15,4	14,9-15,8	7,6	<0,001
	Otra inactividad	5968	28,1	27,5-28,6	6517	29,9	29,3-30,5	1,8	<0,001
RENTA	Menor 7.330	4305	19,5	18,9-20,0	5148	23,6	23,1-24,2	4,1	<0,001
	7.331-10.826	4763	21,6	21,0-22,1	4229	19,4	18,8-19,9	-2,2	<0,001
	10.827-14.586	4706	21,3	20,7-21,8	4292	19,7	19,2-20,2	-1,6	<0,001
	14.587-19.906	4517	20,4	19,9-20,9	4060	18,6	18,1-19,1	-1,8	<0,001
	Mayor 19.907	3808	17,2	16,7-17,7	4603	21,1	20,6-21,6	3,9	<0,001

Fuente: Elaboración propia

Durante el período de estudio se incrementan de forma significativa ($p < 0,001$) los divorciados que pasan el 2,1% [IC 95% (1,9-2,3)] al 3,1% [IC 95% (2,9-3,3)]. Se produce una disminución en el porcentaje de personas que manifiestan padecer alguna enfermedad crónica, pasando del 19,7% [IC 95% (19,1-20,2)] en 2007 al 18% [IC 95% (17,4-18,5)] en 2011. La diferencia de proporciones en la variable sexo no resulta significativa en el período de estudio.

Tanto en 2007 como en 2011, al realizar análisis de subgrupos (Tabla 17) se observa una mayor prevalencia de necesidades odontológicas no cubiertas en los desempleados que en los trabajadores. Además, los desempleados experimentan un incremento significativo ($p = 0,007$) de las necesidades odontológicas no cubiertas pasando del 7,8% al 15,4% en el período de estudio.

En relación con el nivel educativo, la necesidad no cubierta es mayor cuanto menor es este, produciéndose además un incremento significativo ($p < 0,001$) en la categoría de educación secundaria (+,5%).

Aunque en 2007 la necesidad no cubierta es mayor en hombres (6,4%) que en mujeres (6%), en 2011, debido al incremento significativo ($p < 0,001$) en mujeres, la situación se invierte.

En relación al estado civil, las categorías con menor problema en el acceso a servicios dentales son las de solteros y casados. El mayor incremento de necesidades no cubiertas en el período de estudio se presenta en los divorciados ($p = 0,034$), que pasan del 9,9% en 2007 al 14,3% en 2011.

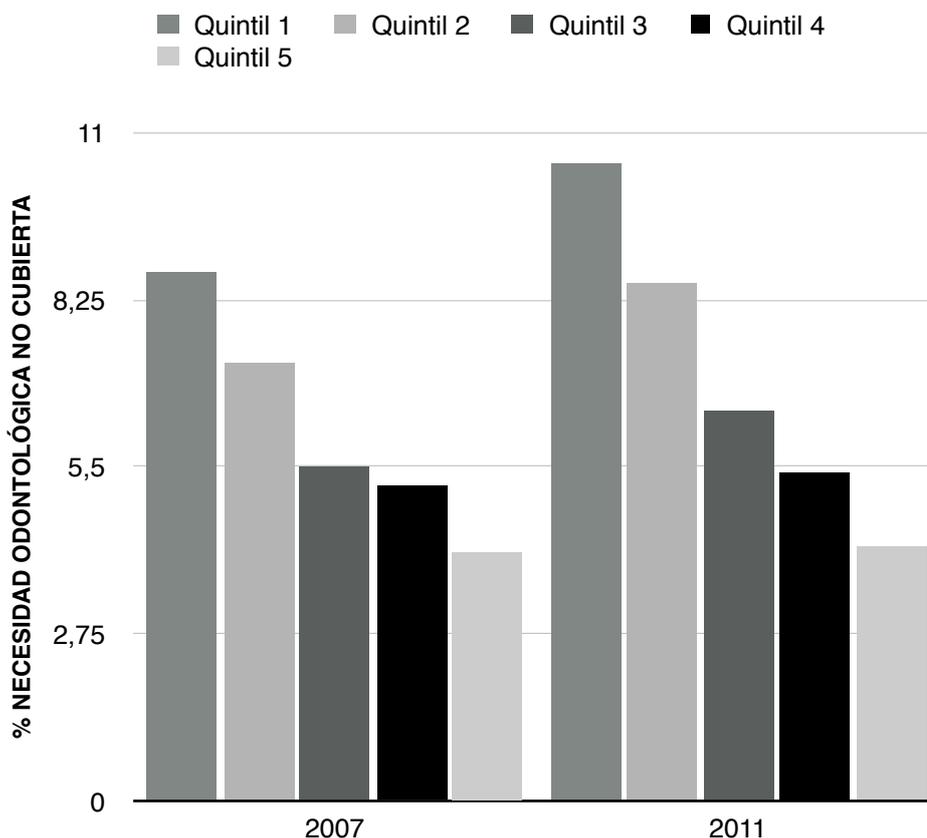
**TABLA 17. NECESIDADES ODONTOLÓGICAS NO CUBIERTAS, AÑOS 2007-11.
ANÁLISIS DE SUBGRUPOS**

VARIABLE	CATEGORÍA	INCAPACIDAD DENTISTA 2007				INCAPACIDAD DENTISTA 2011				DIF.	
		N	n	%	IC 95%	N	n	%	IC 95%	Dif %	p
SEXO	Hombre	10781	691	6,4	5,9-6,9	10658	753	7,1	6,6-7,5	0,7	0,059
	Mujer	11321	675	6,0	5,5-6,4	11134	813	7,3	6,8-7,8	1,3	<0,001
ESTADO CIVIL	Soltero	8050	372	4,6	4,2-5,1	7875	467	5,9	5,4-6,5	1,3	<0,001
	Casado	12582	838	6,7	6,2-7,1	12328	902	7,3	6,8-7,8	0,6	0,045
	Separado	506	53	10,5	7,7-13,2	482	49	10,2	7,4-12,9	-0,3	0,956
	Viudo	495	57	11,5	8,6-14,2	431	52	12,1	8,9-15,3	0,6	0,875
	Divorciado	466	46	9,9	7,1-12,7	672	96	14,3	11,6-17,0	4,4	0,034
	EDUCACIÓN	Primaria	4837	441	9,1	8,3-9,9	3973	395	9,9	8,9-10,8	0,8
	Secundaria	11263	637	5,7	5,2-6,1	11201	803	7,2	6,7-7,6	1,5	<0,001
	Superior	5508	231	4,2	3,6-4,7	6097	309	5,1	4,5-5,6	0,9	0,474
RENTA	Menor 7.330	4305	373	8,7	7,8-9,5	5148	541	10,5	9,6-11,4	1,8	0,003
	7.331-10.826	4763	345	7,2	6,5-7,9	4229	361	8,5	7,7-9,4	1,3	0,025
	10.827-14.586	4706	258	5,5	4,8-6,1	4292	273	6,4	5,6-7,1	0,9	0,085
	14.587-19.906	4517	235	5,2	4,5-5,8	4060	221	5,4	4,7-6,1	0,2	0,654
	Mayor 19.907	3656	152	4,1	3,5-4,8	4063	170	4,2	3,5-4,8	0,1	0,999
ACTIVIDAD	Trabajando	13638	779	5,7	5,3-6,1	11924	776	6,5	6,1-6,9	0,8	0,008
	Parado	1664	152	9,1	7,7-10,5	3348	392	11,7	10,6-12,8	2,6	0,007
	Inactividad	5968	385	6,5	5,8-7,1	6517	398	6,1	5,5-6,7	-0,4	0,450
ENF. CRONICA	Sí	4347	455	10,5	9,5-11,4	3914	476	12,2	11,1-13,2	1,7	0,016
	No	17752	911	5,1	4,8-5,5	17877	1090	7,2	5,7-6,4	2,1	<0,001

Fuente: Elaboración propia

Según el nivel de renta existe una clara polarización, de forma que cuanto menor es el nivel de renta mayores son las necesidades odontológicas no cubiertas. A lo largo del período, además, los mayores incrementos se dan en el primer quintil que pasa del 8,7% al 10,5% ($p=0,003$) y en el segundo quintil que se incrementa del 7,2% al 8,5% ($p=0,025$), de forma que se incrementan las diferencias entre quintiles. El Gráfico 3 ilustra el gradiente observado en función de la renta.

GRÁFICO 3. NECESIDADES ODONTOLÓGICAS NO CUBIERTAS SEGÚN DISTRIBUCIÓN DE RENTA. AÑOS 2007 Y 2011.



Fuente: Elaboración propia

En cuanto a los determinantes de necesidades odontológicas no cubiertas, en el análisis multivariante (Tabla 18) se han incluido las variables independientes: edad, sexo, estado civil, año, nivel de estudios, renta, situación de la actividad y presencia de enfermedad crónica (Test de Hosmer y Lemeshow $p=0,345$).

La situación de los desempleados frente a los trabajadores se relacionó con mayor dificultad para el acceso ($OR=1,47$, $p<0,001$), mientras que por el contrario la situación de inactividad pareció ser un factor protector ($OR= 0,74$, $p<0,001$).

En relación año de realización de la encuesta, el año 2011 se asoció a una mayor necesidad odontológica no cubierta con respecto al año de referencia 2007 ($OR=1,13$, $p=0,003$).

En los niveles de renta también se observó una relación directa entre menores recursos económicos y mayor dificultad de acceso, con una OR de 2,11 ($p<0,001$) de las rentas inferiores a 7.330€ con respecto a las rentas superiores a 19,907€.

El menor nivel educativo se relaciona con mayor necesidad odontológica no cubierta, de forma que las personas con estudios primarios y secundarios presentan una OR de 1,47 ($p<0,001$) y 1,21 ($p<0,001$) frente a aquellos con estudios superiores.

La OR de incapacidad para ir al dentista en las personas con enfermedad crónica 1,87 veces mayor que en quienes no la sufren. En relación al estado civil, los separados ($OR=1,37$; $p=0,008$), viudos ($OR= 1,52$; $p=0,001$) y, sobre todo, los divorciados ($OR=1,78$; $p<0,001$) tendrían más riesgo de necesidades no cubiertas que las personas solteras.

RESULTADOS

TABLA 18. ANALISIS BIVARIANTE Y MULTIVARIANTE DE FACTORES ASOCIADOS CON NECESIDAD ODONTOLÓGICA NO CUBIERTA (AÑOS 2007 Y 2011 COMBINADOS)

VARIABLE	CATEGORÍA	ANALISIS BIVARIANTE		ANALISIS MULTIVARIANTE	
		OR	p	OR	p
SEXO	Hombre	1,02	0,648	1,02	0,569
	Mujer	1		1	
ESTADO CIVIL	Soltero	1		1	
	Casado	1,35	<0,001	1,06	0,267
	Separado	2,07	<0,001	1,37	0,008
	Viudo	2,39	<0,001	1,52	0,001
	Divorciado	2,56	<0,001	1,78	<0,001
EDUCACIÓN	Primaria	2,15	<0,001	1,47	<0,001
	Secundaria	1,40	<0,001	1,21	<0,001
	Superior	1		1	
RENTA	Menor 7.330	2,51	<0,001	2,11	<0,001
	7.331-10.826	1,99	<0,001	1,76	<0,001
	10.827-14.586	1,47	<0,001	1,33	<0,001
	14.587-19.906	1,31	<0,001	1,26	0,002
	Mayor 19.907	1	<0,001	1	
ACTIVIDAD	Trabajando	1		1	
	Desempleado	1,88	<0,001	1,47	<0,001
	Inactividad	1,03	0,473	0,74	<0,001
ENF. CRÓNICA	Sí	2,13	<0,001	1,87	<0,001
	No	1		1	
AÑO	2007	1		1	
	2011	1,17	<0,001	1,13	0,003
EDAD		1,02	<0,001	1,01	<0,001

Fuente: Elaboración propia

RESULTADOS 2.2. Impacto diferencial por género en las necesidades dentales no cubiertas.

En el año 2007 se incluyen 10.781 hombres y 11.321 mujeres, y en el año 2011 se incluyen 10.658 hombres y 11.134 mujeres en 2011, con una edad media 41,5 años (DT 13,5). En la tabla 19 se presenta el análisis descriptivo comparativo por sexo y año.

Según la situación de la actividad, existen diferencias significativas ($p < 0,001$) en la comparación de proporciones entre sexos de todas las categorías en ambos años estudiados. En 2011 con respecto a 2007 las distancias entre las proporciones de mujeres que trabajan se acortan, pasando de -23,3 puntos porcentuales a -12,9 puntos. De la misma forma el desempleo que era mayor en mujeres en 2007 (6,7% frente a 8,9%), pasa a tener mayor proporción en 2011 en el sexo masculino, en el que alcanza el 17% (frente al 13,8% en mujeres). En 2007, el porcentaje de personas con nivel de estudios superiores es significativamente mayor ($p < 0,001$) en mujeres (26,1%) que en hombres (24,8%). En relación con el estado civil la proporción de viudas es significativamente ($p < 0,001$) mayor que de viudos tanto en 2007 (3,8% frente a 0,6%) como en 2011 (3,3% frente a 0,6%). No existen diferencias por sexo en la prevalencia de enfermedad crónica.

RESULTADOS

TABLA 19. ANÁLISIS DESCRIPTIVO POR SEXO Y AÑO. NECESIDADES ODONTOLÓGICAS NO CUBIERTAS

VARIABLE	CATEGORÍAS	AÑO 2007				AÑO 2011			
		MUJERES %	HOMBRES %	DIF. %	P	MUJERES %	HOMBRES %	DIF. %	P
EDUCACIÓN	Primaria	22,7	22,0	0,7	0,363	18,6	18,7	-0,1	0,498
	Secundaria	51,1	53,2	-2,1	0,129	50,8	54,6	-3,8	0,025
	Superior	26,1	24,8	1,3	<0,001	30,5	26,7	3,8	<0,001
ENF. CRÓNICA	Sí	20,0	19,3	0,7	0,166	18,3	17,6	0,7	0,182
	No	80,0	80,7	-0,7	0,166	81,7	82,4	-0,7	0,182
ACTIVIDAD	Trabajo	53,5	74,8	-21,3	<0,001	48,4	61,3	-12,9	<0,001
	Desempleo	8,9	6,7	2,2	<0,001	13,8	17,0	-3,2	<0,001
	Inactividad	37,6	18,5	19,1	<0,001	37,8	21,7	16,1	<0,001
INCAPACIDAD DENTISTA	Sí	6,0	6,4	-0,4	0,177	7,3	7,1	0,2	0,515
	No	94,0	93,6	0,4	0,177	92,7	92,9	-0,2	0,515
RENTA	< 7.330€	20,5	18,4	2,1	<0,001	23,9	23,3	0,6	0,288
	7.331-10.826€	22,2	20,8	1,4	0,012	19,4	19,4	0	0,994
	10.827-14.586	20,7	21,9	-1,2	0,023	19,7	19,7	0	0,928
	14.586-19.906	19,9	21,0	-1,1	0,061	18,5	18,8	-0,3	0,654
	> 19.907 €	16,7	17,8	-1,1	0,021	18,4	18,9	-0,5	0,416
ESTADO CIVIL	Soltero	33,0	40,1	-7,1	<0,001	32,1	40,4	-8,3	<0,001
	Casado	57,7	56,1	1,6	0,019	57,8	55,4	2,4	<0,001
	Separado	2,9	1,7	1,2	<0,001	2,7	1,7	1	<0,001
	Viudo	3,8	0,6	3,2	<0,001	3,3	0,6	2,7	<0,001
	Divorciado	2,7	1,5	1,2	<0,001	4,1	2,1	2	<0,001
MOTIVOS NO DENTISTA	No poder económico	52,6	39,5	13,1	<0,001	58,5	49,6	8,9	<0,001
	Lista de espera	0,3	1,3	-1	0,075	0,3	0,3	0	0,670
	Falta de tiempo	11,4	13,9	-2,5	0,193	10,0	12,3	-2,3	0,182
	Miedo a médicos	17,3	22,3	-5	0,026	13,0	13,5	-0,5	0,847
	Preferir esperar	7,0	9,8	-2,8	0,069	5,6	9,3	-3,7	0,007
	Otros motivos	11,4	13,2	-1,8	0,363	12,7	15,1	-2,4	0,184

Fuente: Elaboración propia

Aunque no se encuentran diferencias significativas en la comparación de proporciones entre sexos de quienes declaran necesidades odontológicas no cubiertas, si existen diferencias en los motivos para no asistir al dentista. De esta forma, la falta de capacidad económica es mayor en mujeres que en hombres tanto en 2007 (52,6% frente a 39,5%, $p < 0,001$) como en 2011 (58,5% frente a 49,6%, $p < 0,001$).

En la Tabla 20, se presentan las características de las personas con necesidades odontológicas no cubiertas separadas por sexo. Entre los hombres con necesidades odontológicas no cubiertas existe significativamente ($p < 0,001$) mayor proporción de trabajadores (64,6% [IC 95% (62,1-67,1)]) que en el caso de las mujeres (43,4% [IC95% (40,8-45,9)]).

De forma significativa ($p < 0,001$) entre las mujeres existe mayor proporción de separadas (4,6% (IC 95% (3,5-5,7)) frente 2,3% (IC95% (1,4-3,1)) en hombres), viudas (6,6% [IC 95% (5,2-7,8)]) frente 0,8% [IC95% (0,3-1,2)]) en hombres) y divorciadas (7,1% [IC 95% (5,7-8,4)] frente 2,6% [IC95% (1,7-3,4)] en hombres).

Es mayor la proporción de mujeres que de hombres ($p = 0,002$) con necesidades odontológicas no cubiertas que pertenecen al primer quintil de renta (33,9% [IC 95% (31,5-36,4)] frente 28,3% [IC95% (26-30,7)] en hombres).

De forma significativa ($p = 0,022$) entre las mujeres con necesidades odontológicas no satisfechas es más frecuente alcanzar estudios de educación superior (20,9% [IC 95% (18,7-23)] frente 17,4% [IC95% (15,4-19,5)] en hombres).

No existen diferencias significativas por sexo en la proporción de enfermedad crónica ($p = 0,067$), entre quienes experimentan necesidades odontológicas no cubiertas.

**TABLA 20. NECESIDADES ODONTOLÓGICAS NO CUBIERTAS, AÑOS 2007-11.
ANÁLISIS DE SUBGRUPOS, SEPARADO POR SEXOS**

VARIABLE	CATEGORIAS	HOMBRES (N= 10.658)			MUJERES(N= 11.134)			Diferencia	
		n	%	IC 95%	n	%	IC 95%	Dif. %	p
ESTADO CIVIL	Soltero	472	32,7	30,2-35,1	367	24,7	22,4-26,9	8	<0,001
	Casado	891	61,7	59,1-64,2	849	57,1	57,3-62,4	4,6	0,012
	Separado	33	2,3	1,4-3,1	69	4,6	3,5-5,7	-2,3	<0,001
	Viudo	11	0,8	0,3-1,2	98	6,6	5,2-7,8	-5,8	<0,001
	Divorciado	37	2,6	1,7-3,4	105	7,1	5,7-8,4	-4,5	<0,001
EDUCACIÓN	Primaria	420	30,0	27,6-32,5	416	29,4	27,2-32,0	0,6	0,731
	Secundaria	735	52,5	49,9-55,2	705	49,8	49,2-54,5	2,7	0,149
	Superior	244	17,4	15,4-19,5	296	20,9	18,7-23,0	-3,5	0,022
ENF. CRÓNICA	Sí	435	30,1	27,7-32,5	496	33,3	30,9-35,7	-3,2	0,067
	No	1009	69,9	67,4-72,3	992	66,7	64,2-69,1	3,2	0,067
ACTIVIDAD	Trabajando	927	64,6	62,1-67,1	628	43,4	40,8-45,9	21,2	<0,001
	Parado	276	19,2	17,2-21,3	268	18,5	16,5-20,5	0,7	0,672
	Otra inactividad	232	16,2	14,2-18,1	551	38,1	35,5-40,6	-21,9	<0,001
RENTA	Menor 7.330	409	28,3	26-30,7	505	33,9	31,5-36,4	-5,6	0,002
	7.331-10.826	345	23,9	21,7-26,2	361	24,3	22,1-26,5	-0,4	0,857
	10.827-14.586	272	18,9	16,8-20,9	259	17,4	15,5-19,4	1,5	0,336
	14.587-19.906	249	17,3	15,3-19,2	207	13,9	12,1-15,7	3,4	0,014
	Mayor 19.907	167	11,6	9,8-13,3	155	10,4	9,5-12,8	1,2	0,346

Fuente: Elaboración propia

Por otra parte, en el análisis de interacciones, el test de Wald resultó significativo para las interacciones de sexo con estado civil ($p < 0,001$), actividad laboral ($p = 0,039$), educación ($p < 0,001$), renta ($p < 0,001$), enfermedad crónica ($p < 0,001$), edad ($p < 0,001$) y año de la encuesta ($p < 0,001$).

En el análisis multivariante separado por sexos (Tabla 21) se observa que para las mujeres el año 2011 supondría un 21% más de privación de este servicio que 2007, frente al 6% en los hombres ($p < 0,001$).

La situación de desempleo frente a estar trabajando (categoría de referencia) tendría un mayor efecto en hombres ($OR=1,52$; $p < 0,001$) que en mujeres ($OR=1,46$; $p < 0,001$), mientras que la inactividad, que ejercería como un “factor protector” frente a la necesidad odontológica no cubierta, solo alcanza significación estadística en el caso de las mujeres ($OR=0,83$; $p=0,006$).

También es mayor en mujeres el efecto del nivel de renta, de forma que las mujeres del quintil más bajo tendrían una OR de 2,44 ($p < 0,001$) respecto a las rentas más altas, siendo el valor de esta OR en hombres de 1,77 ($p < 0,001$). Esta desventaja mayor en mujeres se confirma también en el segundo (OR en mujeres de 1,91 frente a 1,61 en hombres; $p < 0,001$) y tercer quintil (OR en mujeres de 1,35 frente a 1,30 en hombres; $p < 0,05$). Al comparar el cuarto quintil con el último, las diferencias no alcanzan significación estadística en el caso de las mujeres ($p=0,1$). Por el contrario, la educación tendría un mayor efecto en el sexo masculino, de forma que los hombres con estudios primarios tendrían una probabilidad un 67% mayor de tener dificultades en el acceso odontológico que aquellos con estudios superiores; frente al 27% en el caso de las mujeres con estudios primarios respecto a las que tienen estudios superiores. La enfermedad crónica incrementaría la probabilidad de necesidad odontológica no cubierta en las mujeres un 91% ($p < 0,001$) frente al 85% en los hombres.

Con respecto al estado civil, en las mujeres separadas ($OR=1,51$; $p=0,007$), viudas ($OR=1,56$; $p=0,003$) o divorciadas ($OR=1,94$; $p < 0,001$) presentan mayor probabilidad de necesidad odontológica no cubierta que las solteras (categoría de referencia). Estas diferencias en base al estado civil, no alcanzan significación estadística en el caso de los hombres ($p > 0,05$). La edad,

introducida como variable de control en estos modelos, tendría un efecto idéntico en ambos sexos (OR= 1,01; $p < 0,001$).

TABLA 21. ANALISIS MULTIVARIANTE DE FACTORES ASOCIADOS CON NECESIDAD ODONTOLÓGICA NO CUBIERTA, SEPARADO POR SEXOS (AÑOS 2007 Y 2011 COMBINADOS)

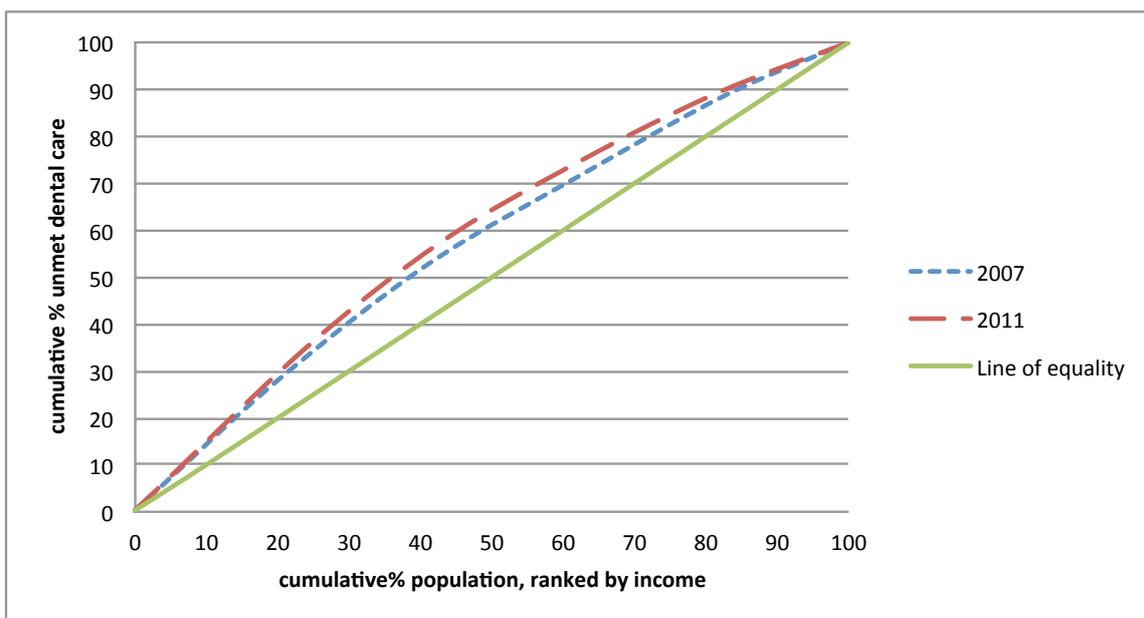
VARIABLE	CATEGORÍA	HOMBRES		MUJERES	
		OR	p	OR	p
ESTADO CIVIL	Soltero	1		1	
	Casado	1,08	0,309	1,03	0,678
	Separado	1,16	0,468	1,51	0,007
	Viudo	1,26	0,478	1,56	0,003
	Divorciado	1,44	0,053	1,94	<0,001
EDUCACIÓN	Primaria	1,67	<0,001	1,27	0,011
	Secundaria	1,34	<0,001	1,09	0,281
	Superior	1		1	
RENTA	Menor 7.330	1,77	<0,001	2,44	<0,001
	7.331-10.826	1,61	<0,001	1,91	<0,001
	10.827-14.586	1,30	0,014	1,35	0,006
	14.587-19.906	1,31	<0,001	1,21	0,100
	Mayor 19.907	1	0,011	1	
ACTIVIDAD	Trabajando	1		1	
	Desempleado	1,52	<0,001	1,46	<0,001
	Inactividad	0,65	0,473	0,83	0,006
ENF. CRÓNICA	Sí	1,85	<0,001	1,91	<0,001
	No	1		1	
AÑO	2007	1		1	
	2011	1,06	<0,001	1,21	0,001
EDAD		1,01	<0,001	1,01	<0,001

Fuente: Elaboración propia

RESULTADOS 2.3. Diferencias socioeconómicas en necesidades dentales no cubiertas

En el Gráfico 4 se representan las curvas de concentración correspondientes a los dos años estudiados, ambas curvas se sitúan por encima de la línea de equidad, expresando que las necesidades odontológicas no cubiertas toman valores más altos en los sectores más pobres de la población. La curva de concentración correspondiente a 2011 se aleja más de la línea de igualdad que la de 2007.

GRÁFICO 4. CURVAS DE CONCENTRACIÓN DE 2007 Y 2011



Fuente: Elaboración propia

El índice de concentración es de -0.1412 [IC 95%(-0.14218, -0.14022)] en 2007 y de -0.1829 [IC 95% (-0.18388, -0.18192)] en 2011. El signo negativo indica que a menor renta disponible mayor necesidad odontológica no cubierta (Tabla 22).

TABLA 22. INDICES DE CONCENTRACIÓN AÑOS 2007 Y 2011.

AÑO	ÍNDICE CONCENTRACIÓN	IC 95%
2007	-0.1412	(-0.14218, -0.14022)
2011	-0.1829	(-0.18388, -0.18192)

Fuente: Elaboración propia

Atendiendo a la interpretación del IC propuesta por Koolman y Van Dooslaer (2004), el porcentaje de utilización que tendría que ser redistribuido desde el sector más rico al más pobre para que la desigualdad estimada fuera igual a 0, habría pasado del 10,59% al 13,71 % entre 2007 y 2011.

CAPÍTULO IV. DISCUSIÓN

El presente capítulo se articula en torno a los dos dimensiones básicas sobre las que se ha articulado la investigación: la salud percibida y las necesidades de asistencia bucodental no cubiertas.

Se discuten los resultados obtenidos con los principales estudios publicados en la literatura. Al final del capítulo, se reconocen las principales limitaciones de esta investigación.

Salud percibida

Es a priori sorprendente el incremento de la salud percibida positiva, tanto en la población en su conjunto como, especialmente, en el subgrupo de desempleados. El análisis descriptivo y la comparación de proporciones entre períodos revelan datos importantes. En el subgrupo de desempleados, queda patente en 2011 con respecto a 2007 un incremento significativo de hombres y una menor presencia de enfermedad crónica, factores ambos relacionados con una mejor percepción de salud. La situación previa a la crisis (2007), con una menor tasa de desempleo, podría correlacionarse con la hipótesis de “selección” descrita por Ludin et al (2010), de forma que una pobre salud determinaría un mayor riesgo estar desempleado, esto explicaría que conforme aumenta la tasa de desempleo se pueden haber incorporado al grupo de desempleados personas con más probabilidad de referir salud percibida positiva.

Al profundizar en el análisis el análisis multivariante, se muestra la desventaja de mala salud de los parados con respecto a los trabajadores. Este análisis en el que se controla por todas variables incluidas en el estudio, incluida la enfermedad crónica, apunta a una relación negativa entre salud percibida y desempleo en la línea de la “hipótesis de causalidad”. Este resultado concuerda con los hallazgos de Urbanos y González (2013) que analizando los datos de la Encuesta Nacional de Salud 2011-12, concluyen que el estar desempleado, una vez se controla por el resto de variables, tiene un impacto negativo en la salud.

Uno de los resultados más interesantes de esta investigación en cuanto al desempleo, se relaciona con el análisis de los términos de interacción. La introducción del término de interacción (año*actividad) en el modelo multivariante conjunto de sexos alcanza significación estadística, apuntando a una modificación del efecto del desempleo en la salud en función del año considerado (antes y durante la crisis). De esta forma, el riesgo de salud

percibida negativa de los desempleados frente a los trabajadores se incrementa del 30% en 2007 al 57% en 2011.

Volviendo a la llamativa mejora de la salud percibida en la población en su conjunto, cifrada en un incremento de la salud percibida positiva del 5,6%, es preciso comentar que estos resultados concuerdan con lo observado por Regidor et al (2014) y Aguilar-Palacio et al (2015a), quienes sugieren que algunos indicadores mediados por las condiciones de vida, como la salud percibida, precisen más tiempo para reflejar el impacto de la crisis.

Además, del lapso de tiempo necesario para que las consecuencias de la crisis se reflejaran de forma global en este indicador, debe tenerse en cuenta que la salud percibida ofrece un enfoque multidimensional de la salud, englobando la salud física y mental, y se ha sugerido que posiblemente los efectos de las crisis económicas son más significativos a corto plazo en el deterioro de la salud mental que en el de la física (Suhrcke Y Stuckler, 2012).

En esta línea Bartoll et al (2013) han descrito en España, para los hombres, un incremento tanto de la prevalencia de mala salud mental como de inequidades socioeconómicas en la misma. También en España, el estudio de Gili et al. (2012), realizado en servicios de Atención Primaria, ha puesto de manifiesto un incremento notable de los problemas de salud mental durante el período 2006-2010, así como el mayor riesgo que supone la situación de desempleo para la mayoría de los problemas de salud mental analizados.

Aunque la salud percibida es considerada uno de los mejores indicadores globales de salud (Robine et al 2000), diversos estudios consideran que es propensa a errores de medida y que sus categorías pueden variar en función de las características de los encuestados (Castro-Vázquez et al, 2007; Hernández-Quevedo et al, 2008). Es conocido que pueden encontrarse disonancias llamativas entre los indicadores objetivos de morbi-mortalidad y la salud percibida, como las descritas por Amartya Sen (2002), lo que hace

necesario examinar las estadísticas sobre auto percepción de la enfermedad en un contexto social. En esta línea, cabe plantearse la hipótesis de si una misma población en una coyuntura socioeconómica excepcional como la actual puede variar la percepción de su estado de salud.

La tendencia al incremento de la salud percibida positiva en España contrasta con lo sucedido en Grecia (Zavras et al, 2013). A este respecto debe tomarse en consideración que durante el mismo período otros indicadores han empeorado más en Grecia que en España, como la disminución de la renta bruta disponible anual (European Commission, 2013) o las dificultades en el acceso a servicios sanitarios (Laparra et al, 2012). Es posible que en España, otras variables como el acceso a servicios sanitarios (universal hasta 2012, salvo en servicios odontológicos) puedan haber modulado el impacto de la recesión.

Los resultados de este estudio identifican como factores determinantes de mala salud percibida los ya descritos en la literatura: mayor edad, sexo femenino, presencia de enfermedad crónica y situación de desempleo (Aguilar-Palacio et al, 2015a; MacFadden et al, 2008; Haseli-Mashhadi et al, 2009; Norström et al, 2014).

En relación con el análisis de los datos con enfoque de género, durante todo el período de estudio las mujeres presentan con más frecuencia que los hombres salud percibida negativa, en consonancia con la “paradoja de la morbilidad”, según la cual las mujeres viven más pero con peor salud que los hombres (Gorman y Read, 2006). Estas diferencias de género, mayores en los países del sur de Europa, se han atribuido a la menor presencia de políticas que favorezcan la integración de la mujer en el mercado laboral y el reparto equitativo de responsabilidades en el cuidado de familiares (Palència et al, 2014).

El análisis de los determinantes de salud percibida negativa separado por sexo aporta evidencia sobre las diferencias en la relación entre desempleo y salud en base al género, que no confirmarían la hipótesis de que la feminización del mercado de trabajo pueda haber eliminado las diferencias de género descritas en nuestro país previamente. De esta forma, en relación al estado de desempleo frente a trabajar, la probabilidad salud percibida negativa es mayor en los hombres, mientras que en mujeres esta relación no alcanza significación estadística. A este respecto, hay que incidir en que los datos del análisis descriptivo señalan que el acortamiento de las diferencias en la tasa de desempleo femenina y masculina no se han producido a expensas de una mayor incorporación de la mujer al mercado laboral, sino de una mayor extensión del paro en los hombres.

A la hora de contrastar la influencia del desempleo en la salud en base al género con estudios anteriores en la literatura, hay que reseñar que la mayoría de las investigaciones previas que han considerado género y desempleo se centran en la salud mental (y no en la salud percibida). De esta forma, estos resultados estarían en concordancia con el efecto más pronunciado del desempleo en la salud mental de los hombres en España durante la presente crisis, descrito por Bartoll et al (2013).

En la misma línea, Aguilar-Palacio et al (2015b) estudiando el efecto del desempleo juvenil (población española de entre 16 y 24 años) concluyen que el desempleo masculino se asocia con salud percibida negativa, desordenes mentales y un aumento del consumo de tabaco durante esta crisis. Por el contrario, en Inglaterra, Katikerreddi et al (2012), pese a encontrar que la de salud mental en los hombres se ha deteriorado en los 2 años siguientes a la actual recesión, no han podido vincular este cambio, ni su patrón por género, al estado de empleo o desempleo individual. En Estados Unidos, Dagher et al (2015) han observado una disminución de las depresiones en ambos sexos, pero que se ha acompañado de un incremento de los trastornos de ansiedad en mujeres, especialmente desempleadas y con bajos ingresos.

Artazcoz et al (2004) al analizar el impacto del desempleo en la salud mental sugieren la influencia de los roles familiares, de forma que el paro afectaría más negativamente a los hombres desempleados de clases más desfavorecidas, principales proveedores de los recursos económicos del hogar, al sufrir más estrés por preocupaciones económicas.

Al contrario de lo observado en el análisis conjunto de la población al realizar análisis separado por sexo, la interacción 2007*desempleo no alcanza significación estadística, hecho este que podría venir motivado por la reducción del tamaño de la muestra con la consiguiente pérdida de poder estadístico.

En cuanto a la categoría "inactividad", en el caso de los hombres esta situación supondría un riesgo de mala salud aún mayor que la situación de desempleo (OR=1,67, $p<0,001$). En las mujeres el resultado apuntaría hacia un efecto protector, si bien no se alcanza significación estadística (OR= 0,89, $p=0,086$). En este punto es preciso recordar que esta categoría engloba distintas situaciones, entre las que se encuentra la situación de cuidados del hogar o familiares. Como es sabido, existe una alta feminización en esta responsabilidad en los hogares españoles, por lo que los roles de género podrían explicar parte de las diferencias encontradas en ambos sexos. Rueda y Artazcoz (2009) ante resultados paradójicos en la asociación entre el cuidado informal y el estado de salud (las personas cuidadoras tenían mejor estado de salud que las que no lo eran), sugieren que ser la principal responsable del cuidado de una persona con dependencia requiere tener buen estado de salud y no se trata de que el cuidado informal mejore la salud de las personas cuidadoras.

Es destacable el mayor efecto negativo que la presencia de enfermedad crónica y los menores niveles educativos y de renta tienen en las mujeres. La mayor relación entre bajo nivel educativo y salud percibida en mujeres en España ha sido descrita recientemente por Aguilar-Palacio et al (2015a),

sugiriendo que en las mujeres con menor nivel educativo confluyen factores como una peor salud diagnosticada y un menor apoyo psicosocial.

En Suecia, Molarius et al (2012) han sugerido que la inseguridad financiera y la discriminación hacia la mujer podrían explicar la mayor prevalencia de salud percibida negativa en el sexo femenino. En España, Malmusi et al (2014) han puesto de manifiesto la importancia de los ingresos individuales en las desigualdades de género en salud percibida en Cataluña. Aunque en este estudio no se explora la influencia de los ingresos individuales, el mayor efecto en mujeres de la renta disponible individual detectado en estos resultados, podría ser debido a que entre los hogares de baja renta exista menor incorporación de la mujer al mercado laboral, dificultando el grado de independencia y poder de la mujer dentro de la familia.

En relación con el estudio de las variables regionales, es preciso relativizar su impacto en la salud percibida, en tanto que la ICC del modelo final indica que un 2,1% de la variabilidad se debería a diferencias entre regiones y atendiendo a los resultados de la MOR la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 28,6% en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra.

Tanto el gasto sanitario como el social se revelan como factores protectores frente a la salud percibida negativa. De esta forma, la inversión de 1 euro más de media tanto en el caso del gasto sanitario como del social per cápita, se relacionarían con un 1% menos de probabilidad de declarar mala salud.

Este hallazgo, está en consonancia con la evidencia disponible a nivel internacional que asocia una mejor salud individual con un mayor gasto sanitario. De esta forma Akinkugbe y Mohanoe (2009) han puesto de manifiesto la relación entre gasto público sanitario y una mejora de la esperanza de vida al nacer y de la mortalidad infantil en Lesotho; mientras otros estudios han relacionado el menor gasto sanitario con el incremento de la mortalidad infantil

(Maruthappu et al ,2015a), la mortalidad materna (Maruthappu et al ,2014a), la mortalidad por cáncer gástrico (Maruthappu et al ,2014b), la mortalidad por VIH (Maruthappu et al ,2015b), la mortalidad cerebrovascular (Maruthappu et al , 2015c) y por cáncer de mama (Maruthappu et al ,2015d).

En cuando a la importancia del gasto social, algunos autores (Farley, 2009; Lobb, 2009) han llamado la atención sobre la necesidad de incrementarlo para obtener mejores resultados en salud. En esta línea, es reseñable el estudio de Bradley et al (2011) desarrollado en los países de la OCDE y cuyos resultados apuntan a que el gasto en servicios sanitarios se relaciona con una mejora en dos indicadores de salud (esperanza de vida y la mortalidad materna), mientras que el gasto en políticas sociales se relaciona con la mejora en tres indicadores (esperanza de vida, mortalidad infantil y años potenciales de vida perdidos). El citado estudio además aporta evidencia empírica de que las diferencias en resultados de salud entre países de la OCDE se explica por la ratio de gasto social/sanitario, de forma que la paradoja de elevado gasto sanitario sin mejoras en salud, observada en algunos de estos países, vendría determinada por el distinto gasto en políticas sociales (como ayudas al desempleo o la vivienda).

Ng y Muntaner (2015) comparando el distinto gasto público entre provincias en Canadá han concluido que el gasto en salud, servicios sociales y educación tiene efectos en la reducción de las tasas de mortalidad.

En el caso de España, existen menos investigaciones desarrolladas en esta línea. Karlsdotter et al (2012a) mediante un análisis multinivel con datos longitudinales del período 2007-10, encuentra una asociación positiva entre el gasto sanitario per cápita y la salud percibida positiva.

Montero et al (2010), han cuantificado la importancia del gasto sanitario público en la salud de la población española durante el período 1987-2003. Sus resultados concluyen que un incremento del gasto público en sanidad no

implica un incremento en la misma proporción del servicio sanitario público, ni tampoco un incremento del servicio sanitario público representa un incremento proporcional de la salud pública de la población, de forma que una mejora proporcional de la salud requiere de mayor cantidad de recursos debido a la existencia de rendimientos marginales decrecientes en la salud pública.

Existen importantes diferencias identificadas entre comunidades autónomas en gasto sanitario y social. Cantarero (2010) considera que las diferencias en gasto sanitario entre comunidades pueden deberse a que el reparto no siga un criterio estrictamente capitativo o por el incremento de los recursos propios de las comunidades autónomas y los diferentes esfuerzos fiscales, de forma, que las diferencias en el gasto per cápita no sean estrictamente un reflejo de inequidad en el sistema. También se ha considerado que las diferencias entre comunidades en gasto sanitario per cápita puedan deberse a ineficiencias en el sistema ya que no siempre gastar más se traduce en gastar mejor (Pita Barros, 2006). Igualmente, no debería considerarse que, de entrada, todas las comunidades autónomas tengan la misma necesidad de gasto, pues esta puede venir determinada por factores como las características de la población, nivel de envejecimiento, etc. Sánchez Maldonado et al (2010) mediante un análisis de componentes principales resaltan la importancia decisiva del elemento poblacional, caracterizado en el porcentaje de población mayor de 75 años y menor de 4 años, a la hora de identificar las necesidades relativas sanitarias.

En cuanto al gasto social, Pérez et al (2015) consideran que las diferencias entre comunidades en el volumen de servicios prestados no explica todas las diferencias de gasto, por lo que pueden influir factores de diversa naturaleza como la organización, eficiencia y calidad de los servicios prestados o las condiciones de los empleados públicos; y concluyen que, de forma preocupante, parece que las diferencias en los ingresos entre comunidades es lo que termina determinando el mayor gasto en políticas sociales por habitante, generando desigualdades.

En el actual contexto de crisis en el que España se ha situado en la cabeza de la lista de desigualdad económica en la Unión Europea, el Consejo Económico y Social (2013) considera que la acción redistributiva de los poderes públicos juega un papel muy importante en la conformación de la renta final disponible de las familias. De esta forma, pese a que en España no se cuenta con estudios retrospectivos que abarquen con una metodología homogénea el análisis del impacto redistributivo del conjunto de las prestaciones sociales no monetarias, existen algunos estudios referidos a prestaciones concretas en periodos de tiempo acotados que conformarían la elevada eficacia redistributiva de los principales servicios y prestaciones sociales públicas de carácter no monetario, en especial la sanidad y la educación. En esta línea, Rivera y Currais (2005) tras analizar los efectos de la inversión en salud sobre el crecimiento económico concluyen que el gasto en salud debe ser considerado un gasto público productivo, por lo que la inversión en políticas que favorezcan la salud debe considerarse eficiente desde el punto de vista social y económico.

La introducción de términos de interacción de desempleo y gastos públicos regionales (sanitario y social), no ha alcanzado significación estadística en este análisis por lo que no ha podido contrastarse la hipótesis de que el gasto sanitario y social regional puedan modular el efecto del desempleo individual en la salud percibida.

Los resultados de este capítulo, contribuyen a ampliar la evidencia existente sobre como una mayor inversión en gasto público social y sanitario contribuye a mejorar la salud, en este caso percibida, de la población.

Necesidades odontológicas no cubiertas.

Los resultados de esta investigación ponen de manifiesto un incremento porcentual de las necesidades odontológicas no cubiertas, en consonancia con los datos para este indicador de Eurostat/EU-SILC en España y otros países como Italia, Francia, Grecia e Irlanda (Eurostat, 2013).

A priori esta relación podría explicarse a través de la pérdida de poder adquisitivo de las familias, y sería coherente tanto con el incremento de personas en el quintil de renta más bajo como con la mayor necesidad no cubierta en este subgrupo de población observados en este estudio. Ahora bien, el resultado más significativo de esta investigación es la correlación entre crisis económica y el incremento de la necesidad odontológica no cubierta con la inclusión de la variable *proxy* (año de la encuesta) en el análisis multivariante.

Estos resultados sugieren que una vez ajustada la comparación por el resto de variables la crisis económica *per se* parece haber tenido un efecto negativo en el acceso a estos servicios odontológicos, siendo la OR de privación odontológica 1,11 veces mayor en 2011 que en 2007. Es decir, la merma en el poder adquisitivo no es el único determinante de este aumento de las necesidades no cubiertas. Es posible que la crisis provoque un efecto sustitución de servicios odontológicos por otros considerados más necesarios. Este efecto aumentaría en los grupos más vulnerables, donde los costes de oportunidad marginales de pagar servicios odontológicos son muy altos.

En esta línea, Levit y Lazenby (1991) observaron una disminución en los gastos dentales, durante el período de recesión de 1989 y 1990, especulando con que los servicios dentales son sensibles a los cambios en la economía debido a las preocupaciones sobre las perspectivas económicas pueden retrasar las compras discrecionales. Kuthy et al (1996) sostienen que la reducción en la utilización se explica porque la atención dental está

"desplazada" por otras preocupaciones, como la salud física, dejando muy poco tiempo o energía para buscar ayuda. Parker (2009) ha sugerido que cuando los consumidores están más preocupados por su futuro económico, son menos propensos a gastar dinero en servicios que consideran menos esenciales, y para muchas personas la odontología entra en esta categoría. En este sentido, existen estudios previos que sugieren que las situaciones de alto estrés pueden hacer que la atención dental sea una prioridad menor (Carlos 1973, Okada y Wan 1979, Broder, Russell et al. 2002, Kelly, Binkley et al. 2005).

La evidencia sobre el efecto específico de la actual crisis económica en la accesibilidad a los servicios dentales aún es escasa. Guessous et al (2014) en reciente estudio realizado en Suiza obtienen resultados similares, señalando que durante la recesión económica se incrementaría el coste de oportunidad de acceder a los servicios odontológicos. McClure y Saemundsson (2014), han realizado un estudio de cohortes en Islandia, limitado a los años 2007-2009, aunque no ha encontrado diferencias significativas en la frecuencia de chequeos dentales de la población, identifican una disminución de la probabilidad de acceder a servicios dentales en los grupos de menor nivel socioeconómico. También Manski et al (2012), han relacionado la reducción de la renta familiar con un menor acceso a estos servicios.

En el presente trabajo se estudia por primera vez la relación del desempleo individual y la necesidad odontológica no cubierta en el contexto de la actual crisis en España. El incremento del número de desempleados se ha acompañado de un incremento notable (2,6%) de los parados que no pueden acceder a estos servicios. Es conocido que el fenómeno del desempleo se relaciona con una limitación del acceso a algunos servicios, entre los que se encuentran los servicios sanitarios no financiados públicamente (Laparra, 2012), como los servicios dentales. Al ajustar por todas las variables sociodemográficas incluidas en el análisis multivariante, y por tanto, considerando igualdad de renta, educación, estado civil, enfermedad crónica, edad y sexo, los

desempleados presentan un 47% más de privación de este servicio que las personas que trabajan ($p < 0,001$).

En esta línea, el trabajo previo de Quinn et al (2009) ha sugerido que la utilización de servicios dentales preventivos disminuye durante períodos de alto desempleo a nivel comunitario. La hipótesis de los autores apunta a un doble mecanismo. Por una parte, se produce una disminución en el poder adquisitivo para afrontar el gasto (o pérdida del seguro correspondiente) y, por otro lado, un “mecanismo de distracción” que haría que otros individuos, a pesar de tener acceso a estos servicios, debido al desempleo no tienen el tiempo, la energía o atención suficiente para utilizar los servicios de cuidado de la salud oral preventiva. Este mecanismo supone que los individuos tienen una cantidad limitada de tiempo, energía y atención para sus actividades diarias. Durante períodos de estrés, el mecanismo de distracción predice que los recursos necesarios para hacer frente a desafíos de la vida dejan muy poco tiempo o energía para las actividades que no son urgentes (Catalano et al. 2003). Por lo tanto, los chequeos de rutina que se reciben normalmente se posponen o se renuncia por completo durante los períodos de alto desempleo. El mecanismo de distracción puede ser especialmente grave para la utilización de la atención preventiva a causa de su naturaleza aparentemente discrecional. De esta forma, Carlos (1973) ya sugirió que el estrés relacionado con el desempleo también puede reducir la utilización por parte de la reordenación de las prioridades a corto y largo plazo. Este concepto es claramente similar o equivalente al efecto sustitución producido por la crisis económica, mencionada anteriormente.

En relación con los niveles de renta, el mayor porcentaje de privación en salud dental se da en las rentas inferiores a 7.330 euros, existiendo una clara correlación entre menor renta y mayor dificultad para el acceso. Teniendo en cuenta que los valores de la renta fueron transformados a precios constantes de 2007, se aprecia claramente una mayor polarización en 2011, incrementándose el número de personas que se encuentran en el quintil de

menor renta. En el análisis multivariante, la renta es la variable que parece determinar en mayor medida la dificultad en el acceso a estos servicios, con una OR de 2,11 en el primer quintil con respecto al segundo. Estos resultados amplían la evidencia sobre la relación entre el menor nivel de ingresos y la dificultad para el acceso a los servicios odontológicos (List, 2011; Pavi et al, 2010; Vikum, 2012). Por el contrario, el estudio de Tchicaya y Lorentz (2014), con datos correspondientes a 2007 para 24 países europeos no encontró resultados significativos respecto a la renta.

Se detecta también una mayor dificultad en el acceso en las personas que padecen enfermedad crónica, tal y como se ha descrito en otros estudios (Grubss et al, 2012), siendo en el resultado de multivariante la segunda variable que parece tener más influencia tras la renta. Teniendo en cuenta la influencia negativa de algunas enfermedades crónicas sobre la condición bucodental (Australian Institute of Health and Welfare, 2012), este colectivo debería considerarse especialmente vulnerable al poder presentar mayor necesidad de atención odontológica.

Los resultados de este trabajo, con un mayor riesgo de necesidad odontológica no cubierta cuanto menor es el nivel educativo (OR de estudios primarios 1,27 frente a estudios superiores), son coherentes igualmente con la evidencia disponible en cuanto a la relación de peor acceso a servicios odontológicos para las personas con menor nivel educativo (Hosseimpoor, 2013; Pavi et al, 2010; Slack-Smith y Hyndman, 2004).

En cuanto al estado civil como factor determinante de mayores necesidades no cubiertas, el mayor riesgo en los divorciados encontrado en este análisis ha sido descrito recientemente por Guessous et al (2014) en población suiza y por Tchicaya y Lorentz (2014) en un estudio que engloba 24 países europeos.

Por otro lado, en cuanto al análisis de los datos con perspectiva de género, es preciso reseñar que las interacciones de sexo con el resto de variables

independientes todas son significativas, señalando el impacto diferencial de género de las mismas. Aunque los determinantes de las necesidades odontológicas no satisfechas son los mismos en ambos sexos, el efecto de los mismos es distinta intensidad en hombres y mujeres.

Las mayores diferencias se encuentran en la renta, siendo la OR del primer quintil respecto al último es de 2,44 en mujeres frente a 1,77 en hombres. Recientemente, resultados de estudios realizados en Suiza (Guesseus et al, , 2014) y en Canadá (Thompson et al, 2014) han concluido que las mujeres son más propensas que los hombres a renunciar a la asistencia odontológica por razones económicas. También los resultados del análisis descriptivo de la presente investigación, señalan claramente que las mujeres, de forma significativa, aducen razones económicas con más frecuencia que los hombres para justificar las necesidades odontológicas no cubiertas.

En esa línea, Rustgi et al (2009) han considerado que las mujeres estarían más expuestas al coste de oportunidad de los servicios sanitarios, debido a que históricamente han asumido un papel de “cuidadoras” del resto de la familia lo que puede hacerlas más sensibles a emplear el dinero en otras prioridades. Es decir, este hallazgo, podría explicarse porque el coste de oportunidad de la asistencia dental fuera mayor en mujeres, lo que conlleva un efecto de sustitución por otros posibles bienes o servicios considerados más prioritarios.

También la propia crisis económica parece tener una mayor impacto en las mujeres que en los hombres (OR de 1.21 frente a 1.06), aunque no se han localizado estudios que analicen el impacto de la crisis en la asistencia dental de forma separada por género, podría valorarse la hipótesis que la situación de incertidumbre asociada a la misma tenga mayor impacto en mujeres debido a los roles de género mencionados en relación a la renta.

Por el contrario, el efecto del desempleo es mayor en hombres (OR=1.52) que mujeres (OR=1.46). Aunque no ha sido posible encontrar publicaciones

previas que analicen concretamente el impacto diferencial por género del desempleo en el acceso a servicios odontológicos, cabe plantear la hipótesis de que este mayor efecto pueda deberse también al frecuente rol de género de los hombres como proveedores de recursos en el hogar, como se ha señalado en el caso de la salud percibida.

La variable “inactividad”, que no resulta significativa en hombres, sería un factor protector en mujeres frente a la necesidad odontológica no cubierta. En este punto es preciso recordar que esta categoría incluye las labores del hogar y/o cuidadores. En España las mujeres asumen principalmente el cuidado de menores, de personas con limitaciones o discapacidad y las tareas del hogar, independientemente de que trabajen fuera de casa. Según el Informe “Mujeres y hombres en España” del INE (2013a), el 91,9% de las mujeres realizan tareas domésticas y se ocupan del cuidado de niños frente al 74,7% de los varones, dedicando además el doble de tiempo. También son más las mujeres ocupadas que dejan su trabajo durante más de un año tras el nacimiento de un hijo (38,2% frente a 7,4% de hombres); igualmente el 89,1% de las personas ocupadas con reducción de jornada para hacerse cargo de personas dependientes son mujeres.

El papel de mayor responsabilidad en el cuidado de familiares, a menudo asumido por mujeres, se ha considerado una fuente adicional de necesidades odontológicas no cubiertas (Bryant et al, 2009). En esta línea Artazcoz et al (2004) advierten que esta situación puede generar dificultades para la programación de citas médicas en las que además trabajan fuera del hogar (Artazcoz et al, 2004), por tanto las empleadas estarían en una situación de desventaja mayor que las mujeres dedicadas únicamente a labores del hogar.

No obstante en el diseño de este estudio la variable “inactividad” se incluyó como una variable de control, que engloba grupos heterogéneos, (amas de casa, personas con incapacidad permanente y otros tipos de inactividad), lo que vuelve problemático formular hipótesis más robustas. El diseño de las

estimaciones econométricas ha estado orientado por las variables de interés (desempleo y crisis económica) y bajo la premisa de disponer de los mayores grados de libertad para las mismas.

En cuanto a la influencia del estado civil como factor determinante de las necesidades odontológicas no cubiertas, las desventajas observadas en el capítulo anterior en personas en estado de separación, viudedad o divorcio con los datos globales de ambos sexo, tan sólo se mantienen en el caso de las mujeres al realizar el análisis separado por sexo, no siendo significativas las diferencias en hombres. De esta forma, la magnitud de las OR es mayor que las obtenidas en el análisis conjunto del capítulo anterior, alcanzando las mujeres divorciadas un 94% más probabilidad de manifestar necesidades odontológicas no cubiertas que las solteras. En este sentido, es preciso recordar que las familias monoparentales (como consecuencia de viudedad, separación o divorcio) en España son encabezadas por mujeres en 9 de cada 10 casos (Vicente y Royo, 2006). Por tanto, las cargas familiares afrontadas por las mujeres divorciadas o separadas podrían estar en la raíz de este hallazgo.

Aunque con menor diferencia en la magnitud de las OR, también se encuentran diferencias entre ambos sexos en la influencia de las enfermedades crónicas como determinante de las necesidades odontológicas no cubiertas (OR= 1,85 en hombres y OR=1,91 en mujeres, $p<0,001$), sin que se hayan podido encontrar resultados separados por sexos en la literatura con los que poder contrastar este hallazgo.

En cuanto a la evolución de las desigualdades socioeconómicas en el acceso a servicios dentales, los resultados señalan que, tanto en 2007 como en 2011, existe un claro gradiente en función de la renta, aportando además evidencia de que durante el período de estudio esta desigualdad se ha incrementado de forma significativa.

El gradiente de inequidad a favor de los ricos, está en la línea con los resultados obtenidos por List (2011) en su estudio sobre las desigualdades en el acceso a servicios odontológicos en personas mayores de 50 años en 14 países europeos. La citada investigación utilizó datos procedentes de la Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (SHARE) del período 2006-2007, obteniendo en el caso de España que para conseguir eliminar la desigualdad en el acceso a los servicios odontológicos la redistribución de la utilización del sector más rico al más pobre de la población debería ser de un 9,05%, siendo con este porcentaje el segundo país europeo, tras Polonia, con mayor desigualdad en el acceso.

Thicaya y Lorentz (2014), utilizando como variable socioeconómica el nivel educativo, en vez de la renta, obtuvieron inequidades socioeconómicas en 24 países europeos, a través del Índice Relativo de Concentración y del Índice Relativo de Desigualdad.

La no cobertura pública de la atención odontológica en España, podría estar en el origen de esta inequidad en el acceso. En este sentido, Murakami et al (2014) en Japón han mostrado un desigualdad en función de la renta en el acceso a la atención preventiva (no cubierta públicamente) que no existe en el caso de la atención curativa (de cobertura universal) .

Por otra parte, existe evidencia de que esta desigualdad socioeconómica puede tener una traducción en desigualdades en salud oral, medida en datos objetivos. De esta forma, Do et al (2010) han evaluado en Australia, en el período 1992/93 y 2002/03, durante el cual creció la desigualdad económica en el país, el posible incremento de las desigualdades socioeconómicas en la salud bucal de los niños en base al nivel de renta. Tanto el Índice de Desigualdad de la Pendiente (SII) como el Índice de Concentración indicaron un aumento significativo de la desigualdad relacionada con los ingresos en la experiencia de caries infantil en dientes de leche.

En cuanto al impacto que una mayor cobertura pública de la atención odontológica pudiera tener en la equidad en el acceso, Palencia et al (2014) han examinado la asociación entre el grado de cobertura pública de los servicios dentales en los distintos países de Europa y la magnitud de las desigualdades en el acceso a estos servicios. Los resultados concluyen que desigualdades socioeconómicas en la utilización de servicios odontológicos son mayores en los países donde no existe ningún tipo de cobertura pública frente a los que tienen cierto grado de cobertura pública.

Para actuar frente a las situaciones de inequidad en el acceso a servicios odontológicos países como Australia, Canadá y algunos países europeos financian tratamientos dentales a algunos grupos desfavorecidos (PBOHE, 2012; Victorian Government Department of Health, 2009; CCPA, 2011). Aunque este tipo de medidas focalizadas en grupos vulnerables pueden reducir la inequidad en la utilización de servicios dentales, se ha considerado que pueden no ser suficientes. De esta forma, Grignon et al (2012) utilizando modelos de simulación en Canadá, indican que la provisión de seguro dental a la quintil más pobre de la población puede reducir, pero no eliminar la inequidad en la utilización de la atención dental, teniendo un impacto limitado debido a que la influencia del nivel de renta en la utilización de servicios dentales se manifiesta como un gradiente a lo largo de toda la distribución de renta, y no sólo en el como una en el extremo inferior.

En esta línea, diversas investigaciones han analizado el impacto en la equidad en el acceso de incluir determinadas prestaciones dentales de forma universal en la cobertura pública.

Cornejo-Ovalle (2015) ha examinado los cambios en la distribución y las desigualdades socioeconómicas después de una reforma de la salud en Chile, 2004-2009, que incluía la cobertura universal a algunos tratamientos dentales. El Índice de Concentración disminuyó significativamente tanto para la

proporción de población que utiliza el cuidado dental como para el número medio de visitas.

En Finlandia, se ejecutó una reforma de la salud oral durante 2001-2002, para extender los servicios públicos dentales a toda la población adulta. Raittio et al (2015) examinaron los cambios en la desigualdad relacionada en el uso de los servicios dentales después de la reforma, concluyendo que la desigualdad y la inequidad relacionada con los ingresos en el uso de los servicios dentales se redujeron sólo temporalmente después de la reforma.

Como limitaciones del presente estudio cabe señalar el carácter transversal de los datos que, por una parte, impide asunciones de causalidad y, por otra, puede verse acompañado del “sesgo de causalidad inversa” de forma que la salud percibida negativa, por ejemplo, pueda ser la razón de estar desempleado o tener menor renta disponible. Este tipo de limitaciones podrían ser superadas con el empleo de metodología longitudinal en futuras investigaciones.

Por otro lado, pese a la extensión en la utilización de la salud percibida en este tipo de estudios y sus numerosas ventajas numeradas anteriormente, no debe olvidarse que puede presentar disonancias con indicadores objetivos de salud y sesgo de heterogeneidad de informe, la ECV carece de datos objetivos de salud que se pudieran emplear para tratar de corregir estos sesgos

Otra importante limitación es la no inclusión como variable de interés del tiempo de desempleo. En esta línea, Urbanos y González (2013) han encontrado que cuanto mayor es el período de paro con más intensidad parecen manifestarse sus efectos negativos sobre la salud. Con posterioridad al período estudiado en el presente trabajo, el desempleo de larga duración en España ha continuado ascendiendo, hasta alcanzar el 50,55% en mujeres paradas y 47,7% en el caso de los hombres en el año 2013 (INE, 2015). Este fenómeno presumiblemente debe haberse acompañado, de forma creciente,

con el agotamiento de las prestaciones por desempleo, consideradas por Molnar et al (2015) una importante política de protección social que amortigua los trabajadores desempleados contra la pobreza y la mala salud. En esta línea, Ferrarini et al (2014) analizando 24 países europeos han encontrado relación una relación positiva entre las prestaciones por desempleo y una mejor salud percibida. Por ello, sería de especial interés continuar analizando la evolución de la relación desempleo y salud en años posteriores.

CAPÍTULO V. CONCLUSIONES

Una de las principales aportaciones que realiza esta investigación es revelar que la mejora de la salud percibida en la población global, incluido el subgrupo de desempleados, enmascara un incremento en las desventajas de desempleados frente a trabajadores, una vez se controla por el resto de variables estudiadas, de forma que el riesgo de salud negativa en desempleados frente a trabajadores se incrementa del 30% en 2007 al 57% en 2011.

Las características del colectivo de desempleados en 2011, con respecto a 2007, suponen una mayor proporción de hombres, mayor nivel de educativo y menor prevalencia de enfermedad crónica, variable esta última que a la postre demuestra en los análisis la mayor magnitud en su OR para salud percibida negativa. Este cambio de escenario, sería compatible con la “hipótesis de selección” según la cual los sujetos con peor salud tendrían más posibilidades de no integrarse en el mercado laboral. El aumento de las tasas de paro en los primeros años de la crisis habría expulsado del mercado laboral a personas cuyas características se relacionan con una mejor salud percibida.

Durante el período estudiado, las mujeres presentan con más frecuencia que los hombres salud percibida negativa, en consonancia con la “paradoja de la morbilidad”. El análisis separado por sexo aporta evidencia sobre las diferencias en la relación entre desempleo y salud en base al género, que no confirmarían la hipótesis del posible acortamiento de las diferencias de género descritas en nuestro país previamente. El desempleo supone un mayor riesgo de salud percibida negativa en hombres que en mujeres, de forma que mientras que los hombres desempleados tendrían un 45% ($p < 0,001$) de más probabilidad de salud percibida negativa respecto a trabajadores, en las mujeres esta relación se situaría en torno al 20% ($p = 0,06$). Por el contrario la renta disponible, el nivel educativo y la presencia de enfermedad crónica tendrían mayor influencia como determinante de la salud percibida negativa en mujeres que en hombres.

Por otro lado, los resultados de este estudio muestran la relación positiva entre un mayor gasto público sanitario y social a nivel regional con una mejor salud percibida de las personas, si bien no se ha podido contrastar que este gasto module la relación entre desempleo y salud percibida.

En relación a las necesidades odontológicas no cubiertas, los resultados muestran un incremento global de este indicador durante la crisis, así como un aumento del gradiente socioeconómico en acceso a estos servicios.

La crisis económica ha producido un incremento del número de desempleados y una disminución de la renta disponible, factores ambos determinantes de mayores necesidades odontológicas no cubiertas, pero incluso controlando por esos factores, los resultados del presente trabajo ponen de manifiesto el efecto de la crisis económica *per se*, sugiriendo que en un escenario de incertidumbre económica las prioridades de otros potenciales gastos relegan a un planos secundarios los gastos dentales. De la misma forma, a igualdad del resto de las variables estudiadas, el estado de desempleado supondría una probabilidad un 47% mayor de privación frente a los trabajadores.

Las necesidades odontológicas no cubiertas durante la crisis han crecido más en mujeres que en hombres. Todos los determinares estudiados señalan un impacto distinto en base al género. El efecto del desempleo es mayor en hombres (OR=1,46) que en mujeres (OR=1,46). Por el contrario, en las mujeres existe una mayor influencia de la renta disponible (OR del primer quintil respecto al último de 2,44 frente a 1,77 en hombres), la propia crisis (OR de 1,21 frente a 1,06), la enfermedad crónica (OR de 1,91 frente a 1,85) y el estado civil de separación, divorcio y viudedad (que no son significativas en hombres).

BIBLIOGRAFÍA

- Abdool SN, Jones V (2011). *Género: Determinante importante de la salud*. Género, Diversidad y Derechos Humanos (GDR), OPS Primera Reunion de la Comisión Técnica de Genero y Salud en la SICA San Salvador, El Salvador
- Adams C, Slack-Smith L, Larson A, O'Grady M (2004). Dental visits in older Western Australians: a comparison of urban, rural and remote residents. *Aust J Rural Health*, 12(4), 143-9.
- Aguayo M, Lora E (2007). Confusión e interacción (2): su abordaje en el análisis multivariante. Dot. Núm 0702011. DOCUWEB FABIS.
- Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentesa P, Rabanaquea MJ (2015a). Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo 2001-2012). *Gac Sanit*, 29(1), 37-43.
- Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Rabanaque MJ (2015b). Youth unemployment and economic recession in Spain: influence on health and lifestyles in young people (16-24 years old). *Int J Public Health*, 60(4):427-35
- Ahs A, Westerling R (2005). Self-rated health in relation to employment status during periods of high and of low levels of unemployment. *Eur J Public Health*, 16:294-304.
- Aida J, Kondo K, Yamamoto T, Hirai H, Nakade M, Osaka K et al (2011). Oral health and cancer, cardiovascular, and respiratory mortality of Japanese. *J Dent Res*, 90,1129-35.
- Akinkugbe O, Mohanoe M (2009). Public health expenditure as a determinant of health status in Lesotho. *Social Work in Public Health* , 24(1-2), 131-147.
- Andersen R (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Soc Behav* , 36(1), 1-10.
- Arrow, K.J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, 53(5), 941-973.
- Artazcoz L, Benach J, Borrell C, Cortès I (2004). Unemployment and mental health: understanding the interaction between gender, family roles, and social class. *Am J Public Health*, 94: 82-8.

- Artazcoz L (2004). Salud Laboral. Programa de Formación de Formadores/as en Perspectiva de Género en Salud. Agència de Salut Pública de Barcelona. Barcelona.
- Artazcoz L, Escribá V, Cortés I (2004). Género, trabajos y salud en España. *Gac Sanit*, 8:24-35
- Australian Institute of Health and Welfare (2012). *Chronic conditions and oral health*. Research report series no. 56. Cat. no. DEN 221. Canberra: AIHW.
- Bacikova-Sleskova M, van Dijk JP, Geckova AM, Nagyova I, Salonna F, Reijneveld SA, Groothoff JW (2007). The impact of unemployment on school leavers' perception of health. Mediating effect of financial situation and social contacts? *Int J Public Health*, 52(3), 180–187.
- Backhans MC, Hemmingsson T (2012). Unemployment and mental health—who is (not) affected? *Eur J Public Health*, 22(3), 429–433.
- Bagewitz I, Söderfeldt B, Palmqvist S, Nilner K (2002). Dental care utilization—a study of 50-75 year-olds in southern Sweden. *Acta Odontol Scand*, 60(1), 20-4.
- Bago D'uva T, O'donnel O, Van Doorslaer E (2008). Differential health reporting by education level and its impact on the measurement of health inequalities among older Europeans. *International Journal of Epidemiology*, 37, 1375–1383.
- Bambra C (2010). Yesterday once more? Unemployment and health in the 21st century. *J Epidemiol Community Health*, 64, 213-215.
- Bambra C, Eikemo TA (2009). Welfare state regimes, unemployment and health: a comparative study of the relationship between unemployment and self-reported health in 23 European countries *J Epidemiol Community Health*, 63, 92-98.
- Bartley M, Ferrie J (2010). Do we need to worry about the health effects of unemployment? *J Epidemiol Community Health*, 64, 5–6.
- Bartley M, Ferrie J (2001). Glossary: unemployment, job insecurity, and health. *J Epidemiol Community Health*, 55, 776–81.
- Bartley M, Ferrie J, Montgomery SM (1999). Living in a high-unemployment economy: understanding the health consequences. En: Marmot M, Wilkinson R G (eds.): *Social Determinants of Health* (pp. 81-104). Oxford: Oxford University Press, 81–104.

- Bartoll X, Palència L, Malmusi D, Suhrcke M, Borrell C (2013). The evolution of mental health in Spain during the economic crisis. *Eur J Public Health*, 24, 415-8.
- Berger RP, Fromkin JB, Stutz H, Makoroff K, Scribano PV, Feldman K, Tu LC, Fabio A (2011). Abusive head trauma during a time of increased unemployment: a multi center analysis. *Pediatrics*, 128(4), 637-43.
- Bernabé E, Marcenes W (2010). Periodontal disease and quality of life in British adults. *J Clin Periodontol*, 37, 968-972.
- Blanco-Pérez C (2013). Socioeconomic Determinants of Health. Tesis doctoral. Departament d'Economia Aplicada. Facultat de Ciències Econòmiques i Empresarials. Universitat Autònoma de Barcelona.
- BMJ (2012). Sin autoría. Accelerating suicide rate linked to economic downturn in the US. *BMJ*, 345, e7638.
- BOE (2006). BOE Núm. 222 de 16 de septiembre de 2006. Ministerio de Sanidad y Consumo. Real Decreto 1030/2006 de 15 de septiembre, por el que se establece la cartera de servicios comunes del Sistema Nacional de Salud y el procedimiento para su actualización.
- Borrell C (2006). Desigualdades y servicios de salud. *Saude soc*, 15 (2), 9-22.
- Bradley EH, Elkins BR, Herrin J, Elbel B (2011). Health and social services expenditures: associations with health outcomes. *BMJ Quality & Safety*. doi: 10.1136/bmjqs.2010.048363.
- Bradford WD, Lastrapes WD (2013). A prescription for unemployment? Recessions and the demand for mental health drugs. *Health Econ*, 19 [Epub ahead of print]
- Bradshaw JA (1972). A taxonomy of social need. En G. McLachlan (ed.), *Problems and progress in medical care*. London: 7th Series, Oxford University Press.
- Broder H L, Russell S, Catapano P, Reisine S (2002). Perceived Barriers and Facilitators to Dental Treatment among Female Caregivers of Children with and without HIV and Their Health Care Providers. *Pediatric Dentistry*, 24(4), 301-8.
- Bryant T, Leaver C, Dunn J (2009). Unmet healthcare need, gender, and health inequalities in Canada. *Health Policy*, 91, 24-32.
- Brown DW (2009). Complete edentulism prior to the age of 65 years is associated with all-cause mortality. *J Public Health Dent*, 69, 260-6.

- Brunner E, Marmot MG (2006). Social organization, stress, and health. In: Social determinants of health. 2nd ed. Marmot MG, Wilkinson RG, editors. Oxford: Oxford University Press, pp. 6-30.
- Canadian Academy of Health Sciences (2014). *Improving access to oral healthcare for vulnerable people living in Canada*. Ottawa: Canadian Academy of Health Sciences.
- Canadian Centre for Policy Alternatives (2011). *Putting our money where our mouth is: the future of dental care in Canada*. Ottawa, ON: CCPA. [consultado 28 Sep 2014]. Disponible en: <http://www.policyalternatives.ca/sites/default/files/uploads/publications/National%20Office/2011/04/Putting%20our%20money%20where%20our%20mouth%20is.pdf>
- Cantarero J (2010). Financiación regional en el sistema sanitario español: análisis del sistema actual y agenda pendiente. En: Cabasés, J.M. (Dir.) *La financiación del gasto sanitario en España. Valoración del sistema de financiación, medida de la necesidad relativa y equidad*. Bilbao: Fundación BBVA. Informes 2010. Economía y sociedad.
- Carlos J P (1973). *Prevention and Oral Health*. Washington, DC: Department of Health, Education, and Welfare.
- Carmona E, López LA, Mendoza OJ, Oleaga I (2015). *Impacto de la Crisis Económica en la Salud y en el Sistema Sanitario en España*. Documento de trabajo. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública.
- Castro-Vázquez A, Espinosa-Gutiérrez I, Rodríguez-Contreras P, Santos-Iglesias P. Relación entre el estado de salud percibido e indicadores de salud en la población española. *Int J Clin Health Psychol*. 2007; 7 (3): 883-898.
- Castro-Vázquez A, 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. *Int J Clin Health Psychol*, 7 (3), 883-898.
- Catalano R A, Satariano W A, Ciemins E L (2003). Unemployment and the Detection of Early Stage Breast Tumors among African Americans and Non-Hispanic Whites. *Annals of Epidemiology*, 13(1), 8–15.
- Christensen U, Kriegbaum M, Hougaard CO, Mortensen OS, Diderichsen F (2008). Contextual factors and social consequences of incident disease. *Eur J Public Health*, 18, 454–9.

- Clavero-Barranquero A, González-Álvarez ML (2005a). La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del Paciente. *Estadística Española*, 47(158),55-87.
- Clavero-Barranquero A. y González-Álvarez ML (2005b). Una revisión de los modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de los servicios sanitarios. *Hacienda Pública Española*, 173, 129-162.
- Clemens T, Boyle P, Popham F (2009). Unemployment, mortality and the problem of health-related selection: evidence from the Scottish and England & Wales (ONS) longitudinal studies. *Health Stat Q*, (43):7–13.
- Colman G, Dave D (2014). *Unemployment and Health Behaviors Over the Business Cycle: a Longitudinal View*. NBER Working Paper No. 20748.
- Comisión de Derechos de la Mujer e Igualdad de Género, Parlamento Europeo (2013). Informe sobre los efectos de la crisis económica en la igualdad entre hombres y mujeres y en los derechos de la mujer.
- Consejo General de Colegios de Dentistas (2013). Nota de prensa: Encuesta sobre Modificación del Perfil de Práctica Profesional e Influencia de la Crisis Económica, 2013. Madrid, 14 de junio de 2013. Disponible en: <http://www.consejodentistas.es/A04PUBLICACIONES6.asp?Num=96>.
- Cornejo-Ovalle M, Paraje G, Vásquez-Lavín F, Pérez G, Palència L, Borrell C (2015). Changes in Socioeconomic Inequalities in the Use of Dental Care Following Major Healthcare Reform in Chile, 2004–2009. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 12.
- Cortés FJ (2013). Desigualdades en salud bucal en España. El objetivo de equidad en el acceso a los servicios de salud. En: *Estudio y análisis de la equidad en salud. Una visión en salud oral* (pp.71-83). Madrid: Fundación del Colegio de Odontólogos y Estomatólogos de Madrid (FCOEM).
- Cortés Martinicorena FJ (2010). Servicios dentales para jóvenes: el inicio de una andadura. *Gac Sanit*, 24(3), 251-252.
- Coscolín E, Llodra JC (2010). *Encuesta poblacional: la salud bucodental en España 2010*. [monografía en Internet] *. Barcelona: Consejo de Dentistas. Organización Colegial de Dentistas de España. Lacer [acceso 15 de septiembre de 2013]. Disponible en: <http://www.consejodentistas.es/pdf/Libro%20Blanco%20Salud%20Bucodental%20en%20España%202010%20LR.pdf>

- Dagher RK, Chen J, Thomas SB (2015). Gender Differences in Mental Health Outcomes before, during, and after the Great Recession. *PLoS ONE*, 10(5): e0124103. doi: 10.1371/journal.pone.0124103
- Dávila Quintana CD, González López-Valcarcel B (2009). Crisis económica y salud. *Gac Sanit*, 23(4), 261–265.
- De Bruin A, Picavet HSJ, Nossikov A (1996). *Health interview surveys: Towards international harmonization of methods and instruments*. Voorburg: WHO Regional Office for Europe, Copenhagen, Statistics Netherlands.
- De Irala-Estévez J, Martínez-González MA. Variables modificadoras de efecto. En: *Epidemiología Aplicada. 2ª Edición modificada* (pp 367-88). Ariel Ciencias Médicas. Barcelona, Editorial Ariel S.A. Capítulo 8, páginas 367-388.
- De Vogli (2014). The financial crisis, health and health inequities in Europe: the need for regulations, redistribution and social protection. *International Journal for Equity in Health*, 13:58
- De Vogli R (2013). Unemployment and suicides during the recession in Italy. *BMJ*, 347:f4908.
- Del Llano J (1991). *Desempleo y salud: relación existente entre la situación de desempleo y el estado de salud en población en edad de trabajar en el municipio de Madrid* [Tesis doctoral]. Madrid: Universidad Complutense.
- DeSalvo KB, Bloser N, Reynolds K, He J, Muntner P (2006). Mortality prediction with a single general self rated health question. A meta-analysis. *J Gen Intern Med*, 21:267–75.
- Do LG, Spencer AJ, Slade GD, Ha DH, Roberts-Thomson KF, Liu P (2010). Trend of income-related inequality of child oral health in Australia. *J Dent Res*, 89, 959-964.
- Donaldson AN, Everitt B, Newton T, Steele J, Sherriff M, Bower E (2008). The effects of social class and dental attendance on oral health. *J Dent Res*, 87, 60-64.
- Dregan A, Armstrong D (2009). Age, cohort and period effects in the prevalence of sleep disturbances among older people: the impact of economic downturn. *Soc Sci Med*, 69(10), 1432-8.
- Dye BA, Selwitz RH (2005). The relationship between selected measures of periodontal status and demographic and behavioural risk factors. *J Clin Periodontol*, 32, 798-808.

- 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. *Gac Sanit*, 28, Suppl 1, 37-43.
- Esteban ML (2006). El estudio de la salud y el género: las ventajas de un enfoque antropológico y feminista. *Salud Colectiva*, 2 (1), 9-20.
- Eurofound (2014). *Access to healthcare in times of crisis*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- European Commission (2013). Press releases database. *Evolución del empleo y de la situación social: aumento de las divergencias y mayor riesgo de exclusión a largo plazo* [Internet]. Bruselas: European Commission ; [consultado el 19/9/2013]. Disponible en: http://europa.eu/rapid/press-release_IP-13-5_es.htm
- Eurostat (2013). Statistics by theme [sede Web]*. European Commission; [actualizada el 16 de septiembre de 2013; acceso el 16 de septiembre de 2013]. Disponible en: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes>
- Farley TA (2009). Reforming health care or reforming health? *Am J Public Health* , 99(4), 588–590.
- Ferrarini T, Nelson K, Sjöberg O (2014). Unemployment insurance and deteriorating self-rated health in 23 European countries. *J Epidemiol Community Health*, 68(7), 657-62. doi: 10.1136/jech-2013-203721
- Fuller M, Lury D (1977). *Statistics Workbook for Social Science Students*. Oxford, United Kingdom: Phillip Allan.
- Fundación FOESSA (2014). *Análisis y perspectivas 2014: Precariedad y Cohesión Social*. Madrid: Fundación FOESSA.
- García Armesto S, Abadía Taira B, Durán A, Bernal Delgado E (2010). *España: Análisis del sistema sanitario. Sistemas sanitarios en transición*. Observatorio Europeo de sistemas y políticas de salud, 12(4): 1–240.
- García Calvente MM, Delgado Sánchez AM, Mateo Rodríguez I, Maroto G, Bolívar J (2008). El género como determinante de desigualdades en salud y en la utilización de servicios sanitarios en Andalucía. En: Escolar Pujolar A (editor). *Primer Informe sobre Desigualdades y Salud en Andalucía*. 1ra ed (pp. 127-44). Cádiz: Asociación para la Defensa de la Sanidad Pública de Andalucía.

- García-Calvente MM, del Río-Lozano M, Maroto-Navarro G, Mateo I (2008). Desigualdades de género en salud, Cap.2. En: *Las desigualdades sociales en salud* (pp.51-75). Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública.
- García-Calvente MM, del Río-Lozano M, Marcos-Marcos J (2013). *Guía de Indicadores para medir las Desigualdades de Género y sus Determinantes*. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública.
- 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. *Eur J Public Health*, 23, 103–08.
- Goldstein H. (2009). *Multilevel statistical models*. London: Edward Arnold.
- González D, Masa A, Sánchez J (2013). Revisión histórica de las políticas hacia la equidad en salud. Una visión en salud oral. En: *Estudio y análisis de la equidad en salud. Una visión en salud oral*. Madrid: Fundación del Colegio de Odontólogos y Estomatólogos de Madrid (FCOEM).
- González-Álvarez ML, Clavero-Barranquero A (2008). Análisis de las desigualdades socioeconómicas en la utilización de asistencia sanitaria mediante modelos dinámicos. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 186- (3/2008): 9-42.
- Gorman BK, Read JG (2006). Gender disparities in adult health: an examination of three measures of morbidity. *J Health Soc Behav*, 47, 95–110.
- Gravelle H, Sutton M (2006). *Income, relative income, and self-reported health in Britain 1979e2000*. Centre of Health Economics, University of York. Research paper 10.
- Greene W. H., Harris M.N., Hollingsworth B. (2014) *Inflated Responses in Measures of Self-Assessed Health*. NYU Working Paper No. 2451/33696. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=2443781> 12th June 2014
- Grootaert C (1982). *The conceptual basis of measures of household welfare and their implied survey data requirements*. LSMS Working Paper N. 19. Washington DC: The World Bank.
- Grossman, M. (1972), *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.

- Grubbs V, Plantinga LC, Tuot DS, Powe NR (2012). Chronic kidney disease and use of dental services in a United States public healthcare system: a retrospective cohort study. *BMC Nephrology*, 2, 13, 16.
- Guessous I, Theler JM, Izart CD, Stringhini S, Bodenmann P, Gaspoz Jm, Wolff H (2014). Forgoing dental care for economic reasons in Switzerland: a six-year cross-sectional population based study. *BMC Oral Health*, 14,121.
- Hagenaars A, de Vos K, Zaidi MA (1994). *Poverty statistics in the late 1980s: research based on micro-data*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Hammarström A, Gustafsson PE, Strandh M, Virtanen P, Janlert U (2011). It's no surprise! Men are not hit more than women by the health consequences of unemployment in the Northern Swedish Cohort. *Scand J Public Health*, 39(2), 187–193.
- Hammarström A, Härenstam A, Östlin P (2001). Gender and health: concepts and explanatory models. En: Östlin P, Danielson M, Diderichsen et al (ed.). *Gender inequalities in health. A Swedish Perspective*. Boston: Harvard Center for Population and International Health.
- Haseli-Mashhadi N, Pan A, Ye X, Wang J, Qi Q, Liu Y, Li H, Yu Z, Lin X, Franco OH (2009). Self-rated health in middle aged and elderly Chinese: distribution, determinants and associations with cardio-metabolic risk factors. *BMC Public Health*, 9, 368.
- Heponiemi T, Elovainio M, Manderbacka K, Aalto A-M, Kivimäki M, Keskimäki I (2007). Relationship between unemployment and health among health care professionals: health selection or health effect? *J Psychosom Res*, 63(4), 425–31.
- Hernández-Quevedo C, Jones AM, Rice N (2008). Sesgo de respuesta y heterogeneidad en salud autopercebida. Evidencia del Panel de Hogares Británico. *Cuadernos económicos de ICE*, 75, 64-98.
- Heyman DK, Jeffers FC (1963). Effect of time lapse on consistency of self-health and medical evaluations of elderly persons. *Journal of Gerontology*, 18, 160-4.
- Holmlund A, Holm G, Lind L (2010). Number of teeth as a predictor of cardiovascular mortality in a cohort of 7,674 subjects followed for 12 years. *J Periodontol*, 81, 870–876.

- Hosseinpoor AR (2013). Coordinador. *Handbook on health inequality monitoring with special focus on low-and middle-income countries*. Geneva: World Health Organization.
- Idler EL, Benyamini Y (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*, 38, 21–37.
- Idler E, Leventhal H, McLaughlin J, Leventhal E (2004). In sickness but not in health: self-ratings, identity, and mortality. *J Health Soc Behav*, 45, 336–56.
- INE (2007). Encuesta de población activa. Cuatro trimestre de 2006. Disponible online en: www.unav.es/ocw/macro/epa0406.pdf a 6 de febrero de 2012.
- INE (2011). Encuesta de población activa. Tercer trimestre de 2011. Disponible online en: <http://www.ine.es/daco/daco42/daco4211/epa0311.pdf>.
- INE (2012). Cifras Oficiales de Población de los Municipios Españoles: Revisión del Padrón Municipal. Disponible en: [:http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t20/e260&file=inebase](http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t20/e260&file=inebase). Accessed: 2013-02-20. (Archived by WebCite® at <http://www.webcitation.org/6EZWfwrJp>)
- INE (2013). *Mujeres y hombres en España*. Madrid: Instituto nacional de Estadística. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad.
- INE (2013a). EPA. Nota de prensa. Disponible en: <http://www.ine.es/daco/daco42/daco4211/epa0113.pdf>
- INE (2013b). Cálculo de variaciones del Índice de Precios de Consumo (sistema IPC base 2011). Sede web.
- INE (2013c). Nota de prensa. Encuesta Nacional de Salud 2011-2012 [Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; [consultado el 15/9/2013]. Disponible en: <http://www.ine.es/prensa/np770.pdf>
- INE (2014) . Encuesta de Población Activa [Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; [consultado el 23/6/2014]. Disponible en: <http://www.ine.es/daco/daco42/daco4211/epa0407.pdf>
- INE (2015). Parados de larga duración (mayor o igual a 12 meses) según grupos de edad [Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; [consultado el 12/4/2015]. Disponible en:

http://www.ine.es/satelliteL=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259925463214&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayout¶m3=1259924822888

- Fundación Encuentro (2012). Informe España 2012 una interpretación de su realidad social. Madrid: Fundación Encuentro. Madrid.
- Jakab Z (2012). Promoting health and reducing health inequities in Europe. *The Lancet*, 380 (9846), 951.
- Janlert U, Hammarström A (2009). Which theory is best? Explanatory models of the relationship between unemployment and health. *BMC Public Health*. 2009, doi: 10.1186/1471-2458-9-235
- Jenkins S (1988). Calculating Income Distribution Indices from Microdata. *National Tax Journal*, 61, 139–42.
- Jylhä M (2009). What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Social Sci Med*, 69, 307–16.
- Kakwani, NC, Wagstaff A, van Doorslaer E (1997). Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference. *Journal of Econometrics*, 77(1), 87–104.
- Kakwani NC (1980). *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications*. New York: Oxford University Press.
- Kaleta D, Makowiec-Dabrowska T, Jegier A (2008). Employment status and self rated health. *Int J Occup Med Env*, 21(3), 227–236.
- Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, Cohen RD, Salonen R, Tuomilehto J, Salonen J (1996). Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study. *Int J Epidemiol*, 25, 259–65.
- Karanikolos M, Mladovsky P, Cylus J, Thomson S, Basu S, Stuckler D, Mackenbach JP, McKee M. Financial crisis, austerity, and health in Europe. *Lancet*, 381, 1323–31. [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60102-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60102-6)
- Karasek R, Theorell T (1990). *Healthy work: stress, productivity, and the reconstruction of working life*. New York: Basic Books.

- Karlsdotter K, Martín JJ, López del Amo MP (2013). El impacto del desempleo en la salud y su interacción con el gasto sanitario y el PIB regionales .Comunicación oral. XXXIII Jornadas de Economía de la Salud. Santander.
- Karlsdotter K, Martín JJ, López del Amo MP (2012). Multilevel analysis of income, income inequalities and health in Spain. *Social Science & Medicine*, 74, 1099-1106
- Karlsson M, Nilsson T, Lyttkens CH, Leeson G. (2010). Income inequality and health: importance of a cross-country perspective. *Social Science & Medicine*, 70(6), 875-885.
- Katikireddi SV, Niedzwiedz CL, Popham F (2012). Trends in population mental health before and after the 2008 recession: a repeat cross-sectional analysis of the 1991–2010 Health Surveys of England. *BMJ Open* 2 doi:10.1136/bmjopen-2012-001790
- Kelly S, Binkley C, Neace WP, Gale BS (2005). Barriers to Care-Seeking for Children's Oral Health among Low-Income Caregivers. *American Journal of Public Health*. 2005;95(8),1345–51.
- Kentikelenis A, Karanikolos M, Papanicolas, Basu S, McKee M, Stuckler D (2011). Health effects of financial crisis: omens of a Greek tragedy. *Lancet*, 2011, 378, 1457-8.
- Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE, Nizam A (1998). *Applied regression analysis and other multivariable methods*. 3rd edition. Pacific Grove: Duxbury Press.
- Kondo N, Subramanian SV, Kawachi I, Takeda Y, Yamagata Z (2008). Economic recession and health inequalities in Japan: Analysis with a national sample, 1986-2001. *J Epidemiol Community Health*, 62, 869-75.
- Koolman X, van Doorslaer E (2004). On the interpretation of a concentration index of inequality. *Health Econ*, 13, 649-656.
- Korosec Jagodic H, Rokavec T, Agius M, Pregelj P (2013). Availability of mental health service providers and suicide rates in Slovenia: a nationwide ecological study. *Croat Med J*, 28, 54(5), 444-52.
- Krieger N (2003). Genders, sexes and health: what are the connections –and why does it matter? *J Epidemiol Community Health*, 32, 652-7.

- Krieger N (2001). A glossary for social epidemiology. *J Epidemiol Community Health*, 55, 693-700.
- Krustrup U, Petersen PE (2006). Periodontal conditions in 35-44 and 65-74-year-old adults in Denmark. *Acta Odontol Scand* 64:65-73.
- Kuthy R A, Strayer M S, et al. Determinants of Dental User Groups among an Elderly, Low-Income Population. *Health Services Research*. 1996;30(6):809–25
- Kwan S, Petersen PE (2010). Oral health: equity and social determinants. En : Blas B and Kurup AS, editores. *Equity, social determinants and public health programmes* (pp.159-77). Switzerland: World Health Organization.
- Kyriopoulos I, Zavras D, Skroumpelos A, Mylona K, Athanasakis K, Kyriopoulos J (2014). Barriers in access to healthcare services for chronic patients in times of austerity: an empirical approach in Greece. *International Journal for Equity in Health*, 13:54.
- Laparra L, Pérez B, Lasheras R, coordinadores (2012). *Crisis y fractura social en Europa. Causas y efectos en España*. Barcelona: Obra Social “la Caixa”.
- Lara N, López V (2002). Factores que influyen en la utilización de los servicios odontológicos. Revisión de literatura. *Rev ADM*, 59 (3),100-109.
- Leppo K, Ollila E, Peña S, Wismar M, Cook S (2013). *Health in All Policies. Seizing opportunities, implementing policies*. Finland: Ministry of Social Affairs and Health.
- Lerman RI, Yitzhaki S (1989). Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients. *Journal of Econometrics*, 42(1), 43–47.
- Levit KR, Lazenby HC (1991). National Health Expenditures. *Health Care Financing Review*.1991;13(1):29–54
- Levy BS, Sidel VW (2009). Crisis económica y salud pública. *Medicina Social*, 4, 94-8.
- Limm H, Heinmüller M, Liel K, Seeger K, Gündel H, Kimil K, Angerer G (2012). Factors associated with differences in perceived health among German long-term unemployed. *BMJ Public Health*, 12, 485.
- Lindholm C, Burström B, Diderichsen F (2002). Class differences in the social consequences of illness? *J Epidemiol Community Health*, 1, 56(3),188–92.

- Listl S (2011). Income-related Inequalities in Dental Service Utilization by Europeans Aged 50+. *J Dent Res*, 90(6), 717–723.
- Lobb A (2009). Health care and social spending in OECD nations. *American Journal of Public Health*, 99(9), 1542-1544.
- Lundin A, Lundberg I, Hallsten L, Ottosson J, Hemmingsson T (2010). Unemployment and mortality - a longitudinal prospective study on selection and causation in 49 321 Swedish middle aged men. *J Epidemiol Community Health*, 64, 22–7.
- Malmusi D, Vives A, Benach J, Borrell C (2014). Gender inequalities in health: exploring the contribution of living conditions in the intersection of social class. *Glob Health Action*, 7, 23189.
- Manor O, Matthews S, Power C (2000). Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *Int. J. Epidemiol*, 2000, 29, 149-57.
- Manski R, Moeller J, Chen H, Schimmel J, Clair P, Pepper J (2012). Dental usage under changing economic conditions. *J Public Health Dent*. doi: 10.1111/j.1752-7325.2012.00370.x. [Epub ahead of print].
- Marmot, M (2014). *Review of social determinants and the health divide in the WHO European Region: final report*. Copenhagen: World Health Organization, 234p.
- Marmot M, Friel S, Bell R (2008). Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *Lancet*, 372 (9650), 1661-1669.
- Marmot M, Theorell T (1988). Social class and cardiovascular disease: the contribution of work. *International Journal of Health Services*, 18(4), 659e674.
- Maruthappu M, Ng KY, Williams C, Atun R, Zeltner T (2015a). Government health care spending and child mortality. *Pediatrics*, 135(4), e887-94. doi: 10.1542/peds.2014-1600
- Maruthappu M, Ng K, Williams C, Atun R, Agrawal P, Zeltner T (2014a). The association between government healthcare spending and maternal mortality in the European Union, 1981-2010: a retrospective study. *BJOG*, 10. doi: 10.1111/1471-0528.13205
- Maruthappu M, Painter A, Watkins J, Williams C, Ali R, Zeltner T, Faiz O, Sheth H. (2014b). Unemployment, public-sector healthcare spending and stomach

- cancermortality in the European Union, 1981-2009. *Eur J Gastroenterol Hepatol.* , 26(11),1222-7.
- Maruthappu M, Da Zhou C, Williams C, Zeltner T, Atun R. (2015b). Unemployment, publicsector health care expenditure and HIV mortality: An analysis of 74 countries, 1981-2009. *J Glob Health*, 5(1), 010403. doi: 10.7189/jogh.05.010403.
- Maruthappu M, Shalhoub J, Tariq Z, Williams C, Atun R, Davies AH, Zeltner T (2015c). Unemployment, government healthcare spending, and cerebrovascular mortality, worldwide 1981-2009: an ecological study. *Int J Stroke*, 10(3), 364-71. doi: 10.1111/ijss.12408.
- Maruthappu M, Watkins JA, Waqar M, Williams C, Ali R, Atun R, Faiz O, Zeltner T (2015d). Unemployment, public-sector health-care spending and breast cancer mortality in the European Union: 1990-2009. *Eur J Public Health*, 25(2), 330-5. doi:10.1093/eurpub/cku167.
- McClure CB, Saemundsson SR (2014). Effects of a national economic crisis on dental habits and checkup behaviors - a prospective cohort study. *Community Dent Oral Epidemiol*, 42(2), 106-12.
- McFadden E, Luben R, Bingham S, Wareham N, Kinmonth, Khaw KT (2008). Social inequalities in self-rated health by age: cross-sectional study of 22457 middle-aged men and women. *BMC Public Health*, 8, 230.
- McGrath C, Bedi R (2001). Can dental attendance improve quality of life? *Br Dent J*, 190(5), 262-265.
- McKee-Ryan F, Zhaoli S, Wamberg CR, Kinicki AJ (2005). Psychological and Physical Well-Being During Unemployment: A Meta-Analytic Study. *Journal of Applied Psychology*, 90(1), 53-76.
- Messing K, Punnett L, Bond M, Alexanderson K, Pyle J, Zahm S, Wegman D, Stock SR, de Grosbois S (2003). Be the fairest of them all: Challenges and recommendations for the treatment of gender in occupational health research. *Am J Ind Med*, 43, 618-629.
- Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas (2012). Datos estadísticos de Comunidades Autónomas. Disponible en: <http://www.minhap.gob.es/esES/Estadistica%20e%20Informes/Estadisticas%20territoriales/Paginas/Estadisticas%20Territoriales.aspx>. Accessed: 2013-02-20. (Archived by WebCite® at <http://www.webcitation.org/6EZWNmq7F>)

- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad (2013). Presupuestos iniciales para sanidad de las Comunidades Autónomas, la Administración Central y la Seguridad Social. Disponible en: <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/docs/recursosRed2013.pdf>. Accessed: 2013-02-20. (Archived by WebCite® at <http://www.webcitation.org/6H03yzuje>)
- Modrek S, Stuckler D, McKee M, Cullen MR, Basu S (2013). A review of health consequences of recessions internationally and a synthesis of the US response during the Great Recession. *Public Health Reviews*, 35, epub ahead of print.
- Molarius A, Granström F, Feldman I, Blomqvist MK, Pettersson H, Elo S (2012). Can financial insecurity and condescending treatment explain the higher prevalence of poor self-rated health in women than in men? A population-based cross-sectional study in Sweden. *Int J Equity in Health*, 11(50).
- Montero R, Jiménez JD, Martín JJ (2010). Relación entre recursos sanitarios y salud en las economías avanzadas: El caso de las CCAA españolas (1987-2003). En Cabasés, JM (Dir.) *La financiación del gasto sanitario en España. Valoración del sistema de financiación, medida de la necesidad relativa y equidad* (pp. 281-291). Bilbao: Fundación BBVA. Informes 2010. Economía y sociedad.
- Morcillo V, de Lorenzo-Cáceres A, Domínguez P, Rodríguez R, Torijano MJ (2014). Desigualdades en la salud autopercebida de la población española mayor de 65 años. *Gac Sanit*, 28(6), 511–521
- Mustard C, Bielecky A, Etches J, Wilkins R, Tjepkema M, Amick BC, Smith PM, Aronson KJ (2013). Mortality following unemployment in Canada, 1991–2001. *BMC Public Health*, 13, 441.
- Murakami K, Aida J, Ohkubo T, Hashimoto H (2014). Income-related inequalities in preventive and curative dental care use among working-age Japanese adults in urban areas: a cross-sectional study. *BMC Oral Health*, 14:117
- Navarro V, Muntaner C, Borrell C, Benach J, Quiroga A, Rodríguez-Sanz M, Vergés N, Pasarín MI (2006). Politics and health outcomes. *Lancet*, 368(9540), 1033-1037.
- Navarro V, Benach J (1996). Desigualdades sociales en salud en España. Informe de la Comisión Científica de estudios de las desigualdades sociales en salud en España. *Rev Esp Salud Pública*, 70, 505–636.
- Newton JT, Bower EJ (2005). The social determinants of oral health: new approaches to conceptualizing and researching complex causal networks. *Community Dentistry and Oral Epidemiology*, 33, 25-34.

- Ng E, Muntaner C (2015). Welfare generosity and population health among Canadian provinces: a time-series cross-sectional analysis, 1989-2009. *J Epidemiol Community Health*, 7, doi: 10.1136/jech-2014-205385.
- Nichols A, Mitchell J, Lindner S (2013). *Consequences of Long-Term Unemployment*. Washington, The Urban Institute.
- Norström F, Virtanen P, Hammarström A, Gustafsson PE, Urban J (2014). How does unemployment affect self-assessed health? A systematic review focusing on subgroup effects. *BMC Public Health*, 14, 1310.
- OCDE (2014). Panorama de la Sociedad 2014 Resultados Clave: ESPAÑA La crisis y sus consecuencias. Disponible en: http://www.oecd.org/spain/OECD_Society_At_a_Glance_2014_Highlights_Spain.pdf
- OCDE (2012a). Cerrando las brechas de género: Es hora de actuar. España. Disponible en: www.oecd.org/gender/Closing%20the%20Gender%20Gap%20-%20Spain%20FINAL_revisedJan22.pdf
- OECD (2012b). OECD Factbook 2011-2012: Economic, Environmental and Social Statistics. OECD Publishing. doi: 10.1787/factbook-2011-en.
- O'Donnell O, Van Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M (2008). *Analyzing health equity using household survey data. A guide to techniques and their implementation*. Washington: The World Bank; 2008.
- Okada LM, Wan TT (1979). Factors Associated with Increased Dental Care Utilization in Five Urban, Low-Income Areas. *American Journal of Public Health*, 69(10), 1001-9.
- OMS (2011) Cerrando la brecha : la política de acción sobre los determinantes sociales de la salud : documento de trabajo. Avanzando hacia la equidad. Brasil.
- ORDEN de 21 de diciembre de 2012, del Consejero de Sanidad, Bienestar Social y Familia, por la que se actualiza la cartera de servicios sanitarios del Sistema Aragonés de Salud en materia de atención bucodental a la población infantil y juvenil de la Comunidad Autónoma de Aragón. Fecha de Publicación: 28/12/12
Número de boletín: 252
- Ortega E, Peñalosa J (2012). *Claves de la crisis española y retos para crecer en la UEM*. Documentos ocasionales nº 120. Madrid: Banco de España.1.

- Palència L, Malmusi D, De Moortel D, Artazcoz L, Backhans M, Vanroelen C, Borrell C (2014). The influence of gender equality policies on gender inequalities in health in Europe. *Soc Sci Med*, 117, 25-33.
- Palencia L, Espelt A, Cornejo-Ovalle M, Borrell C (2014). Socioeconomic inequalities in the use of dental care services in Europe: what is the role of public coverage? *Community Dent Oral Epidemiol*, 42, 97–105.
- Parker A (2009). Dental Care During a Recession. *NC Med J*, 70, 4.
- Paul KI, Moser K (2009). Unemployment impairs mental health: meta-analyses. *J Vocat Behav*, 74, 264–82.
- Pavi E, Karampli E, Zavras D, Dardavesis T, Kyriopoulos J (2010). Social determinant of dental health services utilisation of Greek adults. *Community Dent Health*, 27, 145-150.
- Pérez F, Cucarella V, Hernández L (2015). *Servicios públicos, diferencias territoriales e igualdad de oportunidades*. Valencia: Fundación BBVA.
- Petersen PE (2005). Sociobehavioural risk factors in dental caries—international perspectives. *Community Dent Oral Epidemiol*, 33, 274-279.
- Petersen PE, Bourgeois D, Ogawa H, Estupinan-Day S, Ndiaye C (2005). The global burden of oral diseases and risks to oral health. *Bull World Health Organ*, 83(9), 661-9.
- Petersen PE, Kjølner M, Christensen LB, Krusturup U (2004). Changing dentate status of adults, use of dental health services, and achievement of national dental health goals in Denmark by the year 2000. *J Public Health Dent*, 64, 127-135.
- Pinilla J (2009). *Dominio de las aseguradoras en el mercado español de servicios de salud oral: perjuicios para la competencia derivados de la comercialización de seguros que no realizan actividad aseguradora*. Madrid: Consejo General de Dentistas.
- Pizarro V, Ferrer M, Domingo-Salvany A, Benach J, Borrell C, Pont A, Schiaffino A, Almansa J, Tresserras R, Alonso J. The utilization of dental care services according to health insurance coverage in Catalonia (Spain). *Community Dent Oral Epidemiol*, 37, 78–84.

- PBOHE (2012). Platform for Better Oral Health in Europe. *The State of Oral Health in Europe*. Brussels:PBOHE 2012 [consultado: 28 Aug 2014]. Disponible en: www.oralhealthplatform.eu
- Puig-Barrachina V, Malmusi D, Martinez JM, Benach J (2011). Monitoring social determinants of health inequalities: the impact of unemployment among vulnerable groups. *Int J Health Serv*, 41(3), 459–482.
- Quinn BC, Catalano RA, Felber E (2009). The Effect of Community-Level Unemployment on Preventive Oral Health Care Utilization. *Health Serv Res*, 44(1), 162–181.
- Raittio E, Kiiskinen U, Helminen S, Aromaa A, Suominen AL (2015). Income-related inequality and inequity in the use of dental services in Finland after a major subsidization reform. *Community Dent Oral Epidemiol*, 43(3), 240-54.
- 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. Boletín Oficial del Estado, nº 98; (24-04-2012)
- Regidor E, Barrio G, Bravo MJ, de la Fuente L (2014). Has health in Spain been declining since the economic crisis? *J Epidemiol Community Health*, 68, 280-2.
- Regidor E (2004). Measures of health inequalities: part 2. *J Epidemiol Community Health*, 58, 900–903.
- Reine I, Novo M, Hammarström A (2013). Unemployment and ill health - a gender analysis: results from a 14-year follow-up of the Northern Swedish Cohort. *Public Health*, 127(3), 214–222.
- Resolución de 26 de junio de 2014, de la Mutualidad General de Funcionarios Civiles del Estado, por la que se modifican los anexos II, III y IV de la Orden APU/2245/2005, de 30 de junio, por la que se regulan las prestaciones complementarias de la asistencia sanitaria en MUFACE y se establece el procedimiento de financiación de bombas portátiles de infusión subcutánea continua de insulina. Boletín Oficial del Estado, nº 157; (28-06-2014).
- Resolución 4B0/38008/2014, de 15 de enero, del Instituto Social de las Fuerzas Armadas, sobre Cartera de Servicios de Asistencia Sanitaria del ISFAS. Boletín Oficial del Estado, nº 15; (17-01-2014).
- Resolución de 19 de diciembre de 2012, de la Mutualidad General Judicial, por la que se suprimen determinadas ayudas sociosanitarias y complementarias y se

modifican sus requisitos y cuantías. Boletín Oficial del Estado, nº 313; (29-12-2012)

Rivera B, Currais L (2005). La inversión en salud como gasto público productivo: un análisis de su contribución al crecimiento económico. Instituto de Estudios Fiscales. *Presupuesto y Gasto Público*, 39, 103-120.

Robine JM, Jagger C, Egidi V, editores (2002). *Selection of a coherent set of health indicators for the European Union. Phase II: Final report*. Montpellier (Francia): Euro-REVES. 134p.

Robine, J.M., Jagger, C. y Egidi, V. (2000): *Selection of a coherent Set of Health Indicators. Final Draft. A first Step Towards A User's Guide to Health Experiences for the European Union*. Francia: Euro-REVES.

Rodríguez A, Ramasco M, Cruz JL, Rodríguez C, Garabat S, Aerny N (2007). *Informe sobre desigualdades en salud a partir de la Encuesta Regional de Salud Madrid 2007*. Documentos Técnicos de Salud Pública. Madrid: Comunidad de Madrid.

Roelfs DJ, Shor E, Davidson KW, Schwartz JE (2011). Losing life and livelihood: a systematic review and meta-analysis of unemployment and all-cause mortality. *Soc Sci Med*, 72, 840–54.

Rohlfs I (2006). Modulo 8: desigualdades sociales. Programa de Formación de Formadores/as en Perspectiva de Género en Salud. Universidad de Gerona.

Roos E, Lahelma E, Saastamoinen P, Elstad JI (2005). The association of employment status and family status with health among women and men in four Nordic countries. *Scand J Public Health*, 33(4), 250–260.

Rueda S, Artazcoz L. (2009). Gender inequality in health among elderly people in a combined framework of socioeconomic position, family characteristics and social support. *Ageing & Society*, 29, 625–647.

Ruhm CJ (2007). A Healthy Economy Can Break Your Heart. *Demography*, 44(4), 829–48.

Ruhm CJ (2005). *Healthy Living in Hard Times*. Journal of Health Economics, 24(2), 341–63.

Ruhm CJ (2001). *Economic Expansions Are Unhealthy: Evidence from Microdata*. Working Paper 8447. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w8447>.

- Ruhm CJ (2000). Are Recessions Good for Your Health? *Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 617–50.
- Sabbah W, Mortensen LH, Sheiham A, Batty D. Oral health as a risk factor for mortality in middle-aged men: the role of socioeconomic position and health behaviours. *J Epidemiol Community Health*, 67, 392–397.
- Sáez M. Condicionantes en la utilización de los servicios de atención primaria. Evidencias empíricas e inconsistencias metodológicas. *Gac Sanit*, 17, 412–9.
- Salas Velas M (1996). La regresión logística. Una aplicación a la demanda de estudios universitarios. *Estadística Española*, 38, 141, 93 -217.
- Sánchez JJ, Sánchez P, Moya MN, Mayoral JM (2010). *La salud en Andalucía según las Encuestas Andaluzas de Salud (EAS): EAS-1999, EAS-2003 y EAS-2007*. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública.
- Sánchez-Cantalejo Ramírez, E. (2000). *Regresión Logística en Salud Pública*. Serie Monografías nº 26, pp. 41-77. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública.
- Sánchez-Catalejo E, Ocaña-Riola R (1999). Los modelos multinivel o la importancia de la jerarquía. *Gaceta Sanitaria*, 13 (5), 391-398.
- Sánchez Maldonado J, Molina C, Ordoñez de Haro C (2010). Las necesidades relativas de gasto de las comunidades autónomas en la función sanidad. En: Cabasés, J.M. (Dir.) *La financiación del gasto sanitario en España. Valoración del sistema de financiación, medida de la necesidad relativa y equidad*. Valencia: Fundación BBVA.
- Sanders AE, Slade GD, Turrell G, Spencer AJ, Marcenes WS (2006). The shape of the socioeconomic-oral health gradient: implications for theoretical explanations. *Community Dent Oral Epidemiol*, 34, 310-319.
- Sargent-Cox KA, Anstey KJ, Luszcz MA (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 Geriatr*, 10, 18–30.
- Schmitz H (2011). Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics*, 18(1), 71–8.
- Schoretsaniti S, Filippidis FT, Vardavas CI, Dimitrakaki C, Behrakis P, Connolly GN, Tountas Y (2014). 5-Year trends in the intention to quit smoking amidst the

economic crisis and after recently implemented tobacco control measures in Greece. *Addict Behav*, 39(1), 140-5.

Selye H (1956). *The stress of life*. New York: McGraw-Hill Books.

Sen A (2002). Health: perception versus observation. *BMJ*, 324(7342): 860–861.

Sen G, Östlin P (2002). Engendering health equity: a review of research and policy. En: Sen G, Asha G, Östlin P (eds.). *Engendering international health-the challenge of equity*. Cambridge: The MIT Press.

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. *J Epidemiol Commun Health*, 60, 364–72.

Sisson KL (2007). Theoretical explanations for social inequalities in oral health. *Community Dent Oral Epidemiol*, 35, 81-88.

Slack-Smith L, Hyndman J (2004). The relationship between demographic and health-related factors on dental service attendance by older Australians. *Br Dent J*, 197(4), 193-199.

Solar O, Irwin A (2010). *A conceptual framework for action on the social determinants of health*. Social determinants of health discussion paper 2 (policy and practice). Ginebra: OMS. Disponible en: http://whqlibdoc.who.int/publications/2010/9789241500852_eng.pdf.

Somkotra T, Detsomboonrat P (2009). Is there equity in oral healthcare utilization: experience after achieving universal coverage. *Community Dent Oral Epidemiol*, 37, 85-96.

Ståhlacke K, Unell L, Söderfeldt B, Ekbäck G, Ordell S (2010). Self-perceived oral health among 65 and 75 years old in two Swedish counties. *Swed Dent J*, 34, 107-119.

Starfield B (2007). Pathways of influence on equity health. *Social Science and Medicine*, 64,1355-62.

Stuckler D, Sanjay B, Suhrcke M, Coutts A, McKee M (2011). Effects of the 2008 recession on health: a first look at the European data. *Lancet*, 378, 124-5.

- Subramanian S V, Blakely T, Kawachi I (2003a). *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*, 38,153-167.
- Suhrcke M, Stuckler D (2012). Will the recesión be bad for our health? It depends. *Soc Sci Med*, 74, 647-53.
- Suhrcke M, Stuckler D, Suk JE, Desai M, Senek M, McKee M, Tsoлова S, Basu S, Abubakar I, Hunter P, Rechel B, Semenza JC (2011) . The impact of economic crises on communicable disease transmission and control: a systematic review of the evidence. *PLoS One*, 6(6), e20724.
- Tapias Ledesma MA, Jiménez R, Carrasco Garrido P, Gil de Miguel A (2005). Influence of sociodemographic variables on dental service utilization and oral health among the children included in the year 2001 Spanish National Health Survey. *J Public Health Dent*, 65, 215–220.
- Tchicaya A, Lorentz N (2014). Socioeconomic inequalities in the non-use of dental care in Europe. *International Journal for Equity in Health*, 13: 7.
- Thompson B, Cooney P, Lawrence H, Ravaghi V, Quinonez C (2014). Cost as a barrier to accessing dental care: findings from a Canadian population-based study. *J Public Health Dent*, 74(3), 210-218.
- Toffolutti V, Suhrcke M (2014). Assessing the short term health impact of the GreatRecession in the European Union: A cross-country panel analysis. *Prev Med*, 6. pii [Epub ahead of print]
- Unell L, Söderfeldt B, Halling A, Birkhed D (1999). Explanatory models for clinically determined and symptom-reported caries indicators in an adult population. *Acta Odontol Scand*, 57,132-138.
- Urbanos RM, González B (2013). Desempleo y salud: un análisis de la repercusión de la crisis económica sobre la salud de los españoles. *Estudios de Economía Aplicada. Monográfico Economía y Salud: nuevas perspectivas*, 31(2), 1-24.
- Urbanos R (2011). Determinantes de salud y utilización de servicios sanitarios: un análisis de desigualdad desde la perspectiva de género. *Instituto de estudios fiscales. Presupuesto y gasto público*, 64, 117-130.
- Van Doorslaer E, Koolman X, Jones AM (2004). Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe: a decomposition approach. *J Health Econ*, 13, 629–47.

- Van Doorslaer E, Wagstaff A, Van der Burg H, Christiansen T, De Graeve D, Duchesne I, Gerdtham UG, Gerfin M, Geurts J, Gross L, Häkkinen U, John J, Klavus J, Leu RE, Nolan B, O'Donnell O, Propper C, Puffer F, Schellhorn M, Sundberg G, Winkelhake O (2000). Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *J Health Econ*, 19, 553–83.
- Varekamp I, van Dijk FJ (2010). Workplace problems and solutions for employees with chronic diseases. *Occup Med*, 60, 287–93.
- Vicente TL, Royo R (2006). *Mujeres al frente de familias monoparentales*. Cuadernos Deusto de Derechos Humanos, nº 38. Bilbao: Universidad de Deusto.
- Victorian Government Department of Health (2009). *Community health priority tools*. Melbourne: Victorian Government Department of Health [accessed 21 Oct 2014]. Available from: http://www.health.vic.gov.au/pch/download/communitiy_health_priority_tools.pdf
- Virtanen P, Vahtera J, Kivimäki M, Liukkonen V, Virtanen M, Ferrie J (2005). Labor Market Trajectories and Health: A Four-Year Follow-up Study of Initially Fixed-Term Employees. *Am J Epidemiol*, 1, 161(9), 840–6.
- Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E (1991). On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*, 33:545–57.
- WHO (2013). *Handbook on health inequality monitoring: with a special focus on low- and middle-income countries*. Geneva: WHO.
- Wilkinson R, Marmot M (2003). *Social determinants of health. The solid facts*. Second edition. Geneva: Regional Office for Europe of the World Health Organization
- Zavras D, Tsiantou V, Pavi E, Mylona K, Kyriopoulos J (2013). Impact of economic crisis and other demographic and socio-economic factors on self-rated health in Greece. *Eur J Public Health*, 23, 206-10.
- Ziebarth N (2010). Measurement of health, health inequality, and reporting heterogeneity. *Social Science and Medicine*, 71(1), 116–124.
- Zweifel P (1981). Supplier-induced demand in a model of physician behavior. En: J. van der Gaag y M. Perlman (eds.), *Health, Economics, and Health Economics*. Amsterdam: North Holland

ANEXO 1

Variables de los ficheros ECV utilizadas

FICHERO D: FICHERO DE DATOS BÁSICOS DEL HOGAR (ESUDB07D)

Es un fichero que tiene tantos registros como hogares de la muestra de partida que sean colaboradores. Un hogar es colaborador si ha contestado el cuestionario de hogar y al menos un cuestionario individual (es decir para los que haya suficiente información del hogar en el fichero esudb07h, e información de alguna de las personas del hogar en el fichero esudb07p). En este fichero se encuentra información para identificar el hogar, para localizarlo geográficamente, el grado de urbanización de la zona en que se encuentra, el año de encuesta, y los factores de ponderación.

Las variables utilizadas de este fichero han sido:

DB030	Identificación del Hogar Nº de identificación 1-99999
DB040	Región
	Galicia.....ES11
	Principado de Asturias.....ES12
	Cantabria.....ES13
	País Vasco.....ES21
	Comunidad Foral de Navarra.....ES22
	La Rioja.....ES23
	Aragón.....ES24
	Comunidad de Madrid.....ES30
	Castilla y León.....ES41
	Castilla-La Mancha.....ES42
	Extremadura.....ES43
	Cataluña.....ES51

Comunidad Valenciana.....	ES52
Illes Balears.....	ES53
Andalucía.....	ES61
Región de Murcia.....	ES62
Ciudad Autónoma de Ceuta.....	ES63
Ciudad Autónoma Melilla.....	ES64
Canarias.....	ES70
Extra Regio.....	ESZZ

FICHERO H: FICHERO DE DATOS DETALLADOS DEL HOGAR (ESUDB07H)

Es un fichero que contiene un registro por cada hogar colaborador. De este fichero se han empleado las siguientes variables:

HX240	Unidades de consumo. Escala OCDE modificada
HY020	Renta disponible total del hogar en el año

FICHERO P: FICHERO DE DATOS DETALLADOS DE LOS ADULTOS (ESUDB07P)

Este es un fichero de adultos (con 16 o más años). Es un fichero que contiene un registro para cada persona que haya cumplimentado el cuestionario individual y que pertenezca a un hogar colaborador. En el mismo se encuentra información detallada de la persona clasificada de la siguiente manera:

- Datos básicos de la persona (variables PB)
- Datos de educación (variables PE)

- Datos de salud (variables PH)
- Datos laborales (variables PL)
- Datos sobre la renta (variables PY)

Las variables utilizadas de este fichero han sido las siguientes:

PB050	Peso transversal de la persona
PB010	Año de la encuesta
PB030	Identificación personal
PB 140	Año de nacimiento
PB150	Sexo Varón.....1 Mujer.....2
PB190	Estado civil Soltero.....1 Casado.....2 Separado.....3 Viudo.....4 Divorciado.....5
PE040	Nivel de los estudios terminados Educación primaria Educación secundaria de 1ª etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente)

Educación secundaria 2ª etapa
(formación e inserción laboral
equivalente)

Formación e inserción laboral que
precisa título segunda etapa de
secundaria

Educación superior

PL030¹

Situación en relación con la actividad definida
por el interesado

Trabajando a tiempo completo

Trabajando a tiempo parcial

Parado

Estudiante, escolar o en formación

Jubilado, retirado, o cerrado un negocio.

Incapacitado permanente para trabajar

Servicio militar obligatorio o PSS

Labores del hogar, cuidado niños u
personas

Otro clase de inactividad económica

PL031²

Situación en relación con la actividad definida
por el interesado

Asalariado a tiempo completo

Asalariado a tiempo parcial

Trabajador por cuenta propia a tiempo
completo

Trabajador por cuenta propia a tiempo
parcial

¹ Variable en la ECV 2007

² Variable en la ECV 2011, 2ª clasificación

	<p>Parado</p> <p>Estudiante, escolar o en formación</p> <p>Jubilado, retirado, o cerrado un negocio.</p> <p>Incapacitado permanente para trabajar</p> <p>Servicio militar obligatorio o PSS</p> <p>Labores del hogar, cuidado de niños u otras personas</p> <p>Otro clase de inactividad económica</p>
PH010	<p>Estado general de salud</p> <p>Muy bueno</p> <p>Bueno</p> <p>Malo</p> <p>Muy Malo</p>
PH020	<p>¿Tiene alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónicas?</p> <p>Sí</p> <p>No</p>
PH060	<p>¿Ha tenido usted necesidad, en alguna ocasión durante los últimos 12 meses, de asistir a la consulta de un dentista o de recibir tratamiento médico y no ha podido?</p> <p>Sí</p> <p>No</p>
PH070	<p>Motivo principal para que no poder asistir a la consulta del dentista o no poder recibir tratamiento dental</p> <p>No se lo podía permitir económicamente</p> <p>Estaba en una lista de espera</p>

No disponía de tiempo

La consulta estaba muy lejos

Miedo a los médicos,

Prefirió esperar y ver si el problema
mejoraba por sí mismo

No conocía ningún dentista competente

Otros motivos

ANEXO 2

Renta bruta y renta disponible total del hogar

Las componentes de la renta neta se calculan a partir de las componentes correspondientes de la renta bruta una vez deducidos el impuesto sobre la renta retenido en origen y las cotizaciones sociales.

Las componentes netas podrán ser proporcionadas:

- Netas de impuesto sobre la renta en origen y cotizaciones sociales.
- Netas de impuesto sobre la renta en origen.
- Netas de cotizaciones sociales.

Si no se han retenido en origen los impuestos y cotizaciones sociales de una componente de la renta, dicha componente se considerará «bruta».

RENTA BRUTA TOTAL DEL HOGAR

La renta bruta total del hogar se calcula de la siguiente manera:

- + Renta bruta monetaria o cuasimonetaria del asalariado
- + Renta bruta no monetaria del asalariado
- + Cotizaciones sociales a cargo del empleador
- + Beneficios o pérdidas monetarios brutos de trabajadores por cuenta propia
- + Valor de los bienes producidos para autoconsumo
- + Prestaciones por desempleo
- + Prestaciones por vejez
- + Prestaciones por supervivencia
- + Prestaciones por enfermedad
- + Prestaciones por invalidez
- + Ayudas para estudios
- + Ayudas por familia/hijos
- + Exclusión social no clasificada en otro apartado
- + Ayudas para vivienda

- + Renta procedente del alquiler de una propiedad o terreno
- + Intereses, dividendos y ganancias de inversiones de capital en empresas
- + Transferencias periódicas monetarias percibidas de otros hogares
- + Renta percibida por los menores de 16 años
- Intereses pagados de préstamos hipotecarios

RENTA DISPONIBLE TOTAL DEL HOGAR

La renta disponible total del hogar se calcula de la siguiente manera:

- + Renta bruta monetaria o cuasimonetaria del asalariado
- + Renta bruta no monetaria del asalariado
- + Cotizaciones sociales a cargo del empleador
- + Beneficios o pérdidas monetarios brutos de trabajadores por cuenta propia
- + Valor de los bienes producidos para autoconsumo
- + Prestaciones por desempleo
- + Prestaciones por vejez
- + Prestaciones por supervivencia
- + Prestaciones por enfermedad
- + Prestaciones por invalidez
- + Ayudas para estudios
- + Ayudas por familia/hijos
- + Exclusión social no clasificada en otro apartado
- + Ayudas para vivienda
- + Alquiler imputado
- + Renta procedente del alquiler de una propiedad o terreno
- + Intereses, dividendos y ganancias de inversiones de capital empresas
- + Transferencias periódicas monetarias percibidas de otros hogares
- + Renta percibida por los menores de 16 años
- Intereses pagados de préstamos hipotecarios
- Cotizaciones sociales a cargo del empleador

- Impuesto sobre la renta y cotizaciones sociales
- Impuesto sobre el patrimonio
- Transferencias periódicas monetarias pagadas entre hogares

O bien la suma de las componentes de la renta neta (de impuesto sobre la renta en origen y cotizaciones sociales) personal de todos los miembros del hogar:

- + Renta monetaria o cuasimonetaria del asalariado
- + Renta no monetaria del asalariado
- + Beneficios o pérdidas monetarios de trabajadores por cuenta propia
- + Valor de los bienes producidos para autoconsumo
- + Prestaciones por desempleo
- + Prestaciones por vejez
- + Prestaciones por supervivencia
- + Prestaciones por enfermedad
- + Prestaciones por invalidez
- + Ayudas para estudios
- + Ayudas por familia/hijos
- + Exclusión social no clasificada en otro apartado
- + Ayudas para vivienda
- + Alquiler imputado
- + Renta procedente del alquiler de una propiedad o terreno
- + Intereses, dividendos y ganancias de inversiones de capital en empresas
- + Transferencias periódicas monetarias percibidas de otros hogares
- + Renta percibida por los menores de 16 años
- Intereses pagados de préstamos hipotecarios
- Devoluciones/ingresos por ajustes en impuestos sobre la renta
- Impuesto sobre el patrimonio
- Transferencias periódicas monetarias pagadas entre hogares

O bien:

La suma (o resta) de las componentes de la renta, algunas de las cuales son netas (del impuesto sobre la renta, de cotizaciones sociales o de ambos) y otras brutas, una vez que se han deducido el impuesto sobre la renta y las cotizaciones sociales de algunas componentes.

La renta disponible total del hogar antes de tener en cuenta transferencias sociales excepto las prestaciones por vejez y supervivencia se define de la manera siguiente:

Renta disponible total menos transferencias sociales netas totales más prestaciones por vejez y prestaciones de supervivencia [es decir, renta disponible total menos prestaciones por desempleo; prestaciones por enfermedad; prestaciones por invalidez; ayudas para estudios; ayudas por familia/hijos; exclusión social no clasificada en otro apartado y ayudas para vivienda].