

**ORIGINAL**Recibido: 23 de diciembre de 2016  
Aceptado: 5 de febrero de 2017  
Publicado: 16 febrero de 2017

## DIFERENCIAS POR SEXO DE LA SALUD PERCIBIDA ANTES Y DURANTE LA CRISIS ECONÓMICA (2007 Y 2011) (\*)

Silvia Calzón Fernández (1), Alberto Fernández Ajuria (2), María del Puerto López del Amo González (3) y José Jesús Martín Martín (3).

(1) Área de Gestión Sanitaria Sur de Córdoba. Servicio Andaluz de Salud. Córdoba. España.

(2) Escuela Andaluza de Salud Pública. Granada. España.

(3) Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Granada. Granada. España.

(\*) Consejería de Salud. Junta de Andalucía. Código: PI-0682-2012

Los autores declaran que no existe conflicto de intereses

### RESUMEN

**Fundamentos:** Diversos estudios muestran la asociación entre las crisis económicas, el desempleo y la renta con la salud. Sin embargo, se precisa diferenciar su impacto en función del sexo. El objetivo de este estudio fue analizar el efecto que la crisis económica, el desempleo y la renta pueden haber tenido en la salud percibida de hombres y mujeres en España.

**Métodos:** Se realizó un estudio transversal que combinó las Encuestas de Condiciones de Vida de 2007 y 2011, incluyendo a 43.900 personas adultas de hasta 65 años. Se realizó análisis estratificado y regresión logística multivariante. La variable dependiente fue la salud percibida y las variables independientes la renta, la situación laboral, la educación, la enfermedad crónica y el año de la encuesta.

**Resultados:** La buena salud percibida se incrementó del 75,1 % en 2007 al 83% en 2011. El desempleo se relacionó con mayor probabilidad de mala salud percibida en hombres: OR de 1,45; IC95%:1,26-1,67, mientras que en mujeres las diferencias fueron OR=1,20; IC95%:0,99-1,47. La probabilidad de mala salud percibida fueron mayores para mujeres (OR=1,81; IC95%:1,56-2,11) que para hombres (OR=1,7; IC95%:1,46-1,97) en el caso de menor renta. El año 2011 se relacionó con tener menor probabilidad de mala salud percibida tanto en hombres (OR=0,41; IC95%: 0,37-0,46) como en mujeres (OR=0,39; CI95%:0,35-0,44).

**Conclusiones:** La asociación de la crisis económica con la salud percibida fue similar en hombres y mujeres. El desempleo fue un factor de riesgo para la mala salud percibida en hombres mientras que la influencia del nivel de renta, del educativo y la enfermedad crónica fue mayor en mujeres que hombres.

**Palabras clave:** Desempleo, Determinantes sociales de la salud; Recesión económica, Política económica, Factores económicos, Salud de la Mujer, Sexismo, Distribución por sexo, Sesgo por sexo, Encuestas de salud.

Correspondencia  
María del Puerto López del Amo González  
Avda. de la Constitución 41, 1º D  
18014 Granada  
puerto.lopezdelamo@hotmail.es

### ABSTRACT

#### Sex Differences of Perceived Health before and During the Economic Crisis (2007 and 2011). Spain

**Background:** Several studies show the association between economic crisis, unemployment and health income. However, it is necessary to differentiate their impact according to gender. The objective of this study was to analyze the differential effect that the economic crisis, unemployment and income may had on the perceived health of men and women in Spain.

**Methods:** A cross-sectional study was conducted combining data from the 2007 and 2011 Living Conditions Surveys, which collect data from 43,900 adult individuals up to 65 years of age. A multivariate logistic regression analysis was performed, for the whole population as for each sex. The dependent variable was perceived health and the independent variables were income level, employment status, education level, chronic illness, and the year in which the survey was performed.

**Results:** Perceived health improved over the period under consideration, from 75.1% in 2007 to 83%,0 in 2011. Unemployment significantly increased the chances of reporting perceived bad health in men [OR=1.45; CI95%:1.26-1.67] but not in women [OR=1.20; CI95%:0.99-1.47]. ORs of perceived bad health were higher for women than for men in the lower income bracket [OR: 1.81; IC95%1,56-2,11 against 1.70; IC95%:1,46-1,97]. 2011 was related to a lower probability of poor perceived health in both men [OR=0.41, CI95%: 0.37-0.46] and women [OR=0.39 ; CI95%:0.35-0.44].

**Conclusions:** The association of the economic crisis with perceived health was similar in men and women. Unemployment was a risk factor for perceived bad health in the case of men. Available income, education level, and the presence of chronic illness had a larger influence as determinants of perceived bad health for women than they did for men.

**Keywords:** Unemployment, Sex, Spain, Social health determinants, Economic recession, Policy, economic, Factors, Economic, Women's Health, Men, Sex distribution, Bias, Gender, Sexism, Health surveys.

Cita sugerida: Calzón Fernández S, Fernández Ajuria A, López del Amo González MP, Martín Martín JJ. Diferencias por sexo de la salud percibida antes y durante la crisis económica (2007 y 2011). Rev Esp Salud Pública.2017;91: 16 de febrero 201702019.

## INTRODUCCIÓN

Las condiciones en que viven y trabajan las personas son importantes determinantes sociales de la salud<sup>(1)</sup>. En España la crisis económica de 2008 aumentó de forma notable los niveles de desempleo<sup>(2)</sup> y la pobreza<sup>(3)</sup>. La Organización Mundial de la Salud (OMS) considera que la pobreza es el mayor determinante de mala salud a nivel individual, a través de cualquiera de sus dimensiones (estado socioeconómico, condiciones de vida, nivel de ingresos o educativo)<sup>(4)</sup>. Las mujeres son un grupo especialmente vulnerable, debido a que a las consecuencias de ser pobres se añaden los efectos derivados de las inequidades de género. Bajo el prisma de la “teoría de la interseccionalidad” las diferentes fuentes estructurales de desigualdad están interrelacionadas y mantienen relaciones recíprocas y complejas, que van más allá del sumatorio de las situaciones que originan discriminación<sup>(5)</sup>.

A nivel internacional se describen asociaciones entre la inequidad de género y los patrones de morbilidad y mortalidad<sup>(6)</sup>. El modelo conceptual propuesto por la *Women and Gender Equity Knowledge Network* en su informe para la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la OMS<sup>(7)</sup>, considera que las desigualdades de género, originadas en las estructuras socioeconómicas y de poder, hacen que los roles de género influyan en la salud. Este modelo teórico vincula el género con diferentes determinantes estructurales que afectan a la salud, de forma que la clase social y el nivel educativo influyen en ella de manera desigual según el género.

Tradicionalmente, los estudios de las desigualdades en salud según la clase social y el género se han realizado de forma separada, debiendo ser integrados ambos enfoques<sup>(8)</sup>. Pese a la falta de consenso en torno a la medida de clase social que debe utilizarse, la ocupación, el nivel de ingresos y el nivel educativo se han venido utilizando en salud pública como componentes principales para la medición de la posición social<sup>(9)</sup>.

Tanto la ocupación como el nivel de ingresos se han visto afectados en España por la crisis económica. El incremento del desempleo, del 8,3% en el 2006 al 22,85% en el 2011, es una de las principales características de la crisis<sup>(10)</sup>. Durante ese período se produjo una importante disminución de los ingresos disponibles de los hogares españoles que cayeron desde los 26.773 € en 2007 a los 22.146 € en 2011<sup>(11)</sup>.

La literatura científica confirma que el desempleo puede afectar tanto a la morbilidad como a la mortalidad de las personas que los sufren<sup>(12,13)</sup>. En relación a la salud percibida, estudios recientes a nivel europeo confirman una relación negativa entre el desempleo y este indicador de salud<sup>(14,15,16)</sup>. El actual contexto económico hace necesario examinar más de cerca las experiencias de las mujeres y el desempleo<sup>(17)</sup>, profundizando en la forma diferente en la que puede influir en la salud de hombres y mujeres.

El análisis de la salud percibida se utiliza con frecuencia para evaluar desigualdades de género en salud<sup>(18)</sup>. Se trata de un indicador que ofrece un enfoque multidimensional de la salud, proporcionando información sobre la salud física y mental de la persona<sup>(19)</sup>. Pese a que se han señalado ciertas limitaciones en relación a errores de medida<sup>(20)</sup>, se considera que la salud percibida predice bien la mortalidad, la morbilidad, la discapacidad y la utilización de los servicios sanitarios<sup>(21,22,23,24)</sup>.

El objetivo de este estudio fue analizar si la crisis económica, el desempleo y la renta pueden haber tenido efectos diferentes en la salud percibida de hombres y mujeres en España.

## SUJETOS Y MÉTODOS

Como fuente de información se emplearon las Encuestas de Condiciones de Vida (ECV) de los años 2007 y 2011 administradas por el Instituto Nacional de Estadística en coordinación con Eurostat<sup>(25)</sup>, que incluyen una muestra de 16.000 hogares en España. Se

excluyeron las personas mayores de 65 años y los casos sin información para las 238 (0,53%) personas participantes que no tenían información sobre la variable salud percibida. El tamaño de la muestra fue de 43.900 individuos. En 2007 el tamaño muestral fue de 22.110 personas y en 2011 de 21.790, siendo el 51,1% mujeres y la edad media 41,5 años (DT: 13,5).

La variable dependiente 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 agruparon en dos: buena (muy buena o buena) y mala (regular, mala o muy mala), siguiendo la práctica habitual en la literatura<sup>(26)</sup>.

Se incluyeron como variables independientes la situación laboral, el año de realización de la encuesta, la edad, el sexo, el nivel educativo, la presencia de enfermedad crónica y el nivel de renta. La incorporación de la variable sexo es una condición necesaria para tener en cuenta la perspectiva de género<sup>(27)</sup>. La situación laboral se categorizó en trabajador/a (a tiempo completo o parcial), parado/a e inactividad (jubilado, labores del hogar y/o cuidador/a, otra clase de inactividad económica). El año de la encuesta se incluyó como una medida proxy de la crisis económica, incorporada como una variable *dummy* para el año de realización de la encuesta (1 en 2007 y 0 en 2011). La renta disponible individual, categorizada en quintiles, se calculó como la renta total del hogar dividida por el número de personas del mismo, según la escala de equivalencia modificada de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Esta escala, propuesta por Hagenaars et al en 1994<sup>(28)</sup>, asigna un valor de 1 para la primera persona adulta miembro de la unidad familiar; 0,5 al resto de ellas y 0,3 a los menores de 14 años. Los valores nominales de 2011 se transformaron en valores reales, usando como año base 2007 y utilizando como deflactor la variación del índice de precios al consumo

(IPC) durante el período de estudio. El nivel educativo se agrupó en tres categorías: educación primaria, secundaria (primera y segunda etapa, formación e inserción laboral equivalente) y superior. La enfermedad crónica se registró como variable dicotómica (si/no), en respuesta a la pregunta planteada en la ECV “¿tiene alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónicas?”. La edad se incluyó como variable continua.

Se realizó un análisis descriptivo tanto conjunto como separado por sexos, empleando medidas de frecuencia absoluta y relativa en las variables categóricas y de tendencia central y dispersión en las variables continuas. Se compararon proporciones entre períodos y sexos utilizando el test  $\chi^2$  y estableciendo como nivel de significación estadística  $p < 0,05$ .

Partiendo de la base de que el sexo no tiene un impacto aislado en la salud sino que puede interactuar con otras variables, se testaron sus interacciones con el resto de variables independientes (situación laboral, renta, educación, enfermedad crónica y año de realización de la encuesta) determinando su significación estadística mediante el test de Wald, siendo significativas, lo que justificó el análisis separado de hombres y mujeres<sup>(29)</sup>.

Se realizó una regresión logística multivariante con análisis de datos completos ( $n=42.887$ ) tanto de la totalidad de la muestra como por sexo. En los modelos se combinaron los datos transversales de 2007 y 2011 (*pool* de datos)<sup>(30)</sup>. Se incorporaron la actividad, el nivel de renta y el educativo, el sexo, la edad y el año de la encuesta con objeto de valorar si la influencia de la actividad laboral en la salud variaba en función del año de la encuesta. En los modelos se incluyó el término de interacción “año\*actividad”. El software utilizado fue SPSS V.20. Los autores no identificaron conflictos éticos al tratarse de análisis de datos secundarios anonimizados obtenidos de la ECV.

## RESULTADOS

Los valores de las variables estudiadas quedan representadas en la **tabla 1**, destacando el incremento de la población que refería buena salud percibida en 2011: 83%; IC95%:82,5-83,5 respecto a 2007:75,1%; IC 95%:74,5-75,7. La comparación de proporciones entre hombres y mujeres se presenta en la tabla 2. En 2007 el 77,1% de los hombres y el 74,8% de las mujeres declararon tener buena salud y en 2011 el 84,3% de los hombres y el 82,6% de las mujeres.

En el grupo de personas desempleadas, cuyas características se presentan en la tabla 3, la salud percibida en el conjunto de la población pasó del 70,6% (IC 95%:68,4-72,8) en 2007 al 82,1% (IC 95%:80,8-83,4) en 2011. Al comparar por sexos (tabla 4) se observó en las mujeres una peor salud percibida (76,7%; IC 95%:75,1-78,4 vs 79,8%; IC95%:78,2-81,4) mayor prevalencia de enfermedad crónica (19,5%; IC 95%:17,9-21,0 vs 17,3%,

IC95%:15,8-18,8) y superior nivel educativo (estudios superiores OR:22,4%; IC95%:20,7-24,1 vs OR:15,3;IC95%:13,9-16,8) y de renta, situándose con menos frecuencia (35,3%; IC95%:33,4-37,2) que los hombres (40,8, IC95% 38,9-42,7) en los quintiles inferiores de esta última.

Los resultados del análisis multivariante conjunto para hombres y mujeres quedan recogidos en la tabla 5. La probabilidad de declarar mala salud personas desempleadas fue OR=1,30; IC95%:1,12-1,50 frente a las que trabajan (categoría de referencia). El año 2011 en comparación con 2007 se asoció a una menor probabilidad de declarar mala salud (OR=0,40; IC95%: 0,37-0,44). Se relacionaron con mayor probabilidad de declarar mala salud: ser mujer (OR=1,19; IC95%:1,12-1,27), tener más edad (OR=1,05; IC95%:1,05-1,05), presencia de enfermedad crónica (OR=13,8; IC95%:12,9-14,7), menor nivel de renta (OR=1,72, IC95%:1,55-1,91) y menor nivel educativo (OR=1,78;

**Tabla 1**  
**Características de la población, comparativa 2007-2011**

Variables	Categoría	2007		2011		P
		%	IC 95%	%	IC 95%	
Sexo	Hombre	48,8	48,1-49,4	49,1	48,4-49,7	0,787
	Mujer	51,2	50,6-51,9	50,9	50,3-51,6	0,787
Nivel de educación	Primaria	22,4	21,8-22,9	18,7	18,1-19,2	<0,001
	Secundaria	52,1	51,4-52,8	52,6	51,9-53,3	<0,001
	Superior	25,5	24,9-26,1	28,6	28,1-29,3	<0,001
Enfermedad crónica	Sí	19,7	19,1-20,2	18,0	17,4-18,5	<0,001
	No	80,3	79,8-80,9	82,0	81,5-82,5	<0,001
Situación laboral	Trabajo	64,1	63,5-64,8	55,2	54,5-55,8	<0,001
	Desempleo	7,8	7,5-8,2	15,2	14,7-15,7	<0,001
	Inactividad	28,0	27,4-28,6	29,6	29,0-30,2	<0,001
Salud percibida	Buena	75,1	74,5-75,7	83,0	82,5-83,5	<0,001
	Mala	24,9	24,3-25,4	17,0	16,5-17,5	<0,001
Nivel de renta en €	< 7.330	19,5	18,9-20,0	23,5	22,9-24,1	<0,001
	7.331-10.826	21,6	21,1-22,1	19,4	18,9-19,9	<0,001
	10.827-14.586	21,3	20,7-21,8	19,8	19,3-20,4	<0,001
	14.586-19.906	20,4	19,9-20,9	18,6	18,1-19,1	<0,001
	> 19.907	17,2	16,7-17,7	18,6	18,1-19,1	<0,001

**Tabla 2**  
**Comparativa de hombres y mujeres, años 2007 y 2011**

Variables	Categoría	2007			2011		
		Mujer %	Hombre %	P	Mujer %	Hombre %	P
Nivel de educación	Primaria	21,6	22,0	0,434	18,6	18,7	0,969
	Secundaria	51,4	53,1	0,011	50,8	54,4	<0,001
	Superior	27,0	24,8	<0,001	30,6	26,6	<0,001
Enfermedad crónica	Sí	18,8	19,3	0,407	17,9	17,4	0,319
	No	81,2	80,7	0,369	82,1	81,2	0,104
Situación laboral	Trabajo	54,4	73,5	<0,001	49,3	61,8	<0,001
	Desempleo	8,9	6,7	<0,001	13,9	16,8	<0,001
	Inactividad	36,7	18,2	<0,001	36,9	21,4	<0,001
Salud percibida	Buena	74,8	77,1	<0,001	82,6	84,3	0,001
	Mala	25,2	22,9	<0,001	17,4	15,7	0,001
Nivel de renta en €	< 7.330€	19,3	18,4	0,124	23,3	23,1	0,797
	7.331-10.826	21,9	20,8	0,069	19,3	19,5	0,795
	10.827-14.586	20,7	21,9	0,037	19,8	19,9	0,874
	14.586-19.906	20,6	21,0	0,536	18,8	18,8	0,982
	> 19.907	17,5	17,8	0,542	18,8	18,8	0,914

**Tabla 3**  
**Características del subgrupo de personas desempleadas, comparativa 2007-2011**

Variables	Categoría	2007		2011		P
		%	IC 95%	%	IC 95%	
Sexo	Hombre	42,8	40,4-45,2	54,1	52,4-55,8	<0,001
	Mujer	57,2	54,8-59,6	45,9	44,1-47,6	<0,001
Nivel de educación	Primaria	28,0	25,8-30,2	24,7	22,5-25,4	0,013
	Secundaria	54,5	51,9-56,9	55,8	54,1-55,8	0,387
	Superior	17,5	15,6-19,4	19,0	17,6-20,3	0,093
Enfermedad crónica	Sí	22,3	20,3-24,4	16,4	15,2-17,7	<0,001
	No	77,7	75,6-79,7	83,6	82,3-84,8	<0,001
Salud percibida	Buena	70,6	68,4-72,8	82,1	80,8-83,4	<0,001
	Mala	29,4	27,2-31,6	17,9	16,5-19,2	<0,001
Nivel de renta en €	< 7.330	34,1	31,8-36,4	40,1	38,4-41,7	<0,001
	7.331-10.826	27,2	25,0-23,4	25,1	23,6-26,6	0,128
	10.827-14.586	20,0	18,1-22,0	17,3	16,0-18,6	0,020
	14.586-19.906	12,4	10,8-14,0	10,6	9,5-11,6	0,056
	> 19.907	6,2	5,0-7,4	6,9	5,9-7,7	0,436

**Tabla 4**  
**Comparativa de hombres y mujeres en estado de desempleo,**  
**“pool de datos” 2007 y 2011**

Variables	Categoría	Hombres 1.666		Mujeres 3.348		p
		%	IC 95%	%	IC 95%	
Nivel de educación	Primaria	29,4	27,5-31,2	22,2	20,5-23,9	<0,001
	Secundaria	55,3	53,3-57,3	55,4	53,4-57,4	0,949
	Superior	15,3	13,9-16,8	22,4	20,7-24,1	<0,001
Enfermedad crónica	Sí	17,3	15,8-18,8	19,5	17,9-21,0	0,050
	No	82,7	81,2-84,2	80,5	78,9-82,1	0,050
Salud percibida	Buena	79,8	78,2-81,4	76,7	75,1-78,4	0,008
	Mala	20,2	18,5-21,7	23,3	21,6-24,9	0,008
Nivel de renta en €	< 7.330	40,8	38,9-42,7	35,3	33,4-37,2	<0,001
	7.331-10.826	26,0	24,3-27,7	25,6	23,9-27,4	0,779
	10.827-14.586	17,0	15,5-18,5	19,4	17,8-21,0	0,029
	14.586-19.906	10,7	9,5-11,9	11,6	10,4-12,9	0,531
	> 19.907	5,3	4,5-6,3	7,9	6,8-9,0	<0,001

**Tabla 5**  
**Factores asociados con mala salud**  
**percibida. Análisis conjunto de hombres**  
**y mujeres “pool de datos” 2007 y 2011**

Variables	Categoría	OR (IC95%)	p
Situación laboral	Trabajo	1	
	Desempleo	1,30 (1,12-1,50)	<0,001
	Inactividad	1,05 (0,96-1,16)	0,261
Nivel de renta en €	< 7.330	1,72 (1,55-1,91)	<0,001
	7.331-10.826	1,59 (1,43-1,76)	<0,001
	10.827-14.586	1,40 (1,26-1,55)	<0,001
	14.586-19.90€	1,26 (1,13-1,39)	<0,001
Nivel de educación	> 19.907	1	
	Primaria	1,78 (1,62-1,96)	<0,001
	Secundaria	1,28 (1,18-1,39)	
	Superior	1	
Enfermedad crónica	Sí	13,8 (12,9-14,7)	<0,001
	No	1	
Sexo	Hombre	1	<0,001
	Mujer	1 (1,12-1,27)	
Edad		1,05 (1,05-1,05)	<0,001
Año	2007	1	<0,001
	2011	0,40 (0,37-0,44)	
año*actividad	2007*Paro	1,21 (1,00-1,46)	0,050
	2007*Inactivo	1,53 (1,34-1,75)	<0,001

IC95%:1,62-1,96). Los términos de interacción de 2007\*desempleo (OR=1,21; IC95%:1,00-1,46) y 2007\* inactividad (OR=1,53; IC95%:1,34-1,75) alcanzaron significación estadística. Mediante la sustitución de los coeficientes obtenidos en la fórmula de regresión se obtuvo que la probabilidad de mala salud de las personas desempleadas frente a quienes tenían trabajo en 2011 (OR=1,57; IC95%:1,37-1,78) fue mayor que en 2007 (OR=1,3; IC95%:1,12-1,50). La OR de mala salud percibida en los inactivos en comparación con los trabajadores de su mismo año pasó de 1,67 (IC95%1,54-1,81) en 2007 a 2,88 (IC95% 2,64-3,12) en 2011.

Los resultados de los modelos separados para hombres y mujeres se recogen en la **tabla 6**. La probabilidad de mala salud en los hombres desempleados fue OR=1,45; IC95%:1,26-1,68) y en las mujeres OR=1,20; IC95%:0,99-1,47. Los determinantes de mala salud que presentaron mayor influencia en mujeres que en hombres fueron respectivamente: menor renta (OR 1,81; IC95%:1,56-2,11) frente a 1,7; IC95%:1,46-1,97), menor nivel educativo (OR de 1,91; IC95%:1,66-

**Tabla 6**  
**Factores asociados con mala salud percibida. Análisis separado de hombres y mujeres, “pool de datos” 2007 y 2011**

Variables	Categoría	Hombres 1.666		Mujeres 3.348	
		% (IC 95%)	p	% (IC 95%)	p
Situación laboral	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
Nivel de renta en €	< 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	
Nivel de educación	Primaria	1,72 (1,51-1,97)	<0,001	1,91 (1,66-2,18)	<0,001
	Secundaria	1,23 (1,09-1,38)	0,001	1,37 (1,22-1,53)	
	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	<0,001	1	<0,001
	2011	0,41 (0,37-0,46)		0,39 (0,35-0,44)	

2,18) frente a 1,72; IC95%:1,51-1,97) y enfermedad crónica ((OR de 15; IC95%:13,7-16,4) frente a 12,4; IC 95%:11,3-13,6).

El año de realización de la encuesta se relacionó con una menor probabilidad de mala salud percibida en 2011 tanto en hombres (OR=0,41; IC95%:0,37-0,46) como en mujeres (OR=0,39; IC95%:0,35-0,44).

La OR de la variable edad tuvo la misma magnitud en ambos sexos. En estos modelos no se incluyó la interacción de año y desempleo por no resultar estadísticamente significativa en hombres ( $p=0,171$ ) ni en mujeres ( $p=0,133$ ).

## DISCUSIÓN

Los principales resultados de este trabajo son tres: una mejora global de la salud percibida que enmascara el incremento de las diferencias entre distintos subgrupos de población, la modificación del efecto del desempleo en la salud que está produciendo la

crisis y el distinto impacto de los determinantes sociales de la salud en hombres y mujeres.

En primer lugar, en relación con la mejora global de la salud percibida en España estos resultados concuerdan con lo observado por Regidor et al<sup>(31)</sup> y Aguilar-Palacio et al<sup>(32)</sup>, quienes sugieren que puede ser necesario más tiempo para observar los cambios que en la salud percibida puede tener una recesión económica. No obstante, durante el mismo período en otros países como Grecia este indicador sí empeoró<sup>(33)</sup>. Hay que tener en cuenta que algunos determinantes de la salud, como la renta disponible<sup>(34)</sup> o el acceso a servicios sanitarios<sup>(35)</sup>, empeoraron con mayor intensidad en Grecia durante este período. En el caso de España, a partir de 2012 se produjeron, entre otros importantes cambios, la reforma laboral y la entrada en vigor del Real Decreto-ley 16/2012, de medidas urgentes para garantizar la sostenibilidad del Sistema Nacional de Salud<sup>(36,37)</sup>. El presente estudio solo abarca hasta el año 2011, por lo que sería interesante en

futuras investigaciones conocer cuál fue la evolución de este indicador con posterioridad, prestando especial atención a los grupos de población más afectados por la puesta en marcha de estas medidas.

Otra reflexión sobre la evolución de la salud percibida tiene que ver con el concepto de “perspectiva posicional” introducido por Amartya Sen<sup>(38)</sup>. De esta forma, al comparar poblaciones se han descrito importantes diferencias con indicadores objetivos de morbilidad<sup>(39,40)</sup> en el sentido de que poblaciones con mejores indicadores objetivos de salud reportan peor salud percibida, debido a diferencias del contexto social. Puede que el cambio de contexto socioeconómico modifique la perspectiva desde la que la persona valora su propia salud.

Los resultados de esta investigación coinciden con la literatura previa que identifica como variables asociadas a mayor probabilidad de declarar mala salud: ser mujer, tener mayor edad, el desempleo, la enfermedad crónica, menor nivel de renta y educativo<sup>(31, 41,42)</sup>.

En cada uno de los años estudiados la salud percibida de las mujeres es peor que la de los hombres. El ser mujer, una vez controladas el resto de variables, se asocia con mayor probabilidad de declarar mala salud. Este fenómeno está en consonancia con la “paradoja de la morbilidad”, según la cual las mujeres viven más pero con peor salud que los hombres<sup>(43)</sup>. Estas inequidades de género en salud percibida, mayores en los países del sur de Europa, se han atribuido a la menor presencia de políticas sociales orientadas a conseguir la equidad de género<sup>(44)</sup>.

De todos los determinantes sociales incluidos en el análisis, los que muestran mayor impacto en la salud percibida son la renta y el nivel educativo. En relación a la renta, es destacable que en 2011 con respecto a 2007, se incrementaron los porcentajes de personas que se situaban en los quintiles extremos (más ricos y más pobres). Si tenemos en cuenta

que la transición epidemiológica supone que en los países desarrollados la privación absoluta pierde relevancia y es la privación relativa la que explica en mayor medida las desigualdades en estado de salud<sup>(45,46)</sup>, la actual situación de incremento de la desigualdad económica y su posible traducción en el incremento de las inequidades en salud deberían ser especialmente vigiladas, estableciendo un sistema que permita monitorizar el impacto de estas desigualdades en distintos indicadores de salud, y sirva como elemento a valorar en la toma de decisiones políticas.

Uno de los hallazgos más llamativos en el análisis descriptivo fue la mejora de la salud percibida de 2007 a 2011 en el subgrupo de desempleados/as por encima del conjunto de la población. A priori, esta mejoría podría explicarse por el incremento de hombres y una menor prevalencia de enfermedad crónica, factores ambos relacionados con una mejor su salud. La situación previa a la crisis (2007), se relacionaría de esta forma con la hipótesis de “selección”: una pobre salud determinaría un mayor riesgo estar desempleado<sup>(47)</sup>. Conforme aumenta la tasa de desempleo se pueden haber incorporado a este grupo personas más “sanas”, combinando así un desempleo estructural con los nuevos desempleados. Ahora bien, el análisis multivariante desvela el efecto negativo del desempleo en la salud percibida cuando se controla por el resto de variables (sexo, edad, renta, educación, enfermedad crónica, año de la encuesta). Este resultado, que concuerda con los hallazgos de Urbanos y González<sup>(48)</sup>, está en la línea de la “hipótesis de causalidad”, 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<sup>(49)</sup>. Es más, los resultados de las interacciones de año y actividad laboral de este trabajo apuntan a que la crisis habría modificado el efecto del desempleo en la salud, siendo este mayor en 2011 que en 2007. Es posible que estar desempleado en 2011, con unas mayores tasas de desempleo, agotamiento de las distintas prestaciones sociales, etcétera, suponía



un mayor grado de incertidumbre y estrés que en los años previos a la crisis. En resumen, las dos hipótesis (selección y causalidad) que intentan explicar la compleja relación entre desempleo y salud no son excluyentes sino que coexisten en este caso.

En el análisis por sexos se constata que el efecto del desempleo es más claro en los hombres que en las mujeres, en consonancia con la revisión sistemática de Norström et al<sup>(50)</sup> que indica que es más frecuente encontrar un efecto negativo en hombres, aunque los resultados varían en función del país. En los países de Europa del Este<sup>(51,52,53)</sup> y en España<sup>(54)</sup> el efecto del desempleo es mayor en hombres, al contrario de lo que sucede en Suecia, donde el efecto negativo es mayor en mujeres<sup>(55,56,57,58)</sup>. Estas diferencias entre países podrían explicarse por la distinta incorporación de la mujer al mercado laboral en cada uno de ellos. En los que la tienen menor, los hombres continuarían siendo la fuente principal de ingresos en el hogar y, por tanto, se hacen más vulnerables al efecto negativo del desempleo. Estos resultados también estarían en concordancia con el efecto más pronunciado del desempleo en la salud mental de los hombres en España durante la presente crisis<sup>(59)</sup>. Artazcoz et al<sup>(54)</sup> sugirieron que, debido a los roles familiares, el paro afectaría más negativamente a la salud mental de los hombres desempleados de las clases más desfavorecidas, principales proveedores de los recursos económicos del hogar, al sufrir más estrés por preocupaciones económicas. En el grupo de personas en desempleo, los hombres se situaron con mayor frecuencia que las mujeres en los quintiles más bajos de renta. Como quiera que la renta disponible individual se calculó a partir de la renta del hogar, puede que en la mayoría de los hogares sea la pérdida de trabajo del hombre la que tiene peores consecuencias en la renta disponible del hogar.

En los hombres estar inactivos tendría peores consecuencias en la salud que el propio desempleo. La categoría inactividad engloba distintas situaciones, entre las que se encuen-

tra la de cuidados del hogar o de familiares. Existe una alta feminización<sup>(60)</sup> en esta responsabilidad en los hogares españoles, por lo que los roles de género podrían explicar parte de las diferencias encontradas en ambos sexos.

Los determinantes de una mala salud percibida que presentan de forma significativa mayor influencia en mujeres que hombres son tener menor renta, menor nivel educativo y padecer una enfermedad crónica. La mayor relación entre bajo nivel educativo y la salud percibida en mujeres en España coincide con lo descrito recientemente por Aguilar-Palacio et al<sup>(32)</sup> que sugieren que en las mujeres con menor nivel educativo confluyen factores como una peor salud diagnosticada y un menor apoyo psicosocial. Con respecto a la renta, este hallazgo concuerda con los resultados de Malmusi et al<sup>(61)</sup> en Cataluña. La inseguridad financiera de la mujer en los hogares de menor renta y su menor incorporación al mercado laboral disminuirían su grado de independencia y poder dentro de la familia.

Una de las limitaciones de este estudio es su diseño como combinación de datos transversales independientes (*pool* de datos) ya que, aunque tiene una dimensión temporal, sus observaciones no provienen de los mismos individuos en distintos momentos del tiempo, frente a la opción de un estudio de diseño longitudinal, que hubiese permitido tratar los efectos individuales. Tampoco se deben olvidar las limitaciones propias de la encuesta utilizada, que no aporta, por ejemplo, variables de apoyo social que son reconocidas como las que deben utilizarse en el análisis de género<sup>(62)</sup>. No obstante, futuras investigaciones podrían mejorarse con la incorporación de otras variables si disponibles que pueden permitir una aproximación del rol de la mujer en su unidad familiar (aportación al nivel de renta, tareas domésticas, etcétera).

Como conclusión, este estudio pone de manifiesto las complejas relaciones entre determinantes sociales de la salud, como el sexo, el nivel socioeconómico y el educativo, que generan ejes de desigualdad en la población

que se interrelacionan. Se aportan resultados sobre cómo el desempleo, la renta y la educación influyen de forma diferente en la salud de hombres y mujeres, debido probablemente a los roles de género. En este sentido, mientras el efecto del desempleo es más claro en hombres, los bajos niveles educativos y de renta, que aumentan en mayor medida el riesgo de mala salud, tienen aún un mayor impacto en las mujeres. Los roles de género, con una menor incorporación de la mujer al mercado laboral y una mayor dependencia económica en las familias, podrían explicar estos resultados. Son necesarios nuevos estudios en el campo de la epidemiología social que aporten evidencia, cuantitativa y cualitativa, del impacto diferencial de género de los determinantes sociales en salud, particularmente en relación al mercado laboral, en el que los recientes cambios legislativos se traducen en un aumento del paro de larga duración, el agotamiento de las prestaciones por desempleo, la precariedad laboral como referente contractual y la pobreza como forma de vida para importantes colectivos poblacionales. La generación de esta evidencia sería un instrumento útil para el diseño de políticas públicas que incorporen la perspectiva de género y permitan una mayor efectividad de dichas políticas.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Carmona G, López LA, Mendoza OJ, Oleaga I. Impacto de la crisis económica en la salud y en el sistema sanitario en España. Documento de Trabajo. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública; 2015.
2. Instituto Nacional de Estadística, INE. 2016. Encuesta de Población Activa. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=4887&L=0>.
3. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta de Condiciones de Vida (ECV-2014). Resultados definitivos. [Internet]. 2015. Disponible en: <http://www.ine.es/prensa/np908.pdf>
4. Organización Mundial de la Salud. Salud 21. Salud para todos en el siglo XXI. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; 1999.
5. Platero R. Intersecciones: cuerpos y sexualidades en la encrucijada. Barcelona: Ediciones Bellatera; 2012.
6. Hammarström A, Johansson K, Annandale E, Ahlgren C, Aléx L, Christianson M *et al.* Central gender theoretical concepts in health research: the state of the art. *J Epidemiol Community Health*. 2014;68:185–190.
7. Sen G, Östlin P. Unequal, Unfair, Ineffective and Inefficient. *Gender Inequity in Health: Why it exists and how we can change it*. Geneva: WHO; 2007. Disponible en: [http://www.who.int/social\\_determinants/resources/csdh\\_media/wgekn\\_final\\_report\\_07.pdf](http://www.who.int/social_determinants/resources/csdh_media/wgekn_final_report_07.pdf)
8. Borrell C, Rohlfs I, Artazcoz L, Muntaner C. Desigualdades en salud según la clase social en las mujeres. ¿Cómo influye el tipo de medida de la clase social?. *Gac Sanit*. 2004;18(Supl.2):75-82.
9. Cabrera de León A, Rodríguez Pérez M, Domínguez Coello S, Rodríguez Díaz C, Rodríguez Álvarez C, Aguirre Jaime A. Validación del modelo REI para medir la clase social en población adulta. *Rev Esp Salud Pública*. 2009;83(2): 231-242.
10. Instituto Nacional de Estadística, INE. 2011. Encuesta de Población Activa. INE (2011). Tercer trimestre de 2011. Disponible online en: <http://www.ine.es/daco/daco42/daco4211/epa0311.pdf>
11. Goerlich Gisbert FJ. Distribución de la renta, crisis económica y políticas redistributivas. Bilbao: Fundación BBVA; 2016
12. Andreeva E, Magnusson Hanson L, Westerlund H, Theorell T, Brenner MH. Depressive symptoms as a cause and effect of job loss in men and women: evidence in the context of organisational downsizing from the Swedish Longitudinal Occupational Survey of Health. *BMC Public Health*. 2015;15:1045.
13. Brenner MH. The Impact of Unemployment on Heart Disease and Stroke Mortality in European Union Countries. Luxembourg: Publications Office of the European Union; 2016.
14. Huijts T, Reeves A, McKee M, Stuckler D. (2015). The impacts of job loss and job recovery on self-rated health: testing the mediating role of financial strain and income. *Eur J Public Health*. 2015;25(5):801-806.
15. Drydakis N. The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013: A longitudinal study before and during the financial crisis. *Soc Sci Med*. 2015;128:43-51.
16. Schuring M., Robroek SJ, Lingsma HF, Burdorf A. Educational differences in trajectories of self-rated health before, during, and after entering or leaving paid employment in the European workforce. *Scand J Work Environ Health*. 2015;41(5):441-450.
17. Bambra C. Yesterday once more? Unemployment and health in the 21st century. *J Epidemiol Community*

Health. 2010;64(3):213-215.

18. García-Calvente MM, del Río-Lozano M, Maroto-Navarro G, Mateo I. Desigualdades de género en salud, Cap.2. En: Las desigualdades sociales en salud (pp.51-75). Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública; 2008.
19. Singh-Manoux A, Martikainen P, Ferrie J, Zins M, Marmot M, Goldberg M. What does self-rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(4):364-372.
20. Hernández-Quevedo C, Jones AM, Rice N. Sesgo de respuesta y heterogeneidad en salud autopercebida. Evidencia del Panel de Hogares Británico. Cuadernos económicos de ICE. 2008;75:64-98.
21. Sargent-Cox KA, Anstey KJ, Luszcz MA. 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*. 2010;10:18-30.
22. Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, Cohen RD, Salonen R, Tuomilehto J et al. Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study. *Int J Epidemiol*. 1996;25:259-65.
23. Van Doorslaer E, Koolman X, Jones AM. Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe: a decomposition approach. *J Health Econ*. 2004;13:629-47.
24. Sáez M. Condicionantes en la utilización de los servicios de atención primaria. Evidencias empíricas e inconsistencias metodológicas. *Gac Sanit*. 2003;17:412-9.
25. Instituto Nacional de Estadística. 2013. Encuesta de Condiciones de Vida. Método. Madrid. (citado el 13-6-2016) Disponible en: [http://www.ine.es/daco/daco42/condivi/ecv\\_metodo.pdf](http://www.ine.es/daco/daco42/condivi/ecv_metodo.pdf)
26. Manor O, Matthews S, Power C. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *Int J Epidemiol*. 2000;29:149-57
27. Phillips SP. Measuring the health effects of gender. *J Epidemiol Community Health*. 2008;62:368-371.
28. Hagenaars A, Zaidi M, Vos K. Poverty statistics in the late 1980s. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities; 1994.
29. Kleinbaum DG, Kupper L, Muller KE, Nizam A. Applied regression analysis and other multivariable methods. 3<sup>rd</sup> edition. Pacific Grove: Duxbury Press; 1998.
30. Pérez López C. Problemas resueltos de econometría. 1<sup>ª</sup> ed. Madrid: Thomson-Paraninfo; 2006.
31. Regidor E, Barrio G, Bravo MJ, de la Fuente L. Has health in Spain been declining since the economic crisis? *J Epidemiol Community Health*. 2014;68:280-2.
32. Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Rabanaque MJ. Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo 2001-2012. *Gac Sanit*. 2015;29(1):37-43.
33. 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*. 2013;23:206-10.
34. European Commission. 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 14/06/2013]. Disponible en: [http://europa.eu/rapid/press-release\\_IP-13-5\\_es.htm](http://europa.eu/rapid/press-release_IP-13-5_es.htm)
35. Laparra L, Pérez B, Lasheras R, coordinadores. Crisis y fractura social en Europa. Causas y efectos en España. Barcelona: Obra Social "la Caixa"; 2012.
36. Boletín Oficial del Estado. Real Decreto-ley 3/2012, de 10 de febrero, de medidas urgentes para la reforma del mercado laboral (BOE núm 36, del 11 de febrero de 2012).
37. Boletín Oficial del Estado. 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. (BOE núm 98, de 24 de abril de 2012).
38. Sen A. Health: perception versus observation. *BMJ*. 2002;13,324(7342):860-861.
39. Castro-Vázquez A, Espinosa-Gutiérrez I, Rodríguez-Contreras P, et al. Relación entre el estado de salud percibido e indicadores de salud en la población española. *Int J Clin Health Psychol*. 2007;7:883-98
40. Sen A. La idea de la justicia. Madrid: Taurus; 2011
41. McFadden E, Luben R, Bingham S, Wareham N, Kinmonth, Khaw KT. Social inequalities in self-rated health by age: cross-sectional study of 22457 middle-aged men and women. *BMC Public Health*. 2008;8:230.
42. Haseli-Mashhadi N, Pan A, Ye X, Wang J, Qi Q, Liu Y et al. Self-rated health in middle aged and elderly Chinese: distribution, determinants and associations with cardio-metabolic risk factors. *BMC Public Health*. 2009;9:368.

43. Gorman BK, Read JG. Gender disparities in adult health: an examination of three measures of morbidity. *J Health Soc Behav.* 2006;47:95-110.
44. Palència L, Malmusi D, De Moortel D, Artazcoz L, Backhans M, Vanroelen C et al. The influence of gender equality policies on gender inequalities in health in Europe. *Soc Sci Med.*2014;117:25-33.
45. Wilkinson R. *Unhealthy societies. The afflictions of inequality.* Londres: Routledge; 1996.
46. Ortún V. Desigualdad y salud. *Política y Sociedad.* 2000;35:65-71.
47. Lundin A, Lundberg I, Hallsten L, Ottosson J, Hemmingsson T. Unemployment and mortality - a longitudinal prospective study on selection and causation in 49321 Swedish middle aged men. *J Epidemiol Community Health.* 2010;64:22-7.
48. Urbanos RM, González B. 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.* 2013;31(2):1-24.
49. Marmot M, Friel S, Bell R. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *Lancet.* 2008;372(9650):1661-9.
50. Norström F, Virtanen P, Hammarström A, Gustafsson PE, Urban J. How does unemployment affect self-assessed health? A systematic review focusing on subgroup effects. *BMC Public Health.* 2014;14:1310.
51. Bacikova-Sleskova M, van Dijk J, Geckova A, Nagyova I, Salonna F, Reijneveld S et al. The impact of unemployment on school leavers' perception of health. Mediating effect of financial situation and social contacts?. *Int J Public Health.* 2007; 52(3):180-7.
52. Bambra C, Eikemo T. 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.* 2008;63(2):92-8.
53. Kaleta D, Makowiec-Dąbrowska T, Jegier A. Employment Status and Self Rated Health. *Int J Occup Med Env.* 2008;21(3).
54. Artacoz L, Escribá, Cortés I. Género, trabajos y salud en España. *Gac Sanit.* 2004;8:24-35
55. Ahs A, Westerling R. Self-rated health in relation to employment status during periods of high and of low levels of unemployment. *Eur J Public Health.* 2005;16:294-304.
56. Hammarström A, Gustafsson PE, Strandh M, Virtanen P, Janlert U. 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.*2011;39(2):187-93.
57. Reine I, Novo M, Hammarström A. Unemployment and ill health - a gender analysis: results from a 14-year follow-up of the Northern Swedish Cohort. *Public Health.* 2013;127(3):214-22.
58. Roos E, Lahelma E, Saastamoinen P, Elstad JI. The association of employment status and family status with health among women and men in four Nordic countries. *Scand J Public Health.* 2005;33(4):250-60.
59. Bartoll X, Palència L, Malmusi D, Suhrcke M, Borrell C. The evolution of mental health in Spain during the economic crisis. *Eur J Public Health.*2013;24:415-8.
60. Red2Red Consultores. *Cuidados a personas dependientes prestados por mujeres: valoración económica.* Estudios 2008; 102. Madrid: Instituto de la mujer. Ministerio de Igualdad; 2008.
61. Malmusi D, Vives A, Benach J, Borrell C. Gender inequalities in health: exploring the contribution of living conditions in the intersection of social class. *Glob Health Action.* 2014;7:23189.
62. Borrel C, Artazcoz L. *Investigación sobre género y salud. 5ª monografía.* Barcelona: Sociedad Española de Epidemiología; 2007.