



Centre d'Estudis Demogràfics

**EVENTOS FAMILIARES Y SALUD EN ESPAÑA:
MECANISMOS DE SELECCIÓN Y CAUSALIDAD**

Jordi GUMÀ
Rocío TREVIÑO
Antonio D. CÁMARA

433

*PAPERS
DE
DEMOGRAFIA*

2014



Centre d'Estudis Demogràfics

**EVENTOS FAMILIARES Y SALUD EN ESPAÑA:
MECANISMOS DE SELECCIÓN Y CAUSALIDAD**

Jordi GUMÀ
Rocío TREVIÑO
Antonio D. CÁMARA

433

El treball forma part de la Tesi Doctoral de Jordi Gumà Lao titulada
“La familia como determinante social de la salud subjetiva en España.
Una aproximación desde la Demografía”.

La tesi, co-dirigida per Rocío Treviño i Antonio D. Cámara,
està inscrita en el Doctorat de Demografia
de la Universitat Autònoma de Barcelona.

Centre d'Estudis Demogràfics

2014

Resum.- *Esdeveniments familiars i salut a Espanya: mecanismes de selecció i causalitat*

L'article explora els mecanismes de selecció i de causalitat que s'estableixen en la relació entre els principals esdeveniments familiars (inici i final de la convivència en parella, i naixement d'un fill) i la salut auto-percebuda entre la població espanyola de 20 a 54 anys. S'utilitzen dades de la mostra espanyola de l'Enquesta sobre Condicions de vida a la Unió Europea (EU-SILC) per al període 2004-2009 a partir de les quals s'han calculat models multivariats de tipus logit per a dades de tipus panel controlant segons edat, relació amb l'activitat, nivell educatiu, convivència amb fills i estat de salut inicial. Els resultats mostren l'existència d'efectes de selecció i causalitat en la relació entre els esdeveniments familiars i la salut, amb diferències entre homes i dones. Pels homes s'observa una influència notable de la selecció segons salut: els homes amb mala salut presenten major probabilitat de finalització de la unió i menor probabilitat de tenir un fill. Pel contrari, entre les dones espanyoles s'observa una major influència del mecanisme de causalitat. D'aquesta manera, la salut de les dones es veu afectada negativament pel final de la convivència en parella i positivament pel naixement d'un fill. Aquestes diferències entre homes i dones són atribuïbles als rols de gènere els quals són descrits i discutits en el treball.

Paraules clau.- Selecció, causalitat, família, salut subjectiva, EU-SILC.

Resumen.- *Eventos familiares y salud en España: mecanismos de selección y causalidad*

El artículo explora los mecanismos de selección y de causalidad que se establecen en la relación entre los principales eventos familiares (inicio y final de la convivencia en pareja, y nacimiento de un hijo) y la salud autopercebida entre la población española de 20 a 54 años. Se utilizan datos de la muestra española de la Encuesta sobre Condiciones de vida en la Unión Europea (EU-SILC) para el periodo 2004-2009, sobre los que se aplican modelos multivariados de tipo logit para datos de tipo panel controlando por edad, relación con la actividad, nivel educativo, convivencia con hijos y estado de salud inicial. Los resultados muestran la existencia de efectos de selección y causalidad en la relación entre los eventos familiares y la salud con diferencias entre hombres y mujeres. Para los hombres se observa una influencia notable de la selección por salud: los hombres con mala salud presentan mayores probabilidades de finalización de una unión, y menores probabilidades de tener un hijo. Por el contrario, entre las mujeres españolas se observa una mayor influencia del mecanismo de causalidad. Así, la salud de las mujeres se ve afectada negativamente por el final de la convivencia en pareja y positivamente por el nacimiento de un hijo. Estas diferencias entre hombres y mujeres son atribuibles a roles de género que son descritos y discutidos en el trabajo.

Palabras clave.- Selección, causalidad, familia, salud subjectiva, EU-SILC.

Abstract.- *Family events and health in Spain: selection and causality mechanisms*

This paper studies the selection and causality mechanisms established in relation to major family events (the beginning and end of a union and the birth of a child) and self-perceived health in the Spanish population for individuals between the ages of 20 and 54 years. Spanish sample data are used from the European Union Survey on Income and Living Conditions (SILC) for the 2004-2009 period, on the basis of which logit multivariate models for panel data were applied, controlling for age, activity status, educational level, living with children and initial health (only in causality models). The results show signs of both selection and causality effects between family events and health with differences between men and women. For men, a significant influence of selection by health was observed: men with poor health have a higher likelihood of ending a union and a lower probability of having a child. On the contrary, among Spanish women, greater influence of the causality mechanism was observed. Thus, women's health is negatively affected by the termination of a union and positively affected by the birth of a child. These differences between men and women are attributable to the gender roles described and discussed in the study.

Keywords.- Selection, causality, family, subjective health, EU-SILC.

ÍNDICE

1.- Introducción	1
2.- Datos	4
3.- Metodología	9
4.- Resultados	10
4.1.- Inicio de la convivencia en pareja	10
4.2.- Final de la convivencia en pareja	11
4.3.- Nacimiento de un hijo	13
5.- Conclusiones y discusión	14
Referencias bibliográficas	19

ÍNDICE DE FIGURAS

1.- Esquema de participación en la muestra española de EU-SILC 2004-2009 (edades 20-54)	5
2.- Distribución por edad de los eventos familiares según sexo. España 2004-2009	6
3.- Transiciones de salud según estado inicial (edades 20-54). España 2004-09	8

ÍNDICE DE TABLAS

1.- Perfil de las poblaciones objetivo según evento familiar	7
2.- Coeficientes para los modelos de Selección y Causalidad para el inicio de convivencia en pareja, edades 20-39. España 2004-09	10
3.- Coeficientes para los modelos de Selección y Causalidad para el final de convivencia en pareja, edades 25-49. España 2004-09	12
4.- Coeficientes para los modelos de Selección y Causalidad para el nacimiento de un hijo, edades 20-44. España 2004-09	13

**EVENTOS FAMILIARES Y SALUD EN ESPAÑA:
MECANISMOS DE SELECCIÓN Y CAUSALIDAD¹**

Jordi GUMÀ
jguma@ced.uab.es

Rocío TREVIÑO
rtrevino@ced.uab.es

Antonio D. CÁMARA
adcamara@ced.uab.es

1.- Introducción

La relación entre los determinantes sociales y las desigualdades de salud poblacional² puede ser bidireccional. Inicialmente los estudios en esta materia se centraron en el impacto de los factores sociodemográficos en la salud (Evans et al., 2001), pero trabajos posteriores se preguntaron si, además, existían factores de selección por los cuales la salud podría determinar el perfil sociodemográfico de la población (Marmot y Wilkinson, 1999; Siegrist y Marmot, 2006). Los eventos familiares ilustran la existencia de esta bidireccionalidad.

A partir de fuentes transversales, diversos estudios mostraron la relación entre la situación familiar de un individuo (por ejemplo, estar en pareja o convivir con hijos) e indicadores de salud y mortalidad (Kobrin y Hendershot, 1977; Lillard y Waite, 1995; Lillard y Panis, 1996). Posteriormente, la disponibilidad de información longitudinal ha permitido el análisis del impacto de las transiciones familiares (cambios de situación familiar) sobre la

¹ Este trabajo forma parte de la Tesis Doctoral de Jordi Gumà Lao, titulada “La familia como determinante social de la salud subjetiva en España. Una aproximación desde la Demografía”. La Tesis, codirigida por Rocío Treviño y Antonio D. Cámara, está inscrita en el Doctorado de Demografía de la Universitat Autònoma de Barcelona.

² Se entienden por desigualdades en salud las diferencias injustas, evitables y sistemáticas (OMS, 2007).

salud así como el estudio de los procesos de selección y de causalidad (Brockmann and Klein, 2004; Koskinen et al., 2007; Joutsenniemi, 2007).

En cuanto a la causalidad, la convivencia en pareja es la situación más estudiada. Su efecto protector sobre la salud se ha explicado en base a la influencia que ejerce la convivencia sobre la conducta de los individuos (Waite, 1995; Lillard y Waite; 1995; Duncan et al., 2006). Diversos autores señalaron que esa influencia tiene su origen en factores de naturaleza social y económica. En primer lugar, la convivencia ejerce un control sobre los comportamientos de riesgo y los hábitos no saludables (Waite 1995; Lillard y Panis, 1996). En segundo lugar, crea y mantiene una red de soporte social más allá del hogar y a la que se puede recurrir en situaciones críticas (Waite 1995). Por último, vivir en pareja puede incrementar el bienestar material a partir de la combinación y optimización de recursos mediante la especialización de tareas entre los miembros de la pareja (Lillard y Panis 1996). Hay que decir, no obstante, que la incorporación de las mujeres al mercado laboral es un factor que cuestiona algunos de estos beneficios ya que la especialización de roles entre hombres y mujeres dentro de la pareja puede venir acompañada de un desigual reparto de la carga de trabajo total (trabajo remunerado y trabajo no remunerado). Así, mientras las mujeres se han incorporado progresivamente al mercado laboral, los hombres no han asumido una carga proporcional del trabajo doméstico (Durán, 1999), creándose una situación de desequilibrio que afecta negativamente a la salud femenina (Artazcoz et al., 2004).

El final de una unión suele comportar un efecto negativo sobre la salud en el corto y medio plazo debido tanto a la desaparición de los factores protectores antes mencionados como a la erosión de la salud mental asociada al proceso de separación en sí (Waldron et al., 1997; Hughes y Waite, 2009). Estos efectos negativos pueden revertirse aunque sólo parcialmente, es decir, sin llegar a recuperarse los niveles de salud previos a la ruptura (Hughes y Waite, 2002; Martikainen et al., 2005). De nuevo las desigualdades de género juegan un papel clave. Dado que el modelo de pareja más extendido es el compuesto por el sustentador principal varón, las mujeres se ven expuestas a una situación de mayor vulnerabilidad social tras la ruptura como consecuencia de su menor participación en el mercado laboral. Esta situación se agrava por la custodia de los hijos (en España en 2009, el 88,7% de los casos de ruptura de la pareja conllevó la custodia de la madre; INE, online). De hecho, la monoparentalidad en España es una transición familiar esencialmente femenina que ha mostrado penalizar su salud (Gumà et al., en prensa).

La influencia de la convivencia con hijos sobre la salud ha sido menos estudiada. Los estudios realizados apuntan a un efecto protector de los hijos sobre la salud de los individuos debido a un efecto disuasorio sobre prácticas y comportamientos de riesgo para la salud. En este sentido, los padres aumentarían su sentimiento de responsabilidad (Eggebeen y Knoester, 2001), a la vez que el control social sobre ellos también se incrementaría (Umberson, 1987; Eggebeen y Knoester, 2001). Como en el caso de la convivencia en pareja, se han encontrado diferencias entre hombres y mujeres. Entre los primeros se observan efectos diferenciados en función de la etapa de crianza de los hijos. Durante el embarazo y los primeros meses postparto aumentan los problemas de salud mental entre los hombres debido probablemente a un sentimiento de exclusión. Sin embargo, los hombres experimentan una mejora de su estado de salud general en las etapas posteriores (Bartlett, 2004). Entre las mujeres los hijos muestran un efecto protector sobre la salud, particularmente sobre la salud mental (Wang, 2004; Helbig et al., 2006). No obstante, también se han observado los efectos negativos asociados a la sobrecarga del trabajo de cuidado (OSM, 2005). Además, tener un hijo también puede influir en factores sociales que afectan negativamente la salud (por ejemplo, las consecuencias negativas que una maternidad temprana conlleva para el desarrollo educativo o profesional de las mujeres; Mirowsky, 2005).

En cuanto a los procesos de selección, trabajos previos han mostrado que la salud condiciona las transiciones familiares, es decir, los cambios de estado de los individuos en relación a su situación de familia y hogar. Por ejemplo, los individuos con mejor salud muestran mayor probabilidad tanto de encontrar pareja como de mantener la relación (Joung et al., 1998; Brockmann y Klein, 2004). Esta selección por salud puede ser directa o indirecta. La selección directa se produce principalmente a través de los estados de salud duraderos o permanentes (por ejemplo, el padecimiento de enfermedades crónicas físicas o mentales) (Fu y Goldman, 1996). La selección indirecta actúa por dos vías: 1) a través de la influencia de la salud sobre factores condicionantes de la entrada en pareja (por ejemplo el estatus socioeconómico; Wade y Pevalin, 2004; Jountsenniemi, 2007) y 2) a través de comportamientos poco saludables que influyen en ciertas características que componen el atractivo físico y personal de la persona (por ejemplo, el peso, el consumo de alcohol y de sustancias estupefacientes, etc; Chilcoat and Breslau, 1996; Joung et al., 1998; Jountsenniemi, 2007). La selección por salud sobre la tenencia de hijos ha sido explorada fundamentalmente en el campo de la medicina y escasamente por parte de las ciencias

sociales. Teachman (2010), mediante el seguimiento de una muestra individuos durante 25 años en Estados Unidos apuntó indicios de la existencia de selección por salud física en la tenencia de hijos.

En este trabajo se exploran estos mecanismos de selección y causalidad entre la población adulta en España a través de la muestra panel de la Encuesta de Condiciones de vida en la Unión Europea (EU-SILC) entre 2004 y 2009. Es decir, se analiza cómo los principales eventos familiares influyen en la salud (mecanismos de causalidad), y cómo el estado de salud de los individuos condiciona la experimentación de tales eventos (mecanismos de selección). Para ello se ha tomado como indicador la salud autopercebida por los individuos. Este indicador refleja la dimensión integral de la salud recomendada por la OMS³ y además ha mostrado su capacidad para captar las diferencias existentes en una población relativamente homogénea en términos de salud objetiva como es la población adulta en las edades analizadas aquí (20-54).

Se han seleccionado los eventos familiares ya comentados: la convivencia en pareja (inicio y final) y tener un hijo. Estos eventos establecen transiciones importantes en el ciclo vital de los individuos y las familias y son experimentados fundamentalmente en las edades aquí estudiadas (el rango 20-54 años en función del evento estudiado). La fuente de datos utilizada determina que nuestra aproximación a los mecanismos señalados se realice en el corto plazo ya que se dispone de un seguimiento de pocos años para cada individuo.

En primer lugar se describe la metodología para, a continuación, presentar los resultados en tres apartados que se corresponden con los eventos analizados. Cada apartado se divide a su vez en procesos de causalidad y procesos de selección.

2.- Datos

Los datos proceden de la muestra española de datos longitudinales de la encuesta panel sobre Condiciones de vida en la Unión Europea (EU-SILC) para el periodo 2004-2009. La unidad de muestreo es el hogar, siendo entrevistados los individuos mayores de 15 años. Cada hogar puede ser seguido como máximo a lo largo de cuatro años consecutivos, lo que implica que en cada edición de la encuesta se renueva como mínimo un 25% de la muestra.

³ La salud es un estado de completo bienestar físico, mental y social, y no solamente la ausencia de afecciones o enfermedades (OMS, 1946).

En los casos en que uno o varios miembros de un hogar pasan a formar parte de otro se siguió a los individuos en sus nuevos hogares cuando fue posible. Las muestras anuales varían en función de los individuos que permanecen en el panel (Figura 1). El análisis incluye solo a los individuos que participan en un mínimo de dos ediciones de la encuesta.

Figura 1.- Esquema de participación en la muestra española de EU-SILC 2004-2009 (edades 20-54)

						Individuos participaron en un mínimo de dos ediciones			
2004	2005	2006	2007	2008	2009	Hombres	% sobre la muestra inicial	Mujeres	% sobre la muestra inicial
■	■	■	■			2314	82%	2408	84%
	■	■	■	■		2252	85%	2254	86%
		■	■	■	■	2242	86%	2291	86%
			■	■	■	2406	88%	2561	89%
				■	■	2375	85%	2466	86%
Total						11589	85%	11980	86%

Fuente: EU-SILC.

A continuación se describen las variables de análisis: eventos familiares, estado de salud y variables de control. Entre estas últimas hay algunas comunes a todos los modelos y algunas específicas para algunos modelos:

Eventos familiares

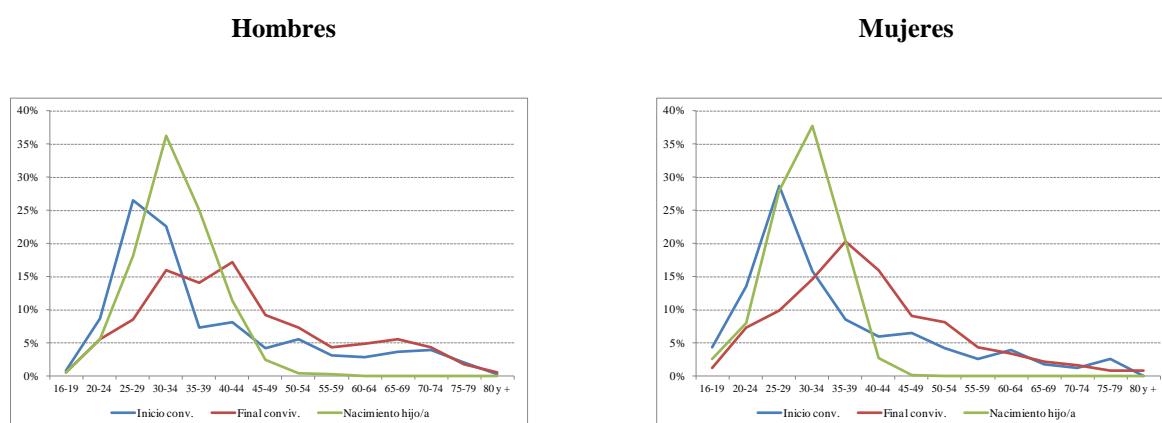
Los eventos familiares analizados son tres: el inicio y la finalización de la convivencia en pareja (cohabitación o matrimonio), y el nacimiento de un hijo biológico. Estos eventos funcionan como variable independiente o dependiente en los modelos según el mecanismo estudiado (causalidad o selección). En los modelos de causalidad se diferencia entre efectos inmediatos o efectos diferidos (años posteriores a la experimentación del evento) sobre la salud. Por ejemplo, el nacimiento de un hijo puede tener un efecto inmediato observable en la primera edición de la encuesta en la que aparece el menor en el hogar o un efecto observable en años posteriores. En los modelos de selección se trata de averiguar la influencia de la salud sobre la probabilidad de experimentar esos eventos.

El universo poblacional estudiado varía según el evento. En el caso del inicio de la convivencia, la población de referencia son los individuos que en su primera participación en la encuesta no convivían en pareja. Para la finalización de la convivencia se han tomado

como referencia los individuos que en su primera participación ya convivían en pareja. Por último, en el caso del nacimiento de un hijo, se analizan los individuos que se mantienen conviviendo en pareja a lo largo de todo el período de seguimiento. En este caso no se tienen en cuenta los progenitores solteros ya que representan un porcentaje residual en la encuesta (sólo un 0,8% de los individuos menores de 50 años que no conviven en pareja tuvo un hijo).

La Figura 2 muestra la distribución por edad de los eventos observados en hombres y mujeres. La Tabla 1 resume las características de las poblaciones estudiadas por evento familiar, estado de convivencia, edad y sexo. La distribución por edad de los eventos analizados es el criterio que se sigue para seleccionar las poblaciones de estudio. Así, el inicio de la convivencia en pareja se estudia entre las edades 20 y 39. Entre estas edades se producen el 65% de los eventos para los hombres y 67% para las mujeres (sobre un total de 380 eventos entre los varones y 384 entre las mujeres). Para la finalización de la convivencia en pareja se estudian las edades 25-54 que concentran el 72% de los eventos entre los hombres y el 78% entre las mujeres (de un total de 163 y 232 eventos respectivamente). Para los nacimientos se estudian rangos de edades diferentes para hombres y mujeres: 25-44 para los hombres y 20-39 para las mujeres. Estos rangos de edades concentran el 91% de los casos entre los hombres y el 94% entre las mujeres (de un total de 721 y 786 eventos para hombres y mujeres respectivamente).

Figura 2.- Distribución por edad de los eventos familiares según sexo. España 2004-2009



Fuente: EU-SILC.

Tabla 1.- Perfil de las poblaciones objetivo según evento familiar

	Situación de pareja (1era participación EU-SILC)	Sexo	Rango de edades	Núm. Individuos	Núm eventos
Inicio convivencia en pareja	No convivir en pareja	Hombre	20-39	4528	248
		Mujer	20-39	4042	256
Final convivencia en pareja	Convivir en pareja	Hombre	25-54	6764	118
		Mujer	25-54	7417	181
Nacimiento de hijo/a	Convivir en pareja durante todo el seguimiento	Hombre	25-44	5230	654
		Mujer	20-39	6018	741

Fuente: EU-SILC

Estado de salud

Como indicador del estado de salud se ha tomado la salud autopercebida a partir de la pregunta: “¿Cómo es su salud en general? (muy buena, buena, regular, mala, muy mala)”. Las categorías de respuesta han sido agrupadas en dos estados: buena salud (muy buena o buena) y mala salud (regular, mala o muy mala). Lógicamente este indicador es la variable dependiente en los modelos de causalidad y una variable independiente en los modelos de selección.

Variables de control

Nivel educativo.- La respuesta a la pregunta “¿Cuál es el mayor nivel de formación que ha alcanzado?” ha sido agrupada en tres categorías: estudios obligatorios (primarios o secundarios), estudios secundarios no obligatorios, y estudios universitarios.

Edad.- Grupo de edad al cual pertenecía el entrevistado en la primera edición de la encuesta en la que es observado.

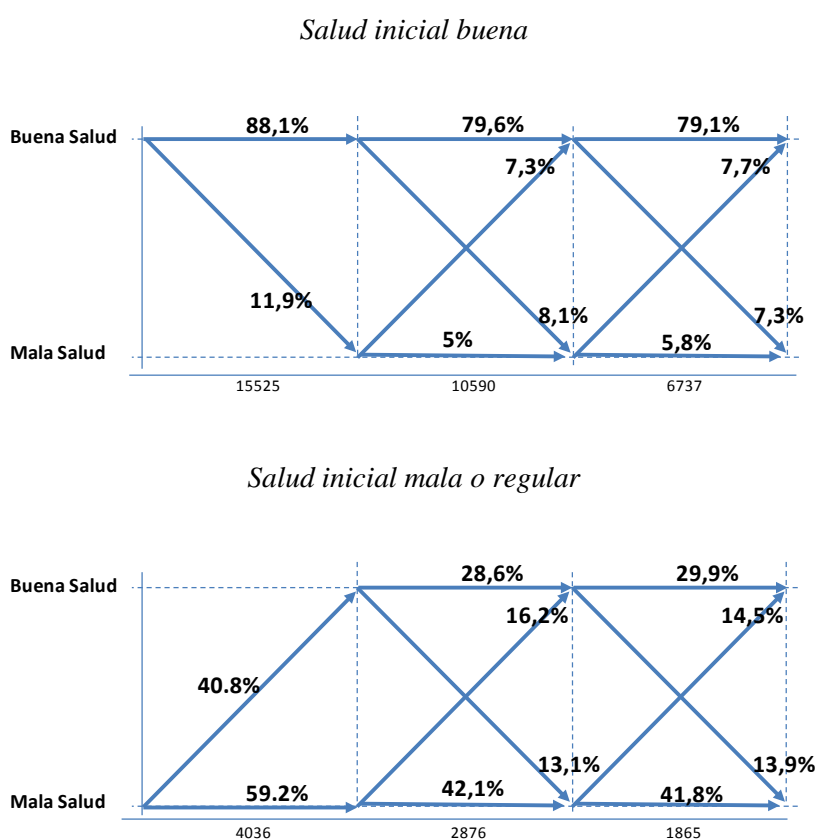
Relación con la actividad.- Se han distinguido cuatro situaciones: trabajando, desempleado, dedicación a las tareas domésticas y otras situaciones. La dedicación a las tareas domésticas no ha sido incluida en los modelos masculinos debido al número residual

de hombres que declaran este tipo de relación con la actividad (un total de 54 en el conjunto del panel).

Número de hijos en el hogar.- Esta variable se introduce sólo en los modelos que analizan los eventos post-emancipatorios (final de convivencia en pareja y nacimiento de hijos). La variable cuenta con las siguientes categorías: ninguno, uno, y dos o más.

Salud al inicio de la encuesta.- En la Figura 3 se muestra que un buen estado inicial de salud tiende a mantenerse a lo largo de los años de la encuesta, mientras que un mal estado inicial se asocia a pautas cambiantes en el tiempo y a porcentajes más altos de mala salud en observaciones sucesivas. Con esta variable se pretende controlar el posible efecto de las trayectorias de salud previas a la encuesta.

Figura 3.- Transiciones de salud según estado inicial (edades 20-54). España 2004-09



Fuente: EU-SILC.

Esta variable sólo se incluye en los modelos de causalidad para prevenir posibles problemas de colinealidad en los modelos de selección (colinealidad entre esta variable y la de salud dinámica en el tiempo descrita anteriormente). Entre los individuos que experimentan cualquiera de los eventos familiares entre la primera y la segunda observación ambas variables de salud serían equivalentes.

3.- Metodología

Se utilizan modelos de tipo logit para datos de tipo panel con efectos aleatorios. Esta metodología permite corregir el posible sesgo originado por el diferente número de observaciones disponibles para cada individuo a lo largo del periodo de la encuesta (2004-2009). El estado de salud declarado en la primera observación disponible para cada individuo sirve como categoría de referencia. Con respecto a esa primera observación se analizan los cambios en el estado de salud (buena o mala) en función de las transiciones familiares experimentadas (unión, ruptura, tener un hijo). Estas transiciones se pueden dar en n-1 momentos, siendo n el número total de observaciones disponibles en la encuesta para cada individuo. Cuando un individuo experimenta un cambio de estado familiar deja de seguirse en el análisis del mecanismo de selección, mientras que en el caso de la causalidad se analizan todas las observaciones disponibles para cada individuo.

En el caso de las variables dependientes, tanto en los modelos de selección como en los de causalidad, se toma como referencia la información en el momento t+1, para recoger un posible cambio de estado entre los momentos t y t+1. En cambio, en el caso de las variables independientes, se toma como referencia la información en el momento t, previo a la posible experimentación del cambio. Las variables edad y “Salud en la primera edición de la encuesta” no cambian en el tiempo y se refieren a la primera observación disponible para cada individuo en la encuesta (Ecuación 1).

Ecuación 1:

$$V. \text{ Depen. } (t+1) = \beta_1 * V. \text{ Indep.}_1 (t) + \beta_2 * V. \text{ Indep.}_2 (t) + \dots + \beta_j * V. \text{ Indep.}_j (t) \\ + \beta_{j+1} * \text{Salud Inicial } (1) + \beta_{j+2} * \text{Edad Inicial } (1)$$

Donde j = Número de variables independientes que varían en el tiempo

4.- Resultados

4.1.- Inicio de la convivencia en pareja

Los coeficientes para los modelos de selección y causalidad se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2.- Coeficientes para los modelos de Selección y Causalidad para el inicio de convivencia en pareja, edades 20-39. España 2004-09

Selección (Variable dependiente: Inicio convivencia) (Modelo 1)						Causalidad (Variable dependiente: Mala salud) (Modelo 2)					
		Hombres		Mujeres				Hombres		Mujeres	
		Coef.	Sign.	Coef.	Sign.			Coef.	Sign.	Coef.	Sign.
						Inicio convivencia (Ref: No)	Sí (inmediato)	0,10		-0,20	
							Sí (corto plazo)	0,39		0,57	
Salud (Ref: Bueno)	Malo	-0,22		0,19		Salud* (Ref: Bueno)	Malo	3,34	***	3,05	***
Nivel educativo (Ref: Obligat.)	Secundario	-0,11		0,36		Nivel educativo (Ref: Obligat.)	Secundario	0,59	**	-0,53	*
	Universitario	0,11		0,47	†		Universitario	-1,30	***	-0,93	***
Relación actividad (Ref: Ocupado/a)	Desempleo	-0,35		0,31	†	Relación actividad (Ref: Ocupado/a)	Desempleo	0,51	**	0,85	***
	Tareas del hogar	-	-	0,49			Tareas del hogar	-	-	0,01	
	Otra situación	-1,54	***	-1,49	***		Otra situación	-0,03		-0,07	
Edad (Ref: 20-25)	25-29	1,53	***	0,65	***	Edad (Ref: 20-25)	25-29	0,49	**	0,28	
	30-34	1,76	***	0,51	**		30-34	1,00	***	1,02	***
	35-39	1,04	***	-0,13			35-39	1,58	***	1,42	***
Constante		-4,15	***	-3,52	***	Constante		-3,88	***	-3,69	***

(*) Estado de salud en la primera participación en la encuesta.

Fuente: EU-SILC.

Coeficientes positivos indican mayor probabilidad, tanto de experimentar el evento familiar en cuestión como de declarar mala salud, respecto a la categoría de referencia, mientras que los negativos indican probabilidades menores. El modelo 1 (selección) indica que el estado de salud no influye significativamente sobre la probabilidad de iniciar la convivencia en pareja una vez controladas el resto de variables. Éstas muestran diverso

grado de influencia entre hombres y mujeres. Entre los hombres, las probabilidades de inicio de la convivencia aumentan con la edad respecto al grupo de referencia (20-24), dándose la mayor probabilidad en el grupo 30-34. Entre las mujeres, aquellas con estudios universitarios y las desempleadas muestran una mayor probabilidad de iniciar la convivencia en pareja, aunque con niveles de significación estadística bajos. Esta significación resulta alta entre las mujeres que se encuentran en otra situación de actividad. Además, las mujeres de 25 a 29 años muestran la mayor probabilidad de inicio de la convivencia respecto de las de 20-24 años.

En los modelos de causalidad (modelo 2), se observan patrones más homogéneos entre hombres y mujeres. Existen diferencias en la influencia de la convivencia en pareja sobre la salud aunque los coeficientes no son estadísticamente significativos.

Entre las variables de control la más influyente es el estado de salud inicial, tanto para los hombres como para las mujeres. Los entrevistados con mala salud de partida tienen mayor probabilidad de seguir en un estado de mala salud (coeficientes de 3,34 y 3,05 respectivamente para hombres y mujeres con respecto a la categoría de referencia, buena salud). En línea con trabajos anteriores, se observa que a mayor nivel educativo, menor probabilidad de padecer un estado de mala salud (Marmot, 2005). Los individuos desempleados presentan una mayor probabilidad de mala salud que los que se encuentran trabajando. Este resultado es compartido para hombres y mujeres. Finalmente, los resultados para la edad son los esperados: a mayor edad, mayor probabilidad de mala salud.

4.2.- Final de la convivencia en pareja

Los modelos de selección (Tabla 3; modelo 3) vuelven a mostrar diferencias entre hombres y mujeres. La mala salud determina una mayor probabilidad de finalizar la convivencia entre los hombres aunque con baja significación estadística ($\beta=0,57$; ($<0,1$)).

La edad no es significativa en ningún caso para los hombres, mientras que entre las mujeres se observa menor probabilidad de finalizar la unión en las edades más avanzadas (de 45 a 54 años), con un nivel bajo de significatividad ($<0,1$). Hombres y mujeres que conviven con hijos presentan menor probabilidad de finalizar la convivencia.

En cuanto a los modelos de causalidad (modelo 4), entre los hombres la finalización de la convivencia no tiene un efecto significativo sobre su salud en el corto plazo. En el caso de las mujeres se observa un incremento significativo de la probabilidad de mala salud. Este efecto no es inmediato sino que se observa en los años posteriores al evento ($\beta = 0,89$), aunque siempre nos referimos a un efecto en el corto plazo. Además se observan diferencias entre hombres y mujeres en función de la convivencia con hijos. Mientras que entre los hombres convivir con hijos no influye sobre la probabilidad de mala salud, entre las mujeres se observa un efecto protector de la convivencia con dos o más hijos.

Tabla 3.- Coeficientes para los modelos de Selección y Causalidad para el final de convivencia en pareja, edades 25-49. España 2004-09

Selección (Variable dependiente: Inicio convivencia) (Modelo 3)						Causalidad (Variable dependiente: Mala salud) (Modelo 4)					
		Hombres		Mujeres				Hombres		Mujeres	
		Coef.	Sign.	Coef.	Sign.			Coef.	Sign.	Coef.	Sign.
						Final convivencia (Ref: No)	Sí (inmediato)	0,48		0,35	
							Sí (corto plazo)	0,06		0,89	*
Salud (Ref: Bueno)	Malo	0,57	†	-0,37		Salud* (Ref: Bueno)	Malo	2,66	***	2,98	***
Nivel educativo (Ref: Obligat.)	Secundario	-0,10		0,29		Nivel educativo (Ref: Obligat.)	Secundario	-0,46	***	-0,48	***
	Universitario	0,17		-0,10			Universitario	-0,99	***	-1,01	***
Relación actividad (Ref: Ocupado/a)	Desempleo	0,63		0,30		Relación actividad (Ref: Ocupado/a)	Desempleo	0,69	***	0,36	**
	Tareas del hogar	-	-	-0,55			Tareas del hogar	-	-	0,13	
	Otra situación	0,04		-0,40			Otra situación	1,67	***	0,38	**
Núm. Hijos (Ref: Ninguno/a)	Uno/a	-0,67	†	-0,92	*	Núm. Hijos (Ref: Ninguno/a)	Uno/a	0,06		-0,07	
	Dos o más	-1,27	**	-0,79	*		Dos o más	0,01		-0,23	*
Edad (Ref: 25-29)	30-34	0,08		-0,26		Edad (Ref: 25-29)	30-34	0,29		0,20	
	35-39	-0,43		0,22			35-39	0,93	***	0,86	***
	40-44	-0,32		-0,22			40-44	1,04	***	0,86	***
	45-49	-0,41		-1,04	†		45-49	1,23	***	1,27	***
	50-54	-0,957		-1,35	†		50-54	1,51	***	1,48	***
Constante		-4,10	***	-4,09	***	Constante		-3,55	***	-3,08	***

(*) Estado de salud en la primera participación en la encuesta.

Fuente: EU-SILC.

Para el resto de variables analizadas (salud inicial, nivel educativo, número de hijos y edad) los resultados son similares a los encontrados en el inicio de la convivencia.

4.3.- Nacimiento de un hijo

El modelo 5 (tabla 4) ilustra nuevamente un mayor efecto de selección por salud entre los hombres: Un mal estado de salud reduce las probabilidades de tener un hijo ($\beta=-0,53$).

Tabla 4.- Coeficientes para los modelos de Selección y Causalidad para el nacimiento de un hijo, edades 20-44. España 2004-09

Selección (Variable dependiente: Inicio convivencia) (Modelo 5)						Causalidad (Variable dependiente: Mala salud) (Modelo 6)					
		Hombres		Mujeres				Hombres		Mujeres	
		Coef.	Sign.	Coef.	Sign.			Coef.	Sign.	Coef.	Sign.
						Nacim. Hijo/a (Ref: No)	Sí (inmediato)	0,09		-0,23	†
							Sí (corto plazo)	0,28		-0,01	
Salud (Ref: Bueno)	Malo	-0,53	**	-0,25		Salud* (Ref: Bueno)	Malo	2,69	***	2,84	***
Nivel educativo (Ref: Obligat.)	Secundario	-0,12		-0,06		Nivel educativo (Ref: Obligat.)	Secundario	-0,45	***	-0,49	**
	Universitario	-0,03		0,29			Universitario	-1,06	***	-0,93	***
Relación actividad (Ref: Ocupado/a)	Desempleo	-0,30		0,31		Relación actividad (Ref: Ocupado/a)	Desempleo	0,76	***	0,45	**
	Tareas del hogar	-	-	0,47	**		Tareas del hogar	-	-	0,10	
	Otra situación	-0,10		0,41			Otra situación	1,69	***	0,15	
Núm. Hijos (Ref: Ninguno/a)	Uno/a	0,039		0,03		Núm. Hijos (Ref: Ninguno/a)	Uno/a	0,01		-0,14	
	Dos o más	-1,822	***	-2,16	***		Dos o más	-0,06		-0,24	
Edad (Ref: 25-29 hombres, 20-24 mujeres)	30-34 / 25-29	-0,06		0,08		Edad (Ref: 25-29 hombres, 20-24 mujeres)	30-34 / 25-29	0,40		0,00	
	35-39 / 30-34	-0,53	**	-0,19			35-39 / 30-34	1,09	***	0,15	
	40-44 / 35-39	-1,47	***	-0,92	**		40-44 / 35-39	1,23	***	0,76	*
Constante		-1,58	***	-1,87	***	Constante		-3,73	***	-2,87	***

(*) Estado de salud en la primera participación en la encuesta.

Fuente: EU-SILC.

En relación a las variables de control, el hecho de convivir con dos o más hijos y la edad son los factores que muestran un mayor efecto sobre la probabilidad de tener un hijo en ambos sexos. Como era de esperar, convivir con dos o más hijos reduce la probabilidad de tener otro. En cuanto a la edad, tanto los hombres como las mujeres mayores de 35 años disminuyen sus probabilidades de tener un hijo respecto al grupo de edad de referencia (25-29 en los hombres y 20-24 en las mujeres).

La relación con la actividad influye en la probabilidad de tener un hijo entre las mujeres. Las que se dedican a las tareas domésticas muestran mayores probabilidades de experimentar el evento respecto a las que se encuentran trabajando.

El modelo de causalidad (modelo 6) muestra un efecto protector inmediato sobre la salud de las mujeres ($\beta=-0,23$) de baja significación estadística, mientras que entre los hombres no se observa ningún efecto significativo.

Por último, las variables de control muestran el mismo patrón observado hasta el momento (influencia negativa de un mal estado inicial de salud; ventaja de los niveles educativos superiores y de los individuos que declaran estar trabajando; aumento progresivo de las probabilidades de mala salud con la edad), presentando patrones similares en hombres y mujeres. En este caso la convivencia con hijos no presenta efectos estadísticamente significativos.

5.- Conclusiones y discusión

En este trabajo se ha analizado la relación entre tres importantes transiciones familiares (inicio y finalización de la convivencia en pareja y nacimiento de un nuevo hijo) y la salud autopercibida en España a través de los datos longitudinales de la encuesta EU-SILC entre 2004 y 2009. Se han utilizado variables de control para las que los resultados han sido los esperados: incremento de las probabilidades de mala salud con la edad, menor probabilidad de mala salud en los niveles educativos más altos y situación ventajosa de las personas que trabajan. Dentro de la relación estudiada se han explorado mecanismos de selección (cómo afecta el estado de salud a la probabilidad de experimentar los eventos familiares) y de causalidad (cómo estos eventos afectan al estado de salud) en el corto plazo. Ambos mecanismos intervienen en la relación entre transiciones familiares y salud si bien de manera diferenciada entre hombres y mujeres, al menos en el corto plazo. En el caso de los

hombres hay evidencias consistentes de efectos de selección y causalidad mientras que las mujeres españolas únicamente muestran indicios de efectos de causalidad.

En términos de selección dos de los tres eventos analizados, finalización de la convivencia y nacimiento de un hijo/a (eventos post-emancipatorios), se ven influidos por el estado de salud en el caso de los hombres pero no entre las mujeres. En el caso masculino se ha observado que la salud no es un condicionante de la entrada en convivencia en pareja sin que pueda establecerse ningún tipo de hipótesis general al respecto debido a la naturaleza del evento registrado en la fuente. Al menos en España el inicio de la relación de pareja se suele producir bastante antes que el inicio efectivo de la convivencia (Castro-Martín et al., 2008). Por este motivo cabe suponer que una parte importante de los individuos que no inician una relación de convivencia a lo largo del periodo de seguimiento sí se encuentran en una relación de pareja que puede ser más o menos prolongada en el tiempo. Además, esta diferencia entre el inicio de la relación y el de la convivencia puede provocar que cualquier proceso de selección por salud opere antes de la cohabitación o el matrimonio. Aunque esta circunstancia también puede producirse en la finalización de la convivencia (es decir, la ruptura puede darse varios años después del inicio del deterioro de la relación de pareja; Solsona, 2009) tanto este evento como el nacimiento de un hijo nos parecen *a priori* mejor identificables temporalmente. Esto contribuye probablemente a que ambos eventos muestren efectos estadísticamente significativos tanto en términos de causalidad como de selección.

Un mal estado de salud (autopercebido) aumenta la probabilidad de finalizar la convivencia y reduce las de tener un hijo para los hombres. Complementariamente, los hombres con buena salud tienen mayores probabilidades de experimentar esas transiciones familiares. En ambos casos se analizan individuos que parten de un estado de convivencia en pareja y que por tanto han estado expuestos al mismo grado de una hipotética selección por salud en el mercado matrimonial (no observada en nuestros resultados pero sí constatada en estudios previos de otros países; Joung et al., 1998; Brockmann y Klein, 2004; Hammarström y Janlert, 2005). Si éste fuera el caso, nuestros resultados sugieren que los hombres están expuestos a un proceso de selección por salud continuo durante las diferentes etapas relacionadas con la formación de una nueva familia.

Este hecho puede relacionarse probablemente con el propio concepto de masculinidad y los roles de género definidos dentro del hogar (MacInnes, 1998). Por ejemplo, el papel de proveedor de recursos económicos en el hogar está estrechamente asociado a la capacidad

del hombre para participar en el mercado laboral. A su vez, esta participación está altamente condicionada por el estado de salud de los individuos y, en conclusión, los hombres cuya salud garantiza su potencial rol de *breadwinners* tienen mayor probabilidad de mantener una relación de pareja y tener descendencia en el marco de esa relación.

En términos de causalidad los resultados más destacados también se refieren a diferencias entre hombres y mujeres. El final de la convivencia sólo afecta negativamente a la salud de las mujeres, al menos en el corto plazo. Son numerosos los estudios previos que han apuntado el hecho de que un proceso de separación/divorcio afecta más negativamente al estatus socioeconómico de las mujeres, razón propuesta para explicar el mayor desgaste de su salud (Hughes y Waite, 2009; Liu, 2012). A esto hay que añadir el posible efecto de las cargas familiares. Por ejemplo, en España la mayoría de procesos de ruptura de una pareja con hijos van seguidos de la concesión de la custodia a las madres. Esta doble carga (económica y familiar) acabaría afectando negativamente a su estado de salud (Hughes y Waite, 2009; Gumà et al., en prensa).

Algo parecido, aunque en sentido contrario, sucede con el nacimiento de un hijo cuyo efecto protector sobre la salud autopercebida de las mujeres puede estar de nuevo relacionado con los roles de género del hogar. Los estudios de género muestran la fuerza de la maternidad en la construcción de la identidad femenina lo cual explicaría su efecto protector inmediato sobre la salud subjetiva de las mujeres. Ese efecto, no obstante, desaparece en el corto plazo probablemente debido a la carga de trabajo asociada a la crianza en los primeros años. Esa carga podría verse aliviada en primer lugar por el permiso de maternidad y agravada posteriormente por la reincorporación de la mujer al trabajo remunerado.

Nuestros resultados evidencian que tanto el mecanismo de selección como el de causalidad operan en la relación entre los eventos familiares que definen la estructura de un hogar y el estado de salud subjetivo de los individuos, aunque con diferencias entre hombres y mujeres. En general, los procesos de causalidad muestran resultados más significativos aunque la magnitud de los mecanismos de selección no es totalmente captada debido a la naturaleza de los datos utilizados. En primer lugar se cuenta con un seguimiento máximo de cuatro años para cada individuo lo cual limita la observación de posibles efectos de selección a medio plazo como ya se ha comentado en el caso del inicio de la convivencia en pareja. En segundo lugar cabe recordar que este trabajo sólo aborda el mecanismo de selección directa. Teniendo en cuenta que el perfil de morbilidad de las poblaciones adultas

se caracteriza por bajas prevalencias de mala salud autopercibida (Gumà y Cámara, en prensa) futuros estudios deberían incluir indicadores de comportamientos de riesgo (dieta, consumo de tabaco, alcohol y drogas, etc) que son predictores de la salud a más largo plazo. Asimismo, se ha de considerar el estrecho vínculo entre los eventos familiares analizados. Generalmente, la secuencia de eventos familiares comienza con el establecimiento y la consolidación de la relación de pareja y, posteriormente, se toma la decisión de tener hijos. Por tanto, los procesos de selección y causalidad de eventos familiares anteriores inciden necesariamente sobre los eventos que se experimentan posteriormente. Los individuos que conviven en pareja y que deciden tener un hijo, además del efecto de selección y de causalidad relacionados con este evento familiar, han estado también expuestos a los efectos de selección y de causalidad vinculados al inicio y mantenimiento de la relación de pareja a la cual pertenecen. De este modo, se produce un efecto acumulativo asociado con la trayectoria familiar a lo largo del tiempo.

En resumen, entre los hombres el ya conocido efecto protector de la convivencia en pareja sobre su salud (Waite, 1995; Wade y Pevalin, 2004; Martikainen et al., 2005) se combinaría con un proceso de selección por salud prácticamente continuo y que condicionaría sus probabilidades de experimentar sucesivos eventos familiares post-emancipatorios. Esto contribuiría a explicar los resultados de anteriores trabajos que mostraban un beneficio mayor y más inmediato de la convivencia en pareja para los hombres (Waite, 1995; Lillard y Panis, 1996). En nuestra opinión, más que un efecto de causalidad inmediato, lo que se refleja en esos resultados es un mayor componente de selección que prioriza la entrada en pareja de los hombres con mejor salud. Dicho de otro modo, los hombres que no conviven en pareja representarían, en parte, un segmento de la población seleccionado en función de una peor salud. Posteriormente, el efecto de causalidad de la convivencia mantendría o reforzaría la diferenciación establecida entre los dos grupos de hombres en función de la selección previa.

En cuanto a las mujeres, su salud se ve penalizada por los cambios derivados de la finalización de la convivencia en pareja (menor estatus socioeconómico, incremento de la carga derivada del hogar, etc). Por el contrario su percepción de la salud mejora o no varía ante el nacimiento de un hijo. Esto último se relaciona probablemente con la asunción natural del papel de cuidadoras principales combinado en España con los efectos del permiso de maternidad de cuatro meses. Esto nos lleva a reflexionar sobre el efecto que las desigualdades de género tienen sobre la salud de las mujeres. El hecho de tener asumido su

rol como cuidadoras de los hijos (McDonald 2000, Goldscheider 2000) provoca que la carga derivada de este tipo de tareas tenga una menor influencia sobre su percepción de la salud. Naturalmente esto no significa que esa carga sea positiva en términos de salud ni de igualdad. Por ejemplo, la menor participación de las mujeres españolas en el mercado laboral conlleva que, en el caso hipotético de la ruptura de la convivencia en pareja, éstas se vean expuestas a una situación de mayor vulnerabilidad social que finalmente afecta negativamente a su salud. Por tanto, podemos concluir que el beneficio sobre la salud femenina de la convivencia en pareja es menor que en el caso masculino (Waite, 1995; Wade y Pevalin, 2004; Joutsenniemi, 2007), mientras que la finalización de esta convivencia lleva a las mujeres a una situación de desventaja que acaba influyendo negativamente sobre su salud incluso en el corto plazo.

Estas conclusiones deberían ser complementadas en el futuro mediante datos longitudinales de mayor recorrido temporal para poder estudiar las diferentes etapas familiares a partir del seguimiento de los mismos individuos, más allá del estudio parcial de las transiciones familiares realizadas en este trabajo. Además, hay que tener en cuenta el hecho de que aunque las tres transiciones analizadas son de carácter universal en los países occidentales, el caso español muestra algunas especificidades que podrían condicionar los resultados del análisis de selección y causalidad.

Referencias bibliográficas:

- ARTAZCOZ, L.; ARTIEDA, L.; BORRELL, C.; CORTÈS, I.; BENACH J.; GARCÍA, V. (2004). "Combining job and family demands and being healthy". *European Journal of Public Health*, 14, pp. 43-48.
- BARTLETT E.E. (2004). "The effects of fatherhood on the health of men: a review of the literature". *The Journal of Men's Health and Gender*, 1 (2), pp. 159-169.
- BROCKMANN, H.; KLEIN, T. (2004). "Love and death in Germany: The marital biography and its effect on mortality". *Journal of Marriage and Family*, 66, pp. 567-581.
- CASTRO-MARTÍN, T.; DOMÍNGUEZ-FOLGUERAS, M.; MARTÍN-GARCÍA, T. (2008). "Not truly partnerless: non-residential partnerships and retreat from marriage in Spain". *Demographic Research*, 18, pp. 443-468.
- CHILCOAT, H. D.; BRESLAU, N. (1996). "Alcohol disorders in young adulthood: effects of transitions into adult roles". *Journal of Health and Social Behavior*, 37, pp. 339-349.
- DUNCAN, G.; WILKERSON, B.; ENGLAND, P. (2006). "Cleaning up their act: The effects of marriage and cohabitation on licit and illicit drug use". *Demography*, 43, pp. 691-710.
- DURÁN, M. A. (1999). *The future of work in Europe (Gendered patterns of time distribution)*. Bruselas: European Commission, Directorate General for Employment, Industrial Relations and Social Affairs.
- EGGEBEEN, D.J.; KNOESTER, C. (2001). "Does fatherhood matter for men?". *Journal of Marriage and Family*, 63, pp. 381-393.
- EVANS, T.; WHITEHEAD, M.; DIDERICHSE, F.; BHUIYA, A.; WIRTH, M. (2001). *Challenging inequalities in health*. Oxford: Oxford University Press.
- FU, H.; GOLDMAN, N. (1996). "Incorporating health into models of marriage choice: demographic and sociological perspectives". *Journal of Marriage and Family*, 58 (3), pp. 740-758.
- GOLDSHEIDER, F. K. (2000). "Men, children and the future of the family in the third millennium". *The Futurist*, 32, pp.527-538.
- GUMÀ, J.; CÁMARA, A.D. (en prensa). "¿Informa la salud autopercibida sobre las condiciones objetivas de salud? Algunas conclusiones a partir del análisis demográfico de microdatos de la Encuesta Nacional de Salud". *Revista de Estadística Española*.
- GUMÀ, J.; TREVIÑO, R.; CÁMARA, A.D. (en prensa). "Posición en el hogar y género: desigualdades en la calidad de vida relacionada con la salud entre la población adulta en España". *Revista Internacional de Sociología*.
- HAMMARSTRÖM, A.; JANLERT, U. (2005). "Health selection in a 14-year follow-up study. A question of gendered discriminations?". *Social Science and Medicine*, 61, pp. 2221-2232.

HELBIG, S.; LAMPERT, T.; KLOSE, M.; JACOBI, F. (2006). "Is parenthood associated with mental health?". *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 41 (11), pp. 889-896

HUGHES, M.E.; WAITE, L.J. (2002). "Health in household context: Living arrangements and health in late middle age." *Journal of Health and Social Behavior* 43, pp.1-21.

HUGHES, M.; WAITE, L.; (2009). "Marital biography and health at mid-life". *Journal of Health and Social Behavior*, 50, pp. 344-358.

INE (online) Consulta el 27 de Noviembre de 2013. (<http://www.ine.es/prensa/np673.pdf>)

JOUNG, I.; DIKE, H.; STRONKS, K.; VAN POPPEL, F.; MACKENBACH, J. (1998). "A longitudinal study of health selection in marital transitions". *Social Science and Medicine*, 46 (3), pp. 425-435.

JOUTSENNIEMI, K. (2007). "Living arrangements and health.". PhD Dissertation. Department of Public Health. University of Helsinki, Helsinki.

KOBRIN, F. E.; HENDERSHOT, G.E. (1977). "Do family ties reduce mortality? Evidence from the United States, 1966-1968". *Journal of Marriage and the Family*, pp. 737-745.

KOSKINEN, S.; JOUTSENNIEMI, K.; MARTELIN, T.; MARTIKAINEN, P. (2007). "Mortality differences according to living arrangements". *International Journal of Epidemiology*, 36, pp. 1255-1264.

LILLARD, L.; WAITE, L. (1995). "Til death do us part: Marital disruption and mortality". *American Journal of Sociology*, 100 (5), pp. 1131-1156.

LILLARD, L.; PANIS, C. (1996). "Marital status and mortality: The role of health". *Demography*, 33 (3), pp. 313-327.

LIU, H. (2012). "Marital dissolution and self-rated health: Age trajectories and birth cohort variations". *Social Science and Medicine*, 74, pp. 1107-1116.

MARMOT, M.; RYFF, C. D.; BUMPASS, L. L.; SHIPLEY, M.; MARKS, N. F. (1999). "Social inequalities in health: next questions and covering evidence". *Social Science and Medicine*, 44 (6), pp. 901-910.

MARMOT, M.; WILKINSON, R. G. (1999). *Social determinants of health*. Oxford: Oxford University Press.

MARTIKAINEN, P.; MARTELIN, T.; NIHTILÄ, E.; MAJAMAA, K.; KOSKINEN, S. (2005). "Differences in mortality by marital status in Finland from 1976 to 2000: Analyses of changes in marital-status distributions, socio-demographic and household composition, and cause of death". *Population Studies*, 59 (1), pp. 99-115.

MCDONALD, P. (2000). "Gender equity in theories of fertility transition". *Population and Development Review*, 26 (3), pp. 427-440.

MACINNES, J. (1998). *The end of masculinity: The confusion of sexual genesis and sexual difference in modern society*. Buckingham: Open University Press.

MIROWSKY, J. (2005). "Age at first birth, health, and mortality". *Journal of Health and Social Behavior*, 1, pp. 32-50.

ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD-OMS (1946). *Preámbulo de la Constitución de la Organización Mundial de la Salud en la Conferencia Internacional sobre Salud*, New York, 19-22 Junio.

- OBSERVATORIO DE SALUD DE LA MUJER-OSM (2005). *Salud y Género 2005*. Madrid. Ministerio de Sanidad y Consumo. Consulta 15 de mayo 2013 (<http://www.msc.es/organizacion/sns/planCalidadSNS/pdf/eqidad/InfomeSaludyGenero2005.pdf>)
- SIEGRIST, J.; MARMOT, M. (2006). *Social inequalities in health*. Oxford: Oxford University Press.
- SOLSONA, M. (2009). "Narrar la propia biografía después de un divorcio. Notas de un estudio cualitativo de interés para la demografía". *Estudios Geográficos*, 70 (267), pp. 633-660.
- TEACHMAN, J. (2010). "Family life course statuses and transitions: relationships with health limitations". *Sociological Perspectives*, 53 (2), pp. 201-219.
- UMBERSON, D. (1987). "Family status and health behaviors: Social control as a dimension of social integration". *Journal of Health and Social Behavior*, 28, pp. 306-319.
- WADE, T.; PEVALIN, D. (2004). "Marital transitions and mental health". *Journal of Health and Social Behavior*, 45, pp. 155-170
- WAITE, L. (1995). "Does marriage matter?". *Demography*, 32 (4), pp. 483-507.
- WALDRON, I.; WEISS, C. C.; HUGHES, M. E. (1997). "Marital status effects on health: are there differences between never married women and divorced and separated women?". *Social Science and Medicine*, 45 (9), pp. 1387-1397.
- WANG, J.L. (2004). "The difference between single and married mothers in the 12-month prevalence of major depressive syndrome, associated factors and mental health service utilization". *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 39, pp. 29-42.