

Legazpe, Nuria

MUJER, TRABAJO Y FAMILIA EN ESPAÑA

El Trimestre Económico, vol. LXXXII (4), núm. 328, octubre-diciembre, 2015, pp. 873-896

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31343926005>

MUJER, TRABAJO Y FAMILIA EN ESPAÑA*

*Nuria Legazpe***

RESUMEN

El objetivo de este artículo es analizar los determinantes de las decisiones de participación laboral, convivencia en pareja y no maternidad de las mujeres en España. Para alcanzar este objetivo se ha explotado la Encuesta de Condiciones de Vida (EU-SILC, por sus siglas en inglés) (2005-2011) de la Oficina Europea de Estadística (Eurostat, por sus siglas en inglés). La estrategia empírica ha consistido en un modelo *probit trivariante*, lo que permite estimar las tres variables dependientes de manera simultánea. Los resultados muestran, entre otros datos, que las mujeres con mayor nivel educativo tienen mayor probabilidad de participar en el mercado de trabajo y no tener hijos, así como una menor probabilidad de cohabitar en pareja.

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse the changes in the determinants of the decision to participate in the labour market, union formation and non-maternity. We use the European Union Statistics on Income and Living Conditions Survey (2005-2011). The econometric technique is a trivariate probit model, which allows estimating the three dependent variables simultaneously. The results show, among other things,

* *Palabras clave:* participación laboral, cohabitación, no-maternidad, *probit trivariante*. *Clasificación JEL:* J12, J13, J22. Artículo recibido el 19 de septiembre de 2014 y aceptado el 4 de diciembre de 2014. El presente trabajo se inserta en el proyecto de investigación “El papel de la expansión educativa en la participación laboral de las mujeres y la formación de hogares”, ref. POII-2014-014-A, financiado por la Consejería de Educación, Cultura y Deportes de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha. La autora agradece los valiosos comentarios y sugerencias recibidos de María A. Davia.

** Departamento de Economía Española e Internacional, Econometría, Historia e Instituciones Económicas, Facultad de Ciencias Sociales-Cuenca (España), Universidad de Castilla-La Mancha (correo electrónico: Nuria.Legazpe@uclm.es).

that highly educated women are more likely to participate in the labour market and not to have children and less likely to live in a couple.

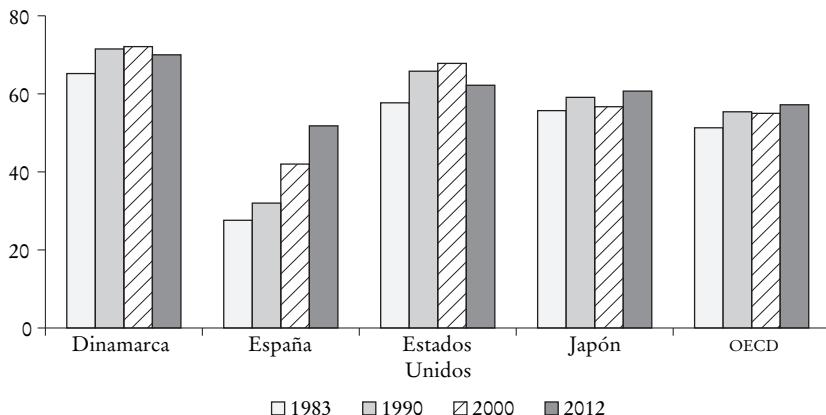
INTRODUCCIÓN

Uno de los rasgos más característicos de los mercados de trabajo de los países desarrollados a partir de la segunda mitad del siglo XX ha sido el importante aumento de la presencia de la mujer en el empleo remunerado. A principios de la década de 1980 en algunos países como los Estados Unidos, Japón o Dinamarca las mujeres ya presentaban una tasa de actividad superior a 50%. Sin embargo, en España este fenómeno se ha producido de manera tardía, aunque acelerada, en comparación con otros países desarrollados. En la década de 1970 España partía de niveles muy bajos de actividad femenina que se mantuvieron más o menos estables hasta mediados de la década de 1980. Fue a partir de la segunda mitad de esta década cuando se inicia un ascenso de las tasas de actividad femenina (véase gráfica 1); cabe destacar especialmente el aumento de la participación laboral de las madres casadas (Treviño *et al.*, 2007). A pesar de que la tasa de actividad femenina en España ha registrado un importante incremento, se sitúa como una de las más bajas de la UE-15, sólo por delante de Grecia e Italia.

Este aumento de la participación femenina en el mercado de trabajo ha tenido un importante impacto en las decisiones familiares, el cual se refleja en un descenso de la tasa bruta de nupcialidad¹ y en un retraso en la edad para contraer matrimonio. En 1980 la tasa bruta de nupcialidad en la UE-15 se situaba en 6.3 y las mujeres se casaban, en promedio, a los 23.3 años de edad; mientras que a principios del siglo XXI dicha tasa disminuía al 5.1, y la edad media del primer matrimonio era de 27.6 años de edad (Eurostat, 2006). Este retraso del calendario nupcial se ha visto acompañado de una acentuada caída de los niveles de fecundidad y un considerable retraso en el calendario de maternidad (Ortega y Kohler, 2001). En los últimos años, la opción de decidir no tener hijos se ha vuelto más aceptada socialmente y cada vez son más las mujeres que expresan de manera abierta su decisión deliberada de no tener hijos (Tanturri y Mencarini, 2008).

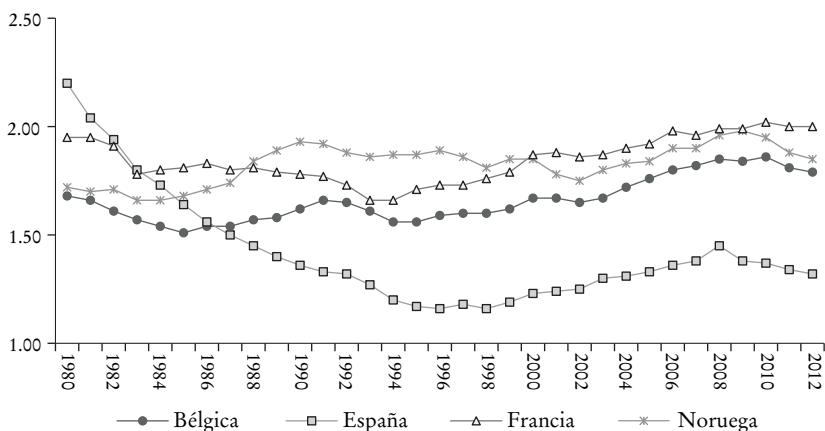
El descenso de la natalidad es una tónica clara en los países del arco mediterráneo. A principios de la década de 1980 la tasa de fecundidad en España

¹ Tanto por 1 000 de matrimonios.

GRÁFICA 1. *Tasa de actividad femenina*

FUENTE: OECD Employment Outlook.

se situaba en 2.2 hijos por mujer, lo que ubicaba a este país como el cuarto con mayor tasa de fecundidad de la UE-15. En la actualidad, sin embargo, España destaca por ser uno de los países que presentan una de las tasas más bajas, poco más de un hijo por mujer. Sin embargo, cabe destacar, éste no es un fenómeno generalizado en Europa, ya que la tasa de fecundidad se ha mantenido relativamente constante en Francia, e incluso ha aumentado en Bélgica y Noruega (véase gráfica 2). Por tanto, el caso de los países del sur de Europa, y concretamente el de España, resulta paradójico, ya que la reducción en la tasa de natalidad no ha sido acompañada por un aumento

GRÁFICA 2. *Tasa de fecundidad*

FUENTE: Eurostat.

relevante en las tasas de empleo femenino, como ha sucedido en los países del norte de Europa (Bettio y Villa, 1998; Del Boca, 2002).

El principal objetivo de este artículo es analizar los determinantes de las decisiones laborales, de convivencia en pareja y de no maternidad de las mujeres en España. La estrategia analítica se basará en la estimación de un modelo *probit trivariante*, lo cual permite incorporar determinantes comunes en las tres decisiones, y supone una importante contribución a la evidencia empírica desarrollada anteriormente en España, siendo uno de los primeros trabajos que analizan las tres decisiones de manera simultánea. Para realizar el análisis se utilizará la EU-SILC realizada por la Eurostat.

La estructura del artículo es la siguiente: luego de esta introducción, en la sección I se recogen diversos enfoques teóricos y una breve revisión de la evidencia empírica. En la sección II se presentan la base de datos y la muestra analizada. La sección III se dedica a la metodología y a los principales resultados obtenidos en la estimación del modelo *probit trivariante*. Por último, se presentan las conclusiones.

I. MARCO TEÓRICO Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

En las últimas décadas se han producido importantes cambios en las decisiones familiares en España: un retraso en la edad para contraer matrimonio y en la primera maternidad, así como un creciente número de parejas que optan por no tener hijos. Las razones de estos cambios son de índole muy diversa: desde razones económicas, como el aumento del nivel de escolaridad de las mujeres, que va acompañado de una mayor incorporación a un mercado de trabajo caracterizado por marcadas y crecientes tasas de desempleo y una acusada precariedad, especialmente agudas en el caso de las mujeres (European Commission, 2002; Consejo Económico Social, 2003), o el desarrollo del sector servicios y de las industrias que ha llevado a una rápida formación de una fuerza de trabajo femenina a escala mundial vinculada a estos sectores (Benería, 2003); hasta otras más personales, como los cambios producidos en los valores y preferencias en torno a la familia.

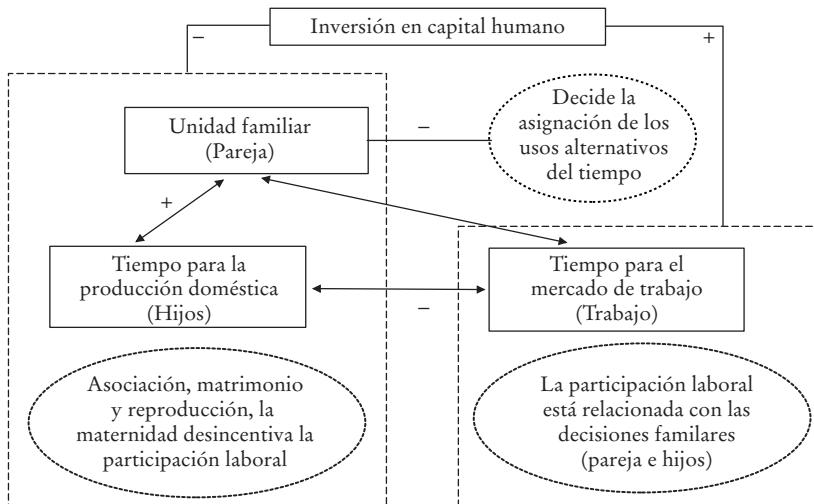
Desde el ámbito socioeconómico, el descenso del número de matrimonios y el incremento en el de parejas sin hijos puede ser explicado desde el marco teórico de la Nueva Economía de la Familia, desarrollado por Gary Becker en la década de 1970. En este enfoque la base del matrimonio

es la especialización de tareas por sexo. La división tradicional por sexos del trabajo tanto remunerado como doméstico, en un contexto en el que las mujeres apenas participaban en el mercado de trabajo y, por tanto, con frecuencia no aportaban renta al hogar, hacía que el matrimonio resultara “rentable” y casarse era una opción más interesante que permanecer soltera (Martínez-Pastor, 2008).

En el modelo de Becker, la unidad familiar (que, simplificando, se puede reducir a la pareja) decide el tiempo que dedica conjuntamente al mercado de trabajo (que financia la adquisición de bienes de mercado necesarios para producir bienes nacionales) y el que dedica a la producción interna (donde se incluye el tiempo dedicado a la crianza y la educación de los hijos). Cada miembro de la familia se especializará en la actividad en la que tenga mayor ventaja comparativa, es decir, mayor eficiencia o productividad, que viene dada por su *stock* de capital humano. Por tanto, el principal factor que contribuye a explicar la distribución del tiempo entre trabajo en el hogar y trabajo fuera del hogar es la dotación individual de capital humano. En el Modelo de Capital Humano, las inversiones que realizan las personas en este rubro tienen un impacto positivo sobre su productividad, en especial sobre aquella vinculada a la producción de mercado. Si el capital humano adquirido en el sistema escolar aumenta la productividad laboral más que la producción doméstica, su rentabilidad orientará la asignación del tiempo de las personas hacia el mercado de trabajo en lugar del ámbito doméstico (véase diagrama 1). Este planteamiento es coherente con la especialización tradicional de la producción en la pareja: las mujeres se especializan en la producción doméstica, en la que tienen además ventajas biológicas (en el nacimiento y primera crianza de los hijos), y los varones, que logran mayores salarios en el mercado,² ofertan más horas de trabajo en este último e invierten más en capital humano.

El planteamiento inicial de la Nueva Economía de la Familia contrasta con el hecho de que, en las últimas décadas, se ha producido un aumento de la inversión en escolaridad por parte de las mujeres en los países desarrollados, lo que les permite acceder a mejores oportunidades laborales, que aumentan el coste de oportunidad que tendrían que asumir si no participaran en el mercado de trabajo y se dedicases exclusivamente a la crianza de los hijos (Becker, 1993; Pollak, 1985). La expansión escolar que han experimen-

² Blau y Kahn (1992, 2003) ofrecen evidencia empírica sobre las diferencias salariales entre hombres y mujeres para diversos países desarrollados.

DIAGRAMA 1. *Modelo explicativo de las decisiones familiares*

FUENTE: Elaboración propia.

tado las mujeres incentiva así la participación laboral a expensas del trabajo no remunerado en el hogar.

Además, si la productividad laboral de las mujeres ya no dista tanto de la de los varones gracias a sus crecientes inversiones en capital humano, entonces la “rentabilidad” de la vida en pareja a la que se aludía antes es también menor que en épocas anteriores. De este contexto de mayor independencia económica de las mujeres y de la asignación de su tiempo más orientada al mercado de trabajo conforme aumenta su *stock* de capital humano, se desprende la relación negativa entre su nivel de escolaridad y la edad para contraer matrimonio o vivir en pareja, e incluso el acceso mismo al matrimonio (Baizán *et al.*, 2003). El retraso de la maternidad, que además es intensiva en trabajo doméstico, es una consecuencia inmediata de lo anterior, cuando no *natural*.

La evidencia empírica corrobora que la educación tiene un especial protagonismo en las decisiones laborales de las mujeres. Tanto los estudios realizados en América (Moffit, 1984; Klerman y Leibowitz, 1994; Paredes, 2003; y Emery y Ferrer, 2009), como los realizados en Europa (entre los que destacan Bratti *et al.*, 2005; Gutiérrez-Domènec, 2005a; Del Boca y Vuri, 2007; y Gregg *et al.*, 2007) coinciden en ver la escolaridad como uno de los determinantes del incremento de la actividad laboral femenina en las últi-

mas décadas. En la literatura académica sobre España, en la cual destacan los trabajos de Álvarez-Llorente (2002), De la Rica y Ferrero (2003), Alba y Álvarez-Llorente (2004) y Gutiérrez-Domènec (2005b), se obtienen resultados en línea con los de los estudios internacionales.

La inversión en escolaridad se traduce en mayores expectativas laborales y en la necesidad de consolidar la carrera profesional antes de formar una familia, lo que disminuye la probabilidad de iniciar una convivencia en pareja (Baizán *et al.*, 2003; Gustafsson y Worku, 2005). Además, al representar el trabajo fuera del hogar y el dedicado a la crianza de los hijos usos competitivos del tiempo, lleva a las mujeres más calificadas a retrasar las decisiones de maternidad, como se pone de manifiesto en trabajos que estudian países en concreto (Moffit, 1984 y Blackburn *et al.*, 1993, para los Estados Unidos; Francesconi, 2002, para Reino Unido; Castro-Martín, 1992; Álvarez-Llorente, 2002; Martín-García y Baizán, 2006; y Gutiérrez-Domènec, 2008, para España), así como los que abordan análisis comparativos (Del Boca *et al.*, 2005; Gustafsson y Worku, 2005; Nicoletti y Tanturri, 2008; y Del Boca y Sauer, 2009, entre otros).

Las mujeres más calificadas no sólo retrasan la maternidad, sino que incluso tienen mayor probabilidad de optar por no tener hijos. Las mujeres sin hijos tienden a concentrarse entre las que han realizado las mayores inversiones en capital humano o tienen una amplia carrera profesional (McAllister y Clarke, 1998). En algunos países desarrollados un tercio de las mujeres altamente calificadas no tienen hijos a lo largo de su vida fértil (González y Jurado-Guerrero, 2006). Por tanto, un alto nivel de escolaridad está asociado a una mayor probabilidad de no tener hijos, especialmente para las mujeres (Kneale y Joshi, 2008).

Para el caso de España, en Martín-García (2009) se analiza la relación entre el nivel de escolaridad y la probabilidad de no tener hijos utilizando la Encuesta de Fecundidad y Familia (1995). La autora concluye que las mujeres con alto nivel de escolaridad tienen mayor probabilidad de no tener hijos a lo largo de su vida en comparación con aquellas que tienen un menor nivel educativo. Sin embargo, otros autores muestran que la asociación positiva entre el nivel de escolaridad y el hecho de no tener hijos no es tan fuerte, siendo más importante el tipo de escolaridad que el nivel de escolaridad más alto alcanzado (Hoem *et al.*, 2006). Concretamente, Neyer y Hoem (2008) confirman que las mujeres que trabajan en asuntos relacionados con la educación y la salud tienen mayor probabilidad de ser madres.

II. BASE DE DATOS Y MUESTRA

Los datos utilizados en este artículo proceden de la EU-SILC, que es un instrumento destinado a la producción sistemática de estadísticas comunitarias sobre renta y las condiciones de vida, que incluye datos transversales y longitudinales comparables y actualizados sobre la renta, el nivel y la composición de la pobreza y la exclusión social a escala europea. La población de referencia de la EU-SILC es todos los hogares privados y sus miembros actuales que residan en el territorio en el momento de la recolección de datos. La encuesta proporciona información sobre el tamaño y la composición de los hogares y características básicas de los miembros del hogar. En este trabajo se analizará la muestra española de la EU-SILC (2005-2011).

Con el objetivo de abordar el análisis de las decisiones de participación laboral, convivencia en pareja y no maternidad estudiaremos un conjunto de mujeres al final de su ciclo reproductivo (entre los 35 y 40 años de edad). Tras excluir las observaciones que no proporcionan toda la información necesaria en el modelo *multivariante*, la muestra final asciende a 10 915 mujeres.

En el cuadro 1 se exploran las tres variables dependientes del modelo multivariante. Los datos reflejan que más de 60% de las mujeres de la muestra participan en el mercado laboral, más de 80% conviven en pareja y 21% no son madres. En cuanto a la relación entre las tres variables dependientes, cabe destacar que un alto porcentaje de las mujeres que trabajan no son madres (83.9%) y la mayoría de las mujeres que conviven en pareja tienen hijos (86.9%).

CUADRO 1. Combinación de las decisiones laborales, de convivencia en pareja y de no maternidad

	<i>Trabajo</i>	<i>Pareja</i>	<i>Sin hijos</i>
Frecuencia total de las decisiones laborales, de convivencia en pareja y de no maternidad (porcentaje)	63.99	80.51	20.59
<i>Combinación de las decisiones laborales, de convivencia en pareja y de no maternidad</i>			
Mujeres que participan en el mercado laboral	100.00	61.58	78.42
Mujeres que conviven en pareja	66.13	100.00	51.22
Mujeres que no tienen hijos	83.92	13.10	100.00
Número de observaciones	6 985	8 788	2 247

FUENTE: EU-SILC.

Los valores medios de todas las variables incluidas en el modelo multivariante se muestran en el cuadro 2. De este cuadro se deduce que las muestras de mujeres trabajadoras, emparejadas y no madres son distintas. Por un lado, las mujeres con mayor escolaridad, las que residen en el mismo país de nacimiento, las que no se encuentran en riesgo de pobreza y las mujeres que no tienen problemas de salud están más presentes en el mercado de trabajo. Además, las mujeres con mayor nivel de escolaridad, las que no están en riesgo de pobreza, las que residen en la región del norte y en zonas muy pobladas están más presentes en la muestra de mujeres que no tienen hijos. Por otro, la muestra de mujeres emparejadas presenta una edad media ligeramente mayor que la de las trabajadoras y sin hijos, y están menos presentes en la muestra de mujeres que viven con sus padres.

También, en este cuadro se muestran las tasas medias de incidencia de las decisiones de trabajar en el mercado laboral, de convivencia en pareja y no maternidad, que pueden proporcionar pistas sobre los factores que influyen en dichas decisiones. La mayor incidencia media de participación laboral y no maternidad se encuentra en las mujeres más jóvenes y más calificadas que residen en zonas muy pobladas. También se advierte, por un lado, una mayor participación laboral en las mujeres que no tienen problemas de salud y las que residen en la zona de Levante y Madrid, y, por otro, más mujeres que no son madres entre aquellas que tienen problemas de salud y residen en la zona norte del país. En cuanto a las decisiones de convivencia en pareja se observa una mayor incidencia de convivencia entre las mujeres de más edad y con menor nivel de escolaridad que residen en la zona centro del país y en zonas poco pobladas.

III. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

1. *Metodología*

Con el propósito de analizar la decisión de trabajar en el mercado laboral, de convivencia en pareja y no maternidad, se ha planteado inicialmente la estimación de distintos modelos probit univariante, cuyas variables dependientes se refieren al momento de observación; éstas son: *i*) la participación de la mujer en el mercado de trabajo, *ii*) la convivencia en pareja, y *iii*) la no maternidad. Cada una de ellas toma el valor de 1 cuando se dan dichas circunstancias y el valor de 0 en caso contrario. En el modelo de participación

CUADRO 2. *Valores medios y tasa de incidencia de las variables utilizadas en el modelo probit multivariante*

	Total	Trabajo		Pareja		Sin hijos	
		Media	Tasa de incidencia	Media	Tasa de incidencia	Media	Tasa de incidencia
Edad							
35 años	15.87	16.35	65.94	15.27	77.48	21.41	27.77
36 años	16.34	17.05	66.76	15.98	78.70	20.12	25.34
37 años	16.40	16.55	64.58	16.28	79.94	16.91	21.23
38 años	16.97	16.39	61.83	17.32	82.18	14.69	17.82
39 años	17.27	16.82	62.33	17.68	82.44	13.48	16.07
40 años	17.15	16.84	62.82	17.47	81.90	13.40	16.08
Nivel de escolaridad							
Educación secundaria obligatoria	36.45	27.60	48.47	37.56	82.98	22.52	12.72
Educación secundaria superior	22.87	23.65	66.19	22.78	80.21	23.23	20.91
Estudios superiores	39.53	48.29	78.17	38.59	78.59	53.05	27.62
No contesta	1.15	0.46	25.40	1.07	74.60	1.20	21.43
País de nacimiento							
Mismo país de residencia	89.33	89.96	64.45	88.64	79.90	88.79	20.46
Otro país distinto al de residencia	10.67	10.04	60.17	11.36	85.67	11.21	21.63
Problemas de salud							
Sí tiene problemas de salud	13.64	11.05	51.85	12.74	75.22	15.58	23.51
No tiene problemas de salud	86.19	88.70	65.86	87.13	81.39	83.93	20.05
No contesta	0.16	0.24	94.44	0.13	61.11	0.49	61.11
Riesgo de pobreza							
No, sin riesgo de pobreza	79.10	—	—	—	—	89.59	23.31
Sí, en riesgo de pobreza	20.90	—	—	—	—	10.41	10.26
Vive con los padres							
No vive con los padres	85.22	84.98	63.81	94.77	89.53	66.71	16.11
Sí vive con los padres	14.78	15.02	65.03	5.23	28.52	33.29	46.37
Región							
Norte	28.74	30.42	67.74	27.72	77.65	33.73	24.16
Centro	14.73	13.34	57.96	15.24	83.27	13.40	18.72
Levante	23.37	26.51	72.60	23.66	81.50	25.10	22.11
Sur	25.30	20.87	52.79	25.77	82.01	17.94	14.59
Madrid	7.85	8.85	72.11	7.61	78.06	9.84	25.79
Grado de urbanización							
Zona muy poblada	47.38	51.57	69.64	45.28	76.93	55.36	24.05
Zona media	22.94	21.33	59.50	23.58	82.75	20.03	17.97
Zona poco poblada	29.67	27.10	58.44	31.14	84.50	24.61	17.07
Año							
2005	15.21	13.97	58.80	15.46	81.87	13.08	17.71
2006	14.13	13.82	62.58	14.41	82.10	12.86	18.74
2007	13.89	13.94	64.25	14.24	82.52	13.84	20.51
2008	14.31	14.92	66.71	14.24	80.09	14.37	20.68
2009	14.65	14.86	64.92	14.42	79.24	16.20	22.76
2010	14.62	15.09	66.04	14.52	79.95	15.22	21.43
2011	13.19	13.40	65.00	12.72	77.64	14.42	22.50
Número de observaciones				10915	6985	8788	2247

FUENTE: EU-SILC.

laboral, la convivencia en pareja y la no maternidad son consideradas factores explicativos exógenos a la decisión de participar en el mercado de trabajo. En el modelo de convivencia en pareja se incluye la participación laboral y la no maternidad como variables explicativas exógenas, y, en la misma línea, en el modelo de no maternidad se incluyen las decisiones de trabajar y convivir en pareja como variables explicativas exógenas (véase el cuadro 3).

CUADRO 3. *Modelos probit univariante*

	<i>Trabajo</i>	<i>Pareja</i>	<i>Sin hijos</i>
Pareja (referencia sin pareja)			
Con pareja	-0.346*** (0.042)	—	-0.991*** (0.040)
Hijos (referencia con hijos)			
Sin hijos	0.340*** (0.037)	-0.906*** (0.037)	—
Trabajo (referencia sin trabajo)			
Con trabajo	— —	-0.352*** (0.039)	0.271*** (0.035)
Edad (referencia 35 años)			
36 años	0.053 (0.046)	-0.031 (0.058)	-0.055 (0.049)
37 años	0.016 (0.046)	-0.009 (0.058)	-0.191*** (0.050)
38 años	-0.024 (0.045)	-0.003 (0.058)	-0.260*** (0.051)
39 años	0.004 (0.045)	-0.026 (0.058)	-0.337*** (0.052)
40 años	0.023 (0.045)	-0.039 (0.058)	-0.342*** (0.052)
Nivel de escolaridad (referencia educación secundaria obligatoria)			
Educación secundaria superior	0.391*** (0.034)	0.090** (0.045)	0.195*** (0.042)
Estudios superiores	0.703*** (0.031)	0.091** (0.041)	0.380*** (0.037)
No contesta	-0.887*** (0.147)	-0.193 (0.167)	0.239 (0.155)
País de nacimiento (referencia mismo país que residencia)			
Otro país distinto al de residencia	-0.084** (0.042)	0.222*** (0.056)	0.190*** (0.049)
Problemas de salud (referencia sí)			
No tiene problemas de salud	0.348*** (0.037)	0.267*** (0.045)	-0.188*** (0.042)
No contesta	2.459*** (0.471)	0.884** (0.416)	0.404 (0.351)
Riesgo de pobreza (referencia no)			
Sí, en riesgo de pobreza	— —	— —	-0.384*** (0.045)

CUADRO 3 (*conclusión*)

	<i>Trabajo</i>	<i>Pareja</i>	<i>Sin hijos</i>
Vive con los padres (referencia no)			
Sí, vive con los padres	-0.258*** (0.045)	-1.751*** (0.041)	0.332*** (0.045)
Región (referencia norte)			
Centro	-0.154*** (0.042)	-0.077 (0.057)	-0.011 (0.050)
Levante	0.186*** (0.037)	-0.058 (0.045)	0.026 (0.040)
Sur	-0.242*** (0.035)	-0.117** (0.046)	-0.188*** (0.043)
Madrid	0.042 (0.054)	-0.029 (0.066)	0.022 (0.058)
Grado de urbanización (referencia zona muy poblada)			
Zona media	-0.086** (0.034)	0.205*** (0.043)	-0.044 (0.039)
Zona poco poblada	-0.064* (0.033)	0.331*** (0.043)	-0.055 (0.039)
Año (referencia año 2005)			
2006	0.097** (0.047)	0.030 (0.062)	0.044 (0.056)
2007	0.128*** (0.047)	0.065 (0.062)	0.094* (0.056)
2008	0.187*** (0.047)	-0.001 (0.061)	0.056 (0.056)
2009	0.100** (0.047)	-0.051 (0.060)	0.124** (0.055)
2010	0.110** (0.047)	-0.075 (0.061)	0.080 (0.055)
2011	0.046 (0.048)	-0.154** (0.062)	0.064 (0.057)
Constante	-0.037 (0.073)	1.392*** (0.082)	-0.162* (0.083)

FUENTE: EU-SILC.

Esta estrategia empírica sería correcta siempre y cuando la decisión de participar en el mercado de trabajo fuera ciertamente un factor exógeno a la decisión de convivir en pareja o a la de no tener hijos. Continuando con el argumento, identificar tres ecuaciones independientes sería también correcto si la decisión de convivir en pareja fuera exógena a la de trabajar y a la de no tener hijos, o si la decisión de no tener hijos fuera exógena a la de convivir en pareja y a la de trabajar.

Sin embargo, y a la luz de las relaciones identificadas en el marco teórico expuesto en la sección I, podemos esperar que la decisión de participar en el mercado laboral esté interrelacionada; esto es, que guarde una relación endógena o bidireccional, con las decisiones familiares (no maternidad y vida en pareja). De igual modo, como quedó reflejado en el marco teórico,

las decisiones de convivencia en pareja y de no maternidad también pueden estar relacionadas entre sí. Con el objetivo de hacer frente a este posible problema de endogeneidad, se estima a continuación un modelo probit multivariante que supone estimar las tres variables dependientes de manera simultánea, teniendo en cuenta posibles determinantes inobservados comunes a las tres decisiones. De no considerarse la posible existencia de dichos factores inobservados y las interrelaciones entre las diferentes decisiones, obtendríamos estimaciones sesgadas e ineficientes.

La especificación general de un modelo probit multivariante con tres variables dependientes (tres ecuaciones simultáneas) es la siguiente:

$$y_{im}^* = \beta_m, x_{im} + \varepsilon_{im}, m = 1, 2, 3 \quad (1)$$

$$y_{im} = 1 \quad \text{si} \quad y_{im}^* \geq 0, \quad \text{y} \quad 0 \quad \text{en otro caso} \quad (2)$$

donde y_{i1}^* , y_{i2}^* e y_{i3}^* son tres variables latentes que denotan las propensiones a trabajar, a convivir en pareja y a no tener hijos, respectivamente (para una explicación más detallada del modelo, véase Greene, 2003); x_{im} ($m = 1, 2, 3$) son los vectores de las características observables que afectan la probabilidad de trabajar, la de convivir en pareja y la de no tener hijos; β_m ($m = 1, 2, 3$) son los vectores de parámetros a estimar; ε_{im} son los términos de error. Considerando que la matriz de varianzas-covarianzas de ε_{im} en la ecuación (1) incluye correlaciones potencialmente distintas de 0 fuera de la diagonal principal, la especificación conjunta de ε_{im} sigue una distribución normal multivariante (DNM):

$$(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \varepsilon_{i3})' \sim DNM \left(0, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (3)$$

donde ρ_{jm} es el coeficiente de correlación de ε_j y ε_m para $j \neq m$ (3). La especificación de este modelo multivariante (en este caso, trivariante) permite aumentar la eficiencia en la estimación de los parámetros en el caso de que las decisiones familiares y laborales se encuentren correlacionadas; esto es, se determinen mutuamente. Por tanto, a diferencia de lo que ocurría en los modelos probit univariante, el modelo probit multivariante tiene en cuenta la potencial correlación entre las diferentes decisiones familiares y laborales. Para estimar el modelo probit multivariante se ha utilizado el comando mvprobit de Stata, creado por Cappellari y Jenkins (2003).

En la determinación del modelo las tres ecuaciones tienen una especificación muy parecida: en todas ellas se hace depender cada una de las variables exógenas de vectores x_1 , x_2 y x_3 muy parecidos. Todos ellos se componen de variables que describen tres ámbitos: las características y situación personal (edad, nivel de escolaridad, país de nacimiento y problemas de salud), una relacionada con la composición familiar (si vive con los padres en ese momento) y dos que resumen las condiciones del entorno; en particular, se ha incorporado la región de residencia de las mujeres: norte (Asturias, Cantabria, Galicia, Navarra, País Vasco y La Rioja), centro (Castilla y León y Castilla-La Mancha), Levante (Aragón, Baleares, Cataluña y Valencia), sur (Andalucía, Canarias, Extremadura y Murcia) y Madrid, así como el grado de urbanización. Adicionalmente, se incorpora como última variable de control el año de la entrevista. Además, en la ecuación de no maternidad se incluye una variable que identifica si la mujer se encuentra en riesgo de pobreza en el momento de la entrevista (en el cuadro 4 se presenta una descripción de las variables explicativas incluidas en los modelos).

2. *Resultados*

En el cuadro 5 se recogen los resultados del modelo probit multivariante; en éste se observa que, por un lado, la edad no parece influir en la probabilidad de trabajar e iniciar una convivencia en pareja, pero sí en la probabilidad de no tener hijos. Es posible que este resultado se deba a que las decisiones de participación laboral y convivencia en pareja no vienen determinadas tanto por la edad biológica de la mujer como por la edad de finalización de sus estudios, la cual marcará el inicio de su carrera profesional y el resto de decisiones vitales. Sin embargo, conforme avanza la edad de las mujeres, disminuye la probabilidad de que éstas no tengan hijos; es decir, la edad tiene un impacto positivo en la probabilidad de tener un hijo (Del Boca *et al.*, 2005). Por otro lado, se observa que la inversión en escolaridad aumenta tanto la probabilidad de trabajar como la de no ser madre y disminuye la probabilidad de convivir en pareja. Las mujeres con mayor nivel de escolaridad tienen un mayor coste de oportunidad de no participar en el mercado de trabajo (De la Rica y Ferrero, 2003) y mayores costes asociados a la interrupción de su carrera laboral por motivos de crianza, lo que lleva a las mujeres con más escolaridad a retrasar o incluso a renunciar a la maternidad (González y Jurado-Guerrero, 2006; Nicoletti y Tanturri, 2008).

CUADRO 4. *Descripción de las variables explicativas*

Variable	Descripción
Edad	La edad ha sido introducida mediante seis variables ficticias que indican si la mujer pertenece o no a cada una de las siguientes edades: 35 años (omitida), 36 años, 37 años, 38 años, 39 años y 40 años
Nivel de escolaridad	La escolaridad de la mujer ha sido incluida mediante cuatro variables ficticias: educación secundaria obligatoria (omitida), educación secundaria superior, estudios superiores y no contesta
País de nacimiento	Se ha introducido mediante dos variables ficticias: mismo país de residencia (omitida) y otro país distinto al de residencia
Problemas de salud	Se ha introducido mediante tres variables ficticias: sí tiene problemas de salud (omitida), no tiene problemas de salud, y no contesta
Riesgo de pobreza	Esta variable indica si la mujer está o no (omitida) en riesgo de pobreza
Vive con los padres	Se ha introducido mediante una variable dicotómica que indica si la mujer convive con los padres
Región	Se han incluido en el análisis cinco variables ficticias que indican la zona en la que la mujer reside. Las zonas consideradas son: norte (omitida), centro, Levante, sur y Madrid
Grado de urbanización	Se ha introducido mediante tres variables ficticias: zona muy poblada (omitida), zona media y zona poco poblada
Año	El año se ha incluido mediante siete variables ficticias: 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010 y 2011

En cuanto al resto de variables relativas a la situación personal de las mujeres, cabe destacar, en primer lugar, que las mujeres extranjeras tienen menor probabilidad de trabajar y mayor probabilidad de convivir en pareja y no tener hijos. La inmigración en España es una fenómeno relativamente reciente, por lo que las mujeres que llegan a este país suelen ser jóvenes y sin responsabilidades familiares, cuyo objetivo es integrarse en el mercado de trabajo para mejorar sus condiciones de vida (Cebrián y Moreno, 2009). Sin embargo, la crisis económica acontecida en los últimos años en España ha afectado de manera especialmente negativa al conjunto de trabajadores extranjeros (Álvarez *et al.*, 2013), quienes han visto reducidas drásticamente sus oportunidades en el mercado de trabajo y, por tanto, muestran una menor probabilidad de participar en el mercado laboral. En segundo lugar, las mujeres que no tienen problemas de salud presentan mayor probabilidad tanto de trabajar (Cai, 2010), como de convivir en pareja y tener hijos. Por último, las mujeres que están en riesgo de pobreza tienen menor probabi-

CUADRO 5. *Modelo probit multivariante*

	Trabajo	Pareja	Sin hijos
Edad (referencia 35 años)			
36 años	0.046 (0.045)	-0.014 (0.054)	-0.044 (0.048)
37 años	-0.010 (0.045)	0.058 (0.055)	-0.190*** (0.049)
38 años	-0.056 (0.044)	0.087 (0.055)	-0.264*** (0.049)
39 años	-0.033 (0.044)	0.083 (0.054)	-0.333*** (0.050)
40 años	-0.011 (0.044)	0.062 (0.054)	-0.332*** (0.050)
Nivel de escolaridad (referencia educación secundaria obligatoria)			
Educación secundaria superior	0.406*** (0.033)	-0.034 (0.043)	0.234*** (0.040)
Estudios superiores	0.744*** (0.030)	-0.138*** (0.037)	0.455*** (0.036)
No contesta	-0.870*** (0.145)	-0.091 (0.157)	0.161 (0.150)
País de nacimiento (referencia mismo país que residencia)			
Otro país distinto al de residencia	-0.092** (0.042)	0.191*** (0.052)	0.118** (0.047)
Problemas de salud (referencia sí)			
No tiene problemas de salud	0.310*** (0.036)	0.257*** (0.043)	-0.209*** (0.040)
No contesta	2.480*** (0.463)	0.311 (0.389)	0.513 (0.343)
Riesgo de pobreza (referencia no)			
Sí, en riesgo de pobreza	— —	— (0.042)	-0.348*** (0.042)
Vive con los padres (referencia no)			
Sí, vive con los padres	0.054 (0.036)	-1.868*** (0.038)	0.919*** (0.036)
Región (referencia norte)			
Centro	-0.147*** (0.042)	-0.050 (0.054)	-0.004 (0.048)
Levante	0.198*** (0.037)	-0.085** (0.043)	0.059 (0.039)
Sur	-0.246*** (0.035)	-0.028 (0.043)	-0.186*** (0.041)
Madrid	0.049 (0.054)	-0.039 (0.062)	0.034 (0.056)

CUADRO 5 (*conclusión*)

Grado de urbanización (referencia zona muy poblada)			
Zona media	−0.109*** (0.033)	0.233*** (0.041)	−0.109*** (0.038)
Zona poco poblada	−0.099*** (0.033)	0.358*** (0.041)	−0.144*** (0.037)
Año (referencia 2005)			
2006	0.102** (0.046)	−0.001 (0.058)	0.047 (0.054)
2007	0.135*** (0.047)	0.024 (0.059)	0.093* (0.054)
2008	0.195*** (0.047)	−0.046 (0.058)	0.078 (0.054)
2009	0.122*** (0.046)	−0.104* (0.057)	0.147*** (0.053)
2010	0.127*** (0.046)	−0.117** (0.057)	0.110** (0.053)
2011	0.073 (0.048)	−0.191*** (0.058)	0.108** (0.055)
Constante	−0.264*** (0.062)	0.995*** (0.075)	−0.830*** (0.070)
Rho21	−0.205*** (0.018)	Log Likelihood	−15 055
Rho31	0.179*** (0.018)	Chi 2	4 240
Rho23	−0.479*** (0.021)	Número de observaciones	10 915

FUENTE: EU-SILC.

lidad de no ser madres (OECD, 2009). Este resultado puede estar asociado al hecho de que las mujeres que participan en el mercado de trabajo, y que tienen menor probabilidad de encontrarse en riesgo de pobreza, muestran, como se ha comentado antes, una mayor probabilidad de no tener hijos.

Respecto a la característica familiar incluida en el modelo, los resultados confirman que aquellas mujeres que viven con sus padres tienen mayor probabilidad de no convivir en pareja y de no tener hijos; mientras que dicha variable no afecta las decisiones laborales de las mujeres. Este resultado puede indicar que la presencia de los abuelos en el hogar supone una carga adicional más que una ayuda de cara al cuidado de un posible hijo (Álvarez-Llorente, 2002).

El último grupo de variables incluidas en el modelo está relacionado con

características del entorno: la región y el grado de urbanización. Los resultados confirman que las mujeres residentes en regiones con estructuras productivas orientadas al empleo femenino (zona Levante y las zonas con más población) —por ejemplo, mediante el empleo en el sector servicios— tienen una mayor vinculación con el mercado de trabajo, resultados que confirman los obtenidos por Álvarez-Llorente (2002). Además, las mujeres residentes en la zona Levante tienen menor probabilidad de convivir en pareja, lo que puede estar relacionado con su mayor participación laboral. Asimismo, se confirma que las mujeres residentes en la zona sur tienen menor probabilidad de no tener hijos, lo cual es coherente con el hecho de que en dicha zona la tasa de natalidad es más elevada (Gutiérrez-Domènec, 2008).

Adicionalmente, se ha incorporado a los modelos una variable que indica el año de la entrevista. En los años de crisis económica aumenta la probabilidad de que las mujeres participen en el mercado de trabajo, no convivan en pareja y no tengan hijos. Por un lado, su mayor participación laboral puede estar reflejando la prevalencia de la teoría del trabajador añadido en épocas de recesión económica (Khitarishvili, 2013), y por el otro, las dificultades económicas de los últimos años pueden estar retrasando las decisiones de emancipación y, por tanto, las decisiones de maternidad de las mujeres, ya que el acceso a un trabajo remunerado, junto el acceso a la vivienda, es una de las principales determinantes del proceso de independencia en los jóvenes (Requena, 2002).

Finalmente, la existencia de correlación de los residuos se estudia mediante la prueba sobre la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación es nulo ($\rho = 0$), de forma que, de no rechazar dicha hipótesis, la estimación de las ecuaciones por separado, planteada en primer lugar, sería correcta. En el presente artículo, el test resulta ser significativo y, por tanto, se puede afirmar que existe correlación entre las tres regresiones, lo que implica que las decisiones de participación laboral, convivencia en pareja y no maternidad se determinan simultáneamente y que es correcta la estimación conjunta de las tres ecuaciones. Además el signo negativo del *athrho* (la aproximación de ρ que ofrece el paquete estadístico utilizado) confirma que las decisiones de participación laboral y convivencia, así como las decisiones de pareja y no maternidad están negativamente correlacionadas; mientras que las decisiones de trabajo y no maternidad están positivamente correlacionadas.

CONCLUSIONES

En el presente artículo se ha explotado la muestra española de la EU-SILC realizada por Eurostat para estudiar los factores determinantes de las decisiones de participación laboral, convivencia en pareja y no maternidad de las mujeres en España. Para ello se ha estimado un modelo *probit trivariante* que permite incorporar factores que afectan simultáneamente las tres decisiones.

Los resultados muestran que el nivel educativo más alto alcanzado por las mujeres tiene una gran relevancia en las decisiones laborales y familiares, confirmándose una importante correlación positiva entre las decisiones de participación laboral y no maternidad. Un mayor nivel educativo anima a las mujeres a participar en el mercado de trabajo y a retrasar las decisiones de convivencia en pareja y maternidad. De hecho, algunas mujeres que realizan estudios superiores no sólo posponen la decisión de ser madres, sino que incluso la incorporación más tardía al mercado laboral y la búsqueda de estabilidad económica y laboral las lleva a renunciar totalmente a tener hijos. Conforme aumenta el nivel de escolaridad aumenta el número de mujeres que no están dispuestas a renunciar a su autonomía personal en aras de la maternidad.

Las mujeres activas de hoy en día tienden a estar mejor calificadas que las de generaciones anteriores, ocupan puestos de mayor responsabilidad y, por tanto, cada vez son mayores los costes de interrumpir la carrera profesional hasta el punto de que las decisiones laborales se toman a costa de sacrificar el ámbito familiar.

Estos cambios en las decisiones vitales de las mujeres pueden tener importantes impactos colectivos positivos, ya que su mayor participación laboral puede contribuir a las finanzas públicas por medio de los impuestos y cotizaciones sociales, pero también pueden llegar a representar significativos costes sociales, ya que la reducción de la natalidad va vinculada a un envejecimiento de la población que plantea importantes retos para el mantenimiento del Estado del bienestar. Esta doble realidad refleja que en España queda un largo camino que recorrer en la compatibilización de la vida laboral y familiar, siendo necesario el diseño de políticas que permitan a las mujeres tener el número de hijos que desean y, al mismo tiempo, tener un trabajo remunerado fuera del hogar, que les permita conseguir un nivel de desarrollo profesional satisfactorio y la consecución plena del Estado del bienestar.

Estas políticas deberían estar orientadas a corregir las deficiencias detectadas en materia de conciliación laboral y familiar en España respecto a otros países europeos. Por ejemplo, España es uno de los países europeos, junto con Polonia y Malta, que dedica un menor porcentaje del PIB a medidas de apoyo a la familia. En los países europeos donde hay más apoyo a la familia, como Dinamarca y Suecia, las mujeres tienen más hijos, al tiempo que registran tasas de actividad y ocupación femenina superiores a las españolas.

Además de las limitaciones en la vertiente del gasto, cabe destacar que las mujeres españolas se enfrentan a un mercado laboral peculiar, sujeto a particulares rigideces e imperfecciones que han tendido a sostener la seguridad en el empleo de tiempo completo de los participantes del mercado de trabajo a costa de menores probabilidades de empleo para los nuevos trabajadores y para las personas que buscan empleo de tiempo parcial (Borra, 2010). En el mismo sentido, Ariza *et al.* (2005) señalan que en Francia, Grecia, Portugal y España el trabajo femenino de tiempo parcial es, principalmente, involuntario; mientras que en Dinamarca, Alemania, Irlanda, Países Bajos y el Reino Unido se puede considerar una elección de las mujeres. Esto es una señal de que faltan en el mercado de trabajo español empleos de tiempo parcial en condiciones aceptables o favorables, lo que ha conducido a que la mayoría de las mujeres que se incorporan al mercado laboral español lo realicen fundamentalmente mediante el empleo a tiempo completo. Estas importantes dificultades que encuentran las mujeres para compatibilizar el trabajo doméstico y el extradoméstico han podido llevar al aumento del número de mujeres sin hijos. A la falta de oportunidades laborales con horarios flexibles y reducidos, se le suman las elevadas tasas de temporalidad en el empleo de las mujeres, que también han debido tener un efecto negativo sobre la tasa de fecundidad. La inestabilidad en las rentas laborales tiene un importante efecto desincentivador de cara a la creación de nuevos hogares y a la maternidad. Las mujeres españolas retrasan así sus decisiones familiares hasta el momento en que consiguen una posición laboral relativamente estable.

Además de la peculiar estructura del mercado de trabajo en España, con una escasa disponibilidad de empleos de tiempo parcial y una alta temporalidad, existen importantes diferencias en la aplicación de las distintas medidas de apoyo a las familias entre España y otros países de su entorno. En España la disponibilidad de guarderías públicas para niños menores de tres años es ciertamente limitada, lo que hace difícil para las mujeres españolas

cuidar de sus hijos y participar en el mercado laboral sin el apoyo de sus familiares. Los servicios de atención dedicados al cuidado de menores constituyen un eje fundamental para conseguir la adecuada conciliación entre la vida familiar y laboral.

Por tanto, resulta evidente que en España es cada vez más necesaria la existencia de políticas familiares más audaces en materia de conciliación de la vida laboral y familiar que se acerquen a las que existen en otros países desarrollados.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFÍAS

Alba, A., y G. Álvarez-Llorente (2004), “Actividad laboral de la mujer en torno al nacimiento de un hijo”, *Investigaciones Económicas*, vol. 28, núm. 3, pp. 429-460.

Álvarez-Llorente, G. (2002), “Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España”, *Investigaciones Económicas*, vol. 26, núm. 1, pp. 187-218.

Álvarez, C., M. A. Davia y N. Legazpe (2013), “Impacto laboral de la crisis económica: privación de empleo y precariedad”, *Papeles de Economía Española*, 135, pp. 83-98.

Ariza, A., S. de La Rica y A. Ugidos (2005), “The Effect of Flexibility in Working Hours on Fertility: A Comparative Analysis of Selected European Countries”, *Public Finance and Management*, vol. 5, núm. 1, pp. 110-151.

Baizán, P., A. Aassve y F. C. Billari (2003), “Cohabitation, Marriage, First Birth: The Interrelationship of Family Formation Events in Spain”, *European Journal of Population*, vol. 19, núm. 2, pp. 147-169.

Becker, G. S. (1960): “An Economic Analysis of Fertility”, en Universities National Bureau Committee for Economic Research (ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press, Princeton, N. J., pp. 209-231.

— (1993), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge / Londres.

Benería, L. (2003), *Gender, Development and Globalization*, Routledge, Nueva York.

Blackburn, M. L., D. E. Bloom y D. Neumark (1993), “Fertility Timing, Wages and Human Capital”, *Journal of Population Economics*, vol. 6, núm. 1, pp. 1-30.

Bettio, F., y P. Villa (1998), “A Mediterranean Perspective on the Breakdown of the Relationship between Participation and Fertility”, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 22, núm. 2, pp. 137-171.

Blau, F. D., y L. M. Kahn (1992), “The Gender Earnings Gap: Learning From International Comparisons”, *American Economic Review*, vol. 82, núm. 2, pp. 533-538.

—, y L. M. Kahn (2003), “Understanding International Differences in the Gender Pay Gap”, *Journal of Labor Economics*, vol. 21, núm. 1, pp. 106-144.

Borra, C. (2010), “Childcare Cost and Spanish Mother’s Labour Participation”, *Hacienda Pública Española*, vol. 194, núm. 3, pp. 9-40.

Bratti, M., E. del Bono y D. Vuri (2005), "New Mother's Labour Force Participation in Italy: The Role of Job Characteristics", *Labour*, vol. 19, S1, pp. 79-121.

Cai, L. (2010), "The Relationship Between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model", *Labour Economics*, vol. 17, núm. 1, pp. 77-90.

Cappellari, L., y S. P. Jenkins (2003), "Multivariate Probit Regression using Simulated Maximum Likelihood", *The Stata Journal*, vol. 3, núm. 3, pp. 278-294.

Castro-Martín, T. (1992), "Delayed Childbearing in Contemporary Spain: Trends and Differentials", *European Journal of Population*, vol. 8, núm. 3, pp. 217-246.

Cebrián, I., y G. Moreno (2009), "Familia y participación laboral de la mujer. ¿Presentan las mujeres inmigrantes diferencias en sus modelos de participación laboral?", *Principio: Estudios de Economía Política*, núm. 14, pp. 71-91.

Consejo Económico y Social (2003), *España 2002. Memoria sobre la Situación Socioeconómica y Laboral*, Consejo Económico y Social, Madrid.

De la Rica, S., y M. D. Ferrero (2003), "The Effect of Fertility on Labour Force Participation: The Spanish Evidence", *Spanish Economic Review*, vol. 5, núm. 2, pp. 153-172.

Del Boca, D. (2002), "The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions In Italy", *Journal of Population Economics*, vol. 15, núm. 3, pp. 549-573.

—, S. Pascua y C. Pronzato (2005), "Fertility and Employment in Italy, France and the UK", *Labour*, vol. 19, S1, pp. 51-77.

—, y R. M. Sauer (2009), "Life Cycle Employment and Fertility across Institutional Environments", *European Economic Review*, vol. 53, núm. 3, pp. 274-292.

—, y R. M. Vuri (2007), "The Mismatch between Employment and Child Care in Italy: The Impact of Rationing", *Journal of Population Economics*, vol. 20, núm. 4, pp. 805-832.

Emery, J. C. H., y A. Ferrer (2009), "Marriage Market Imbalances and Labor Force Participation of Canadian Women", *Review of Economics of the Household*, vol. 7, núm. 1, pp. 43-57.

European Commission (2002), *The Social Situation in the European Union*, European Commission, Luxemburgo.

Eurostat (2006), *Population Statistics*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxemburgo.

Francesconi, M. (2002), "A Joint Dynamic Model of Fertility and Work of Married Women", *Journal of Labor Economics*, vol. 20, núm. 2, pp. 336-380.

Gómez, M. J., y T. Jurado-Guerrero (2006), "Remaining Childless in Affluent Economies: A Comparison of France, West Germany, Italy and Spain, 1994-2001", *European Journal of Population*, vol. 22, núm. 4, pp. 317-352.

Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, Pearson Education, La India.

Gregg, P., M. Gutiérrez-Domènec y J. Waldfogel (2007), "The Employment of Married Mothers in Great Britain 1974-2000", *Economica*, vol. 74, núm. 296, pp. 842-864.

Gustafsson, S., y S. Worku (2005), "Assortative Mating by Education and Postponement of Couple Formation and First Birth in Britain and Sweden", *Review of Economics of the Household*, vol. 3, núm. 1, pp. 91-113.

Gutiérrez-Domènec, M. (2005a), "Employment after Motherhood: A European Comparison", *Labour Economics*, vol. 12, núm. 1, pp. 99-123.

— (2005b), "Employment Transitions after Motherhood in Spain", *Labour*, vol. 19, S1, pp. 123-148.

— (2008), "The Impact of the Labour Market on the Timing of Marriage and Births in Spain", *Journal of Population Economics*, vol. 21, núm. 1, pp. 83-110.

Hoem, J., G. Neyer y G. Andersson (2006), "Education and Childlessness. The Relationship between Educational Field, Educational Level, and Childlessness among Swedish Women Born in 1955-59", *Demographic Research*, vol. 14, núm. 15, pp. 331-380.

Khitarishvili, T. (2013), "The Economic Crisis of 2008 and the Added Worker Effect in Transition Countries", Levy Economics Institute, documento de trabajo núm. 765.

Klerman, J. A., y A. Leibowitz (1994), "The Work-Employment Distinction among New Mothers", *The Journal Of Human Resources*, vol. 29, núm. 2, pp. 277-303.

Kneale, D., y H. Joshi (2008), "Postponement and Childlessness: Evidence from Two British Cohorts", *Demographic Research*, vol. 19, núm. 58, pp. 1935-1968.

Martín-García, T. (2009), "The Effect of Education on Women's Propensity to Be Childless in Spain: Does the Field of Education Matter?", Cuadernos Carlo Alberto, núm. 114, Collegio Carlo Alberto, Moncalieri.

—, y P. Baizán (2006), "The Impact of the Type of Education and of Educational Enrolment on First Births", *European Sociological Review*, vol. 22, núm. 3, pp. 259-275.

Martínez Pastor, J. I. (2008), "Cada vez menos y más tarde: un análisis de la nupcialidad masculina durante los últimos treinta años en España", *REIS*, núm. 123, pp. 59-86.

McAllister, F., y L. Clarke (1998), *Choosing Childlessness: Family and Parenthood, Policy and Practice*, Family Policy Studies Center, Londres.

Moffit, R. A. (1984), "Profiles of Fertility, Labor Supply, and Wages of Married Woman: A Complete Life-Cycle Model", *Review of Economic Studies*, vol. 52, núm. 2, pp. 765-799.

Neyer, G., y J. M. Hoem (2008), "Education and Permanent Childlessness: Austria vs. Sweden; A Research Note", Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock (documento de trabajo MPIDR; WP-2008-007).

Nicoletti, C., y M. L. Tanturri (2008), "Differences in Delaying Motherhood across European Countries: Empirical Evidence from the ECHP", *European Journal of Population*, vol. 24, núm. 2, pp. 157-183.

OECD (2009), *OECD Employment Outlook: Tackling the Jobs Crisis*, OECD Publishing, París.

Ortega, J. A., y H. P. Kohler (2001), “¿Está realmente cayendo la fecundidad española?”, *REIS*, núm. 96, pp. 95-122.

Paredes, M. R. (2003), “Participación laboral de la mujer en ausencia de datos de Panel: el caso de Chile”, *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXX, núm. 279, pp. 407-422.

Pollak, R. A. (1985), “A Transaction Cost Approach to Families and Households”, *Journal of Economic Literature*, vol. 23, núm. 2, pp. 581-608.

Requena, M. (2002), “Formación de la pareja y fecundidad: una simulación con datos de la comunidad de Madrid”, *EMPIRIA. Revista de Metodología de Ciencias Sociales*, núm. 5, pp. 37-68.

Tanturri, M. L., y L. Mencarini (2008), “Childless or Childfree? Paths to Voluntary Childlessness in Italy”, *Population and Development Review*, vol. 34, núm. 1, pp. 51-77.

Treviño, R., E. Vidal y D. Devolder (2007), *Factores e indicadores de vulnerabilidad en la conciliación de empleo y familia*, Ministerio de Trabajo e Inmigración, Madrid.