

DECISIONES DE FORMACIÓN DE LA PAREJA Y MATERNIDAD EN LAS MUJERES ESPAÑOLAS*

NURIA LEGAZPE MORALEJA

Universidad de Castilla-La Mancha

El objetivo del presente trabajo de investigación es analizar los factores que influyen en la decisión de la primera convivencia en pareja y, posteriormente, los factores que determinan la probabilidad de que una mujer tenga su primer, segundo o tercer hijo, para un conjunto de mujeres españolas nacidas entre 1961 y 1980. Para alcanzar este objetivo se ha explotado la Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores (2006) realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas. La estrategia empírica ha consistido en distintos modelos de probabilidad en tiempo discreto, que permiten el control por la heterogeneidad inobservada. Los resultados muestran, entre otros detalles, que las mujeres con mayor nivel educativo y las de cohortes más recientes retrasan más la primera convivencia en pareja y la primera maternidad. Sin embargo, una vez que han tenido su primer hijo, el nivel educativo no parece marcar grandes diferencias en las sucesivas paridades.

Palabras clave: cohabitación, maternidad, educación.

Clasificación JEL: J12, J13.

En España el proceso de constitución de la familia ha experimentado en la segunda mitad del siglo XX numerosas transformaciones que guardan relación con los cambios acaecidos en nuestra sociedad [Del Campo y Rodríguez-Brioso (2002)]. Uno de los más importantes consiste en el progresivo retraso en la edad al primer matrimonio y en un descenso en su número, que ha llevado a una caída importante de la fecundidad en España [Requena (2002a)], situándose desde la segunda mitad de la década de los 80 por debajo de la media comunitaria. Este descenso de la fecundidad en las últimas décadas es una característica compartida con varios países europeos, como Portugal o Grecia, mientras otros, como Bélgica, la han mantenido relativamente constante e incluso algunos, como Francia o Noruega, han visto crecer su tasa de fecundidad hasta alcanzar niveles superiores a los dos hijos por mujer [Davía y Legazpe (2013)].

(*) 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. Davía.

La acentuada caída de los niveles de la fecundidad en los últimos años ha venido acompañada de un considerable retraso en el calendario de la maternidad [Ortega y Kohler (2001)]. La edad a la que las mujeres tienen hijos se fue incrementando en España de forma acelerada desde la década de los años ochenta hasta los inicios del siglo XXI, momento en el que se ha producido una ralentización de la tendencia.

De forma paralela al retraso y reducción de la fecundidad se ha producido un importante aumento del nivel educativo de las mujeres, que ha podido jugar un papel crucial en la evolución de sus decisiones familiares, más concretamente, en el número de hijos que tienen y el momento en que deciden tenerlos. El proceso de modernización social, económica y cultural de las sociedades industriales se ha visto acompañado por mayores posibilidades de acceso de las mujeres a todos los niveles educativos y a la formación. Un mayor nivel educativo y una amplia preparación intelectual permiten a las mujeres optar por estrategias de inserción en el mercado de trabajo más cualificadas, con el objetivo reducir las desigualdades de género y la segregación ocupacional. Las mujeres siguen presentando una mayor tasa de paro que sus homólogos masculinos con el mismo nivel educativo y, se enfrentan a una importante segregación ocupacional, como consecuencia de las mayores oportunidades laborales en los servicios del sector público, como por ejemplo, la educación, la salud, la atención a los niños o los servicios sociales.

El aumento del nivel educativo de las mujeres españolas en las últimas décadas les permite obtener mayores rentas laborales resultado de su mayor productividad en el sistema productivo. Este proceso lleva asociado un mayor coste de oportunidad de no participar en el mercado de trabajo, lo que contribuye a explicar su creciente participación laboral. También la evolución de la estructura productiva (mayor protagonismo del empleo público y los servicios en general) así como de la legislación laboral han contribuido a esta mayor participación laboral de las mujeres.

Sin embargo, las mujeres españolas se enfrentan a un mercado laboral peculiar (la elevada tasa de paro actual es el mejor síntoma de esto), sujeto a particulares rigideces e imperfecciones, con una insuficiente disponibilidad de empleos a 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 a través del empleo a tiempo completo. En este escenario aumentan las dificultades para la conciliación de la vida familiar y laboral, y esto parece haber afectado de manera negativa a sus decisiones de fecundidad. Todo ello se ha traducido en una nueva estructura de la pirámide poblacional, que puede tener importantes consecuencias económicas y sociales para el futuro. La actual tendencia demográfica, con un aumento de la esperanza de vida y la natalidad a la baja, constituye un desafío para el sostenimiento del actual Estado del Bienestar.

El principal objetivo de este trabajo es analizar si un mayor nivel educativo disminuye la probabilidad de transitar a la primera convivencia en pareja y a la primera y sucesivas paridades en las mujeres españolas. Para llevar a cabo el análisis se utilizará la Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006 realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) en 2006. La estrategia analítica se basará en la estimación de modelos de probabilidad en tiempo discreto, que permiten el control por la heterogeneidad inobservada.

En el presente trabajo se analizan los factores que influyen en las decisiones de emparejamiento y se presenta una fotografía exhaustiva de las decisiones de maternidad en el seno de las parejas, pues contempla tanto la primera como la segunda y la tercera paridad. Su contribución a la evidencia empírica es triple: en primer lugar, a diferencia de la mayoría de los estudios sobre el caso español, que suelen analizar exclusivamente la primera maternidad [Castro-Martín (1992); Baizán *et al.* (2003); Delgado *et al.* (2007, 2009a) y Davia y Legazpe (2013)], este trabajo aborda el análisis de las sucesivas paridades, y lo hace sobre una muestra de mujeres nacidas en momentos diferentes del tiempo (entre 1961 y 1980), que tomaron sus decisiones en distintos contextos económicos e institucionales. En segundo lugar, el análisis incorpora variables que, hasta donde sabemos, no son habituales en la literatura española sobre maternidad: el nacimiento prematuro del hijo anterior y haber tenido dos hijos del mismo sexo. Con la primera de ellas se pretende comprobar si la atención y cuidados especiales que puede necesitar un hijo prematuro reducen la probabilidad de tener más hijos; con la segunda, se desea comprobar si cuando los dos primeros hijos son del mismo sexo, aumenta la probabilidad de tener un tercero, con la esperanza de que sea del sexo opuesto a los anteriores. La tercera contribución de este trabajo es metodológica: la técnica empleada permite detectar la posible influencia, en las decisiones de emparejamiento y maternidad, de factores inobservados inherentes a las mujeres.

La estructura del trabajo es la siguiente. Primero se recogen diversos enfoques teóricos que han tratado de explicar la formación de parejas y la maternidad y una breve revisión de la evidencia empírica y se plantean las principales hipótesis a contrastar en los siguientes apartados. En la siguiente sección se presenta la base de datos y la metodología. A continuación se presentan los principales resultados obtenidos en la estimación de modelos de primera convivencia en pareja y de transición a la primera, segunda y tercera maternidad. Por último, se presentan las conclusiones.

1. TEORÍAS E HIPÓTESIS

Las decisiones familiares de las mujeres en España han sufrido una importante transformación en las últimas décadas, marcada por un progresivo retraso en la formación de la primera unión corresidencial y un descenso en la tasa de matrimonios. Estos cambios en el calendario de la formación de pareja se relacionan de manera muy estrecha con las decisiones de fecundidad, ya que la unión corresidencial prevalece como el contexto habitual para el nacimiento y la crianza de los hijos. Son diversas las teorías que han tratado de explicar las tendencias en la formación de pareja y fecundidad en las sociedades desarrolladas.

Desde el ámbito socioeconómico destacan la teoría económica de la familia desarrollada por Gary Becker, quien en el “Tratado sobre la Familia” (1981) realiza un análisis exhaustivo sobre las decisiones de matrimonio y la demanda de hijos, y la teoría del calendario matrimonial propugnada por Oppenheimer [Oppenheimer (1988)].

Para Gary Becker la base del matrimonio es la especialización de tareas por sexo. Tradicionalmente, el varón se especializaba en el trabajo remunerado fuera del hogar, que le permitía obtener el salario necesario para el mantenimiento de la familia. La mujer se dedicaba en exclusiva a las tareas del hogar y al cuidado y la educación de los hijos. Las tendencias en las últimas décadas sin embargo no se corresponden con este

planteamiento: se ha producido un aumento de la inversión en educación por parte de las mujeres. Esto ha provocado una mejora relativa de su productividad en el mercado laboral, ocasionando un aumento del número de horas que las mujeres dedican al mercado de trabajo y una reducción de las que destinan a la producción de bienes domésticos en relación al tiempo que dedican sus cónyuges a ambas actividades.

En la “Nueva Economía de la Familia” el principal objetivo del matrimonio y la familia es la crianza de hijos. Los padres más educados parecen valorar más la calidad que la cantidad de hijos y el coste adicional de mejorar la calidad de los hijos va a depender de su número. De esta forma, los mayores ingresos de las personas que tienen un nivel educativo más alto pueden llevar a sustituir cantidad por calidad de los hijos. A esto se añade el coste de oportunidad para las madres del tiempo dedicado a la crianza, que aumenta a medida que lo hacen sus posibilidades de tener un empleo remunerado fuera del hogar. Ambos argumentos (la preferencia por la calidad frente a la cantidad y el mayor coste de oportunidad) llevan a la predicción de que las mujeres con mayor nivel educativo retrasarán más la maternidad.

Por su parte, Oppenheimer (1988) critica el argumento de la especialización de tareas por sexo en el enfoque de Becker [Barrera (2011)] y explica el retraso en la formación de las parejas a través de la independencia económica de las mujeres y las dificultades para encontrar un trabajo estable [Martínez-Pastor (2009)]. La primera se corresponde con una carrera laboral sin interrupciones, incluso cuando se tiene hijos, lo que es más frecuente conforme aumenta el nivel educativo de las mujeres. La dificultad para encontrar un trabajo estable retrasa el conocimiento sobre las características socioeconómicas de los potenciales cónyuges. A su vez, la prolongación de la etapa formativa retrasará el calendario de la formación de la pareja en la medida en que añade durante un tiempo incertidumbre sobre los propios logros ocupacionales. En suma, el calendario de la primera unión vendrá determinado por la interacción entre el proceso de salida del sistema educativo y el logro de un trabajo estable, de modo que las mujeres más educadas retrasan en mayor medida la formación de parejas (y, por ende, la maternidad) que el resto.

De ambos marcos teóricos se deduce que, independientemente del mecanismo subyacente, una de las variables más relevantes a la hora de explicar la transición a la primera convivencia en pareja y la fecundidad es el nivel educativo de las mujeres. Las mujeres más cualificadas han disfrutado de una mayor inversión en capital humano durante su infancia y adolescencia. Estas mujeres, conocedoras de la rentabilidad monetaria y no monetaria de la educación, tendrán una preferencia por la calidad (frente a cantidad) de los hijos y podemos esperar que tengan la intención de proporcionarles también una buena dotación de capital humano. Por otro lado, las mujeres más cualificadas participan más en el mercado de trabajo porque esperan una mayor rentabilidad de hacerlo o, dicho de otro modo, padecen un mayor coste de oportunidad de no hacerlo. La importancia del nivel educativo en las decisiones de convivencia en pareja y fecundidad en España queda reflejada en el trabajo de Baizán *et al.* (2003), donde se encuentra una relación negativa entre el nivel educativo y las decisiones de convivencia y maternidad. La educación superior se traduce en mayores expectativas de carrera profesional y la necesidad de consolidar ésta antes de formar una familia. En cambio, son muy escasos los trabajos que han analizado qué efecto tiene la educación sobre las sucesivas paridades.

Además del nivel educativo de las mujeres, otras variables personales a tener en cuenta son la edad, la cohorte de nacimiento y situación profesional en el momento en el que se toman dichas decisiones. La edad representa el momento del ciclo vital por el que están atravesando las mujeres y se espera que tenga un efecto positivo pero decreciente en las decisiones de primera convivencia en pareja y maternidad. Por su parte, la cohorte de nacimiento puede actuar como *proxy* de múltiples circunstancias y características del entorno que influyen en la decisión de primera convivencia en pareja y fecundidad. Además, las mujeres de distintas cohortes de nacimiento han registrado diversos niveles de inversión en capital humano, así como un dispar grado de implicación en el mercado de trabajo. Es más, las cohortes más jóvenes están retrasando la propia vida en pareja debido a estos dos factores, lo que por sí solo garantiza una maternidad más tardía. Castro-Martín (1999) encuentra que en las cohortes más recientes se ha producido un descenso del número de matrimonios y un retraso de su calendario y De la Rica y Ferrero (2003) y Álvarez-Llorente (2002) confirman un retraso en la maternidad en las mujeres pertenecientes a cohortes más recientes. Pero, una vez que han tenido su primer hijo, ¿tendrán también una menor probabilidad de tener un segundo o tercer hijo?

En cuanto al efecto situación profesional de las mujeres sobre las decisiones de fecundidad, se espera que las mujeres ocupadas presenten una menor probabilidad de tener un hijo que las no ocupadas. La primera indicación de la renta potencial en el mercado de trabajo puede derivarse del nivel educativo, pero la presencia efectiva de participación laboral es, en sí, un indicador clave de los costes indirectos o de oportunidad de la maternidad. Muchas mujeres no están dispuestas a renunciar a su carrera profesional para dedicarse en exclusiva a la crianza de los hijos, como se confirma en los trabajos de Gutiérrez-Domènech (2008) y Alba *et al.* (2009). Además, las mujeres que tienen un trabajo estable tendrán mayor probabilidad de tener su primer hijo que las mujeres que tienen mayor inestabilidad laboral. La inestabilidad laboral pospone la decisión de convivencia en pareja, lo que afecta negativamente a las decisiones de maternidad [Gutiérrez-Domènech (2008)].

Las decisiones de fecundidad son tomadas, por lo general, en el ámbito de la pareja. Las consecuencias legales del matrimonio garantizan en mayor medida la disponibilidad de recursos para atender a la crianza de los hijos incluso en el caso de separación, divorcio o viudedad; de ahí que las mujeres que están casadas con sus parejas tendrán más probabilidad de ser madres que aquellas que conviven sin casarse. Además, el nivel educativo del cónyuge tendrá un efecto positivo sobre la decisión de tener hijos. Esto responde al hecho de que esta variable es una *proxy* de la renta que el cónyuge o pareja puede obtener en el mercado de trabajo, lo que representa menores costes directos de la maternidad sin alterar los costes de oportunidad de la misma (siempre bajo el supuesto en el que sólo las mujeres cuidan de los hijos). Cabe, no obstante, la posibilidad de encontrar retrasos en la decisión de la maternidad entre las mujeres que tienen parejas altamente cualificadas por el hecho de que ellas mismas también lo son. Tales resultados serían entonces indicativos de que la expansión educativa desemboca en un aumento de homogamia [Martínez-Pastor (2006)].

Finalmente, cabe destacar que en nuestro análisis empírico incorporaremos tres variables que no son habituales en la literatura española: la edad a la que la entrevistada mantuvo su primera relación íntima, el nacimiento prematuro de su hijo más

reciente y el sexo de los hijos anteriores. En primer lugar, la edad de la primera convivencia en pareja está directamente correlacionada con la edad de la primera relación sexual [Delgado *et al.* (2009b)]: cuanto más temprana sea la primera relación íntima, antes podrá iniciarse la primera convivencia en pareja y mayor será la probabilidad de tener hijos (o menos se retrasará dicha decisión). En segundo lugar, las mujeres que acaban de tener un hijo prematuro tendrán una menor probabilidad de tener un hijo adicional o espaciarán más la llegada del siguiente hijo dados los mayores cuidados y atención que necesita un bebé prematuro. Por último, en las mujeres que ya tienen dos hijos, si éstos son del mismo sexo, aumentará la probabilidad de tener un tercero, en búsqueda del hijo de otro sexo. Esta variable, que se ha utilizado a menudo como instrumento en la literatura económica sobre determinantes de la oferta laboral femenina, ha sido en cambio poco explorada en España (con la excepción de [Gutiérrez-Domènech (2008)]).

2. BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos utilizados en este artículo proceden de la Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006 (en adelante, EFFV-2006), realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) en 2006. La EFFV-2006 tiene una gran utilidad analítica, ya que proporciona información exhaustiva de los comportamientos de mujeres de cohortes dispares, que han vivido en entornos socioeconómicos diferentes. Ello permite enlazar los principales eventos demográficos y laborales de las mujeres objeto de estudio para reproducir sus biografías y estudiar así los factores que en su momento determinaron las decisiones de primera convivencia en pareja y sucesivas paridades.

La población objeto de estudio en la encuesta son todas las mujeres de 15 o más años de edad residentes en España en 2006. De la muestra inicial se ha optado por seleccionar a aquellas mujeres que nacieron entre 1961 y 1980¹ y que no han sido madres solteras². En la muestra se han excluido a las no nacidas en España puesto que pudieron tomar sus decisiones de convivencia en pareja y maternidad en sus países de origen, donde tenían condicionantes que los investigadores no pueden conocer. Se ha procedido además a eliminar de la muestra a aquellas mujeres que presentan algún tipo de error o inconsistencia en preguntas sobre fechas clave en sus vidas, concretamente en las fechas de matrimonio y/o convivencia en pareja y en las de nacimiento de los hijos. Tras excluir también las observaciones que no proporcionan toda la información necesaria en los modelos multivariantes, la muestra final asciende a 2.266 mujeres.

Tal y como apunta la evidencia empírica previa esperamos observar distintos patrones de acceso a la primera convivencia en pareja de distintas cohortes de na-

(1) Esto permite que las mujeres más jóvenes de la muestra hayan finalizado sus estudios y hayan tenido tiempo de iniciar una primera convivencia en pareja, aunque muchas de ellas no habrán sido madres todavía.

(2) Aunque en las últimas décadas la maternidad al margen del matrimonio ya no es una vía excepcional de formación de familia, la fecundidad no matrimonial en España se sitúa todavía por debajo de los niveles observados en la mayoría de los países europeos [Castro-Martín (2007)]. El 95% de los nacimientos observados en la muestra se produjeron en el seno de la pareja.

cimiento y distinto nivel educativo³. Para ilustrarlo, utilizaremos representaciones gráficas de las funciones de supervivencia (Figuras 1 y 2).

La Figura 1 muestra las diferencias que se han producido en los patrones de acceso a la primera convivencia en pareja a lo largo del tiempo a través de la representación gráfica del estimador Kaplan-Meier⁴ para dos cohortes de nacimiento (1961-1970 y 1971-1980). Se advierte en él cómo se ha ido retrasando la edad a la que las mujeres españolas inician la primera convivencia en pareja: mientras el 50% de las nacidas en la cohorte 1961-1970 convivían en pareja o estaban casadas a la edad de 23 años, en el caso de las nacidas entre 1971-1980 esta decisión se retrasa, como media, hasta los 25 años. Estos resultados están en línea con los obtenidos por Delgado *et al.* (2007), que afirman que en las cohortes más recientes disminuye la proporción de mujeres que han tenido una primera relación estable o matrimonio para una misma edad.

La Figura 2 muestra las funciones de supervivencia a la primera convivencia en pareja por niveles educativos, que han sido recogidos aquí en cuatro categorías: sin estudios – estudios primarios, educación secundaria obligatoria, bachillerato o formación profesional y estudios superiores. La mitad de las mujeres sin estudios o con estudios primarios, nacidas entre 1961 y 1980, convivía en pareja antes de alcanzar los 21 años de edad, mientras que esta proporción no se alcanza hasta los 22 años en el caso de las mujeres con educación obligatoria, hasta los 24 años para las mujeres con bachillerato o formación profesional y para las mujeres con estudios superiores no lo hace hasta los 26 años⁵.

Con el propósito de analizar las decisiones convivencia en pareja y maternidad, y dado que los eventos de interés son observables en un intervalo de tiempo discreto (anual⁶), se han planteado modelos de probabilidad en tiempo discreto, que permiten el control por la posible heterogeneidad inobservada derivada de la existencia de características inobservables que, de ignorarse, podría generar a un sesgo en los coeficientes estimados. Dichos modelos siguen la aplicación que Meyer (1990) propone del modelo Prentice-Gloeckler (1978) y que Stephen Jenkins incorporó a la rutina de STATA a través de su comando *pgmhaz8* (Jenkins, 1997).

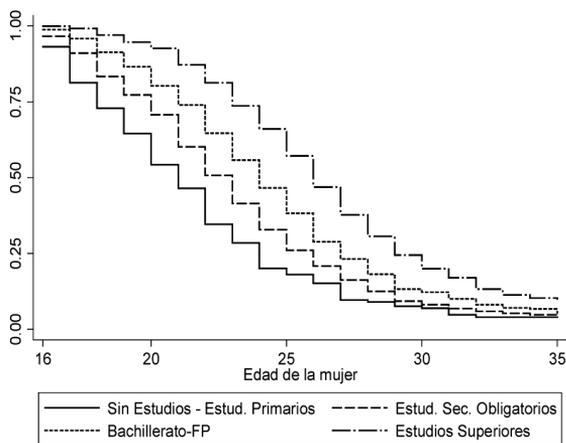
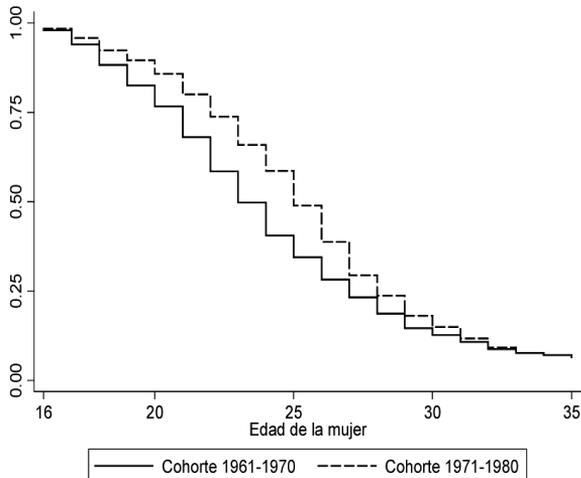
(3) Aunque el nivel educativo puede cambiar a lo largo del ciclo de vida, la encuesta analizada no contiene las biografías educativas, por tanto, se reporta el nivel educativo más alto alcanzado por las mujeres en el momento de la entrevista. Sin embargo, el progreso retraso en la formación de la pareja en las mujeres españolas hace que la gran mayoría hayan finalizado sus estudios cuando inician su primera convivencia en pareja [Coppola (2004)].

(4) Además de esta aproximación gráfica, los test de Log Rank (con una distribución χ^2 con valor 43.12, significativo al 99% al tener un grado de libertad) y Wilcoxon (Breslow) (que adquiere el valor 73.40, igualmente significativo) demuestran la significatividad de las diferencias en el acceso a la primera convivencia en pareja entre mujeres de distintas cohortes.

(5) Los test de Log Rank (con una distribución χ^2 con valor 234.53, significativo al 99% con 3 grados de libertad) y Wilcoxon (Breslow) (343.08, también significativo al 99%) confirman diferencias significativas en los patrones de transición a la primera convivencia en pareja entre mujeres de distintos niveles educativos.

(6) Se presentan modelos con datos anuales porque se han encontrado valores perdidos en el mes exacto en que ocurrieron los acontecimientos relevantes.

Figuras 1 y 2: FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA. ACCESO A LA PRIMERA CONVIVENCIA EN PAREJA SEGÚN COHORTE DE NACIMIENTO Y NIVEL EDUCATIVO



Fuente: Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006, CIS.

Suponemos que existen $i = 1, \dots, n$ observaciones en $t = 0$ y cada una es seguida hasta que se presente el evento de interés o sea censurada. La tasa de riesgo instantánea se especifica como:

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t) \exp(X_{it}' \beta) \tag{1}$$

donde $\lambda_0(t)$ es la función de riesgo base en el momento t , β es un vector de parámetros a estimar y X_{it} es un vector de covariables que resumen las diferencias observable entre individuos en el instante t .

Con el fin de capturar la heterogeneidad inobservada, Meyer (1990) asume que los atributos no observables de un individuo se pueden incorporar de manera multiplicativa en la función de riesgo a partir de una variable aleatoria ε_i , de forma tal que:

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t)\varepsilon_i \exp(X_{it}'\beta) = \lambda_0(t)\exp[X_{it}'\beta + \log(\varepsilon_i)] \quad [2]$$

donde ε_i es una variable aleatoria con función de distribución *Gamma* con media uno y varianza σ^2 e independiente de X_{it} .

La correspondiente función de riesgo en tiempo discreto está dada por:

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp\{-\exp[X_{ij}'\beta + \gamma_j + \log(\varepsilon_i)]\} \quad [3]$$

Y su función log-verosímil es:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \log\{(1 - c_i)A_i + c_i B_i\} \quad [4]$$

donde

$$A_i = \left[1 + v \sum_{j=1}^{t_i} \exp[X'_{ij}\beta + \theta(j)] \right]^{-1/v} \quad [5]$$

$$B_i = \begin{cases} \left[1 + v \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp[X'_{ij}\beta + \theta(j)] \right]^{-1/v} & - A_i, \text{ si } t_i > 1 \\ 1 - A_i, & \text{si } t_i = 1 \end{cases} \quad [6]$$

donde $\theta(j)$ es una función que describe la dependencia de la duración en la tasa de riesgo, incluyendo la especificación de referencia no paramétrica (γ_j).

Para la estimación de un modelo de probabilidad en tiempo discreto en Jenkins (1995) se recomienda que previamente se reorganicen los datos expandiendo/repetiendo cada observación tantas veces como intervalos de tiempo transcurren desde que se inicia el periodo de observación hasta que sucede el evento de interés o bien, de no producirse éste, hasta que llega el momento que se conoce como “de censura”⁷.

En el caso del modelo de primera convivencia en pareja, se ha expandido cada observación tantas veces como años han transcurrido desde que la mujer alcanza los 16 años de edad hasta que ocurre el evento de interés⁸ o, de no ocurrir, la mujer cumple los 44 años de edad⁹, momento que marca la censura por la derecha.

(7) La censura por la derecha se produce cuando se acaba el periodo de observación y el acontecimiento de interés no ha sucedido [Bernardi (2006)].

(8) La estrategia empírica aborda una sola transición, por tanto, las mujeres ya no son observadas una vez que inician su primera convivencia en pareja, esto es, se analiza sólo las primeras uniones.

(9) Aunque la edad estándar para delimitar el final de la vida fértil de la mujer son los 49 años, la información retrospectiva en las mujeres mayores de 44 años tiene muy poca calidad (por incoherencias resultantes de problemas de memoria y por falta de respuesta) y además se observan pocos emparejamientos y nacimientos en ese tramo de edad, por estos motivos se ha decidido terminar el periodo de observación a los 44 años.

En el caso del análisis de la primera maternidad las mujeres entran en riesgo después iniciar la primera convivencia en pareja¹⁰ y en los modelos que analizan las paridades siguientes, el riesgo se inicia con el nacimiento del hijo anterior. En cuanto al periodo de observación, en cada uno de los modelos de maternidad este periodo se extiende hasta que se registra la paridad que se está analizando en cada modelo. De no registrarse el evento de estudio, se fija la censura en los 44 años de edad o en el momento de la entrevista.

En el modelo de primera convivencia en pareja la variable dependiente toma valor 1 cuando la mujer inicia su primera convivencia en pareja. Y en los modelos de sucesivas paridades la variable dependiente toma el valor 1 en el año en que la mujer tiene su primer, segundo y tercer hijo, respectivamente.

Relacionaremos la distribución de estas variables dependientes con un conjunto de variables explicativas. Estas variables son relativas a características personales (nivel de estudios, edad (y su cuadrado), cohorte de nacimiento y situación profesional) y de la familia de origen (si los padres de la entrevistada se separaron en algún momento). Respecto a las variables del entorno se ha incorporado a los modelos la tasa de ocupación femenina en la comunidad autónoma de residencia y la región de residencia¹¹ de las mujeres.

Adicionalmente, en el modelo de primera convivencia en pareja se ha añadido una variable que indica la edad a la que tuvo la primera relación íntima. Además, en los modelos de maternidad se incorpora el tipo de convivencia (matrimonio frente a unión de hecho) y el número de hermanos de madre. En el modelo de primera maternidad se han incorporado una variable que indica la edad a la que comenzó la primera convivencia en pareja y dos características del cónyuge: su nivel de estudios y edad. Finalmente, en los modelos de segunda y tercera maternidad se han incluido variables relacionadas con los hijos anteriores: nacimiento prematuro del hijo más reciente, la edad del hijo pequeño y el sexo de los hijos anteriores. Las variables cambiantes en el tiempo se incorporan en el modelo retardadas con el fin de observarlas en el momento de la concepción¹² de los hijos en lugar del de nacimiento.

Los valores medios de todas las variables incluidas en los modelos multivariantes se presentan en la tabla A.I del Apéndice. En ella se observa, por un lado, mayor porcentaje de observaciones que están en riesgo de iniciar la primera convivencia en pareja en cohortes más antiguas, tienen un mayor nivel educativo, no participan en el mercado de trabajo, no vivieron en su infancia o juventud la separación matrimonial de sus padres, tuvieron su primera relación íntima entre los 18 y 21 años y están más presentes en las regiones del Norte. Por otro lado, los episodios de mujeres que pueden tomar la decisión del 2º y del 3er hijo corresponden a mujeres de cohortes más antiguas, tienen un menor nivel educativo, no participan en el mercado de trabajo, están casadas, tienen un mayor número de hermanos y se concentran más en las regiones del Sur.

(10) En este análisis no se tiene en cuenta aquellas mujeres que pueden ser solteras en el momento de la concepción (que fijamos ocho meses antes del nacimiento) pero no en el momento del nacimiento.

(11) Norte (Asturias, Cantabria, Galicia, Navarra, País Vasco y La Rioja), Levante (Aragón, Baleares, Cataluña y Valencia), Centro (Castilla y León, Castilla-La Mancha y Madrid) y Sur (Andalucía, Canarias, Extremadura y Murcia).

(12) Fijamos la fecha de concepción, que es una *proxy* del momento en el que se decide tener un hijo, ocho meses antes del nacimiento.

3. RESULTADOS

A continuación, en la tabla I, se recogen los resultados del modelo de primera convivencia en pareja y los modelos de transición a la primera, segunda y tercera maternidad. En lugar de los coeficientes se muestran aquí los *hazard ratio* para facilitar la interpretación de los resultados. Valores del *hazard ratio* por encima de la unidad indican una mayor probabilidad de que ocurra el evento de interés en comparación a la categoría de referencia en cada caso.

3.1. La transición a la primera convivencia en pareja

El tiempo invertido en el sistema educativo disminuye la probabilidad de iniciar la primera convivencia en pareja en el periodo de observación, tal y como avanzaban los trabajos de Baizán *et al.* (2003) y Gustaffsson y Worku (2005); la probabilidad de convivir en pareja hasta el momento disminuye un 60% para las mujeres con educación secundaria obligatoria, un 82% en el caso de las mujeres con bachillerato o formación profesional y más de un 90% para las mujeres con estudios superiores respecto de las que no tienen estudios o sólo tienen estudios primarios. Por tanto, se comprueba que el sistema normativo imperante contempla la finalización de los estudios como un estado previo a la convivencia en pareja [Blossfeld y Huinink (1991)]. Sin embargo, la situación profesional no muestra un efecto significativo sobre la probabilidad de iniciar la primera convivencia en pareja. Este resultado difiere del obtenido por Gutiérrez-Domènech (2008), que encuentra que las mujeres que trabajan tienen mayor probabilidad de casarse.

En cuanto al resto de variables personales, en la tabla I se observa que, por un lado, a medida que aumenta la edad de la mujer, aumenta la probabilidad de iniciar la primera convivencia en pareja, pero a un ritmo decreciente. Por otro lado, las mujeres pertenecientes a la cohorte más reciente (1971-1980) tienen menor probabilidad de haber iniciado la primera convivencia en pareja en el periodo de observación en comparación con las mujeres nacidas entre 1961 y 1970. Estos resultados confirman que entre las mujeres de cohortes más recientes se ha producido un retraso en el inicio de la convivencia en pareja, en línea con los resultados obtenidos por Castro-Martín (1999).

La siguiente variable explicativa recoge una característica relativa a la familia de origen: si los padres de la mujer se separaron en algún momento. Los resultados confirman que las mujeres que han vivido una separación matrimonial de sus padres, ya sea temporal o definitiva, tienen mayor probabilidad de haber iniciado la primera convivencia en pareja hasta el momento de la censura, quizá por el deseo de formar su propio hogar ante la inestabilidad del hogar paterno. Este resultado difiere del obtenido por Castro-Martín (1999), que no encuentra una relación significativa entre la transición al matrimonio y la separación de los padres.

Respecto a las variables que recogen características del entorno, el trabajo remunerado es, junto al acceso a la vivienda, uno de los factores determinantes del proceso de independencia familiar de los jóvenes [Requena (2002b)], lo que puede explicar que las mujeres que residen en regiones con mayores oportunidades de empleo, resultado de su estructura productiva (como es el caso de la zona de Levante), o porque registran en el momento de la toma de decisiones una mayor tasa de ocupación, muestren una mayor probabilidad de haber iniciado la primera convivencia en pareja en el periodo en que son observadas.

Finalmente, la decisión de iniciar la primera convivencia en pareja se encuentra ligada al momento en que se tiene la primera relación íntima [Delgado *et al.* (2009b)]. Los resultados muestran que la probabilidad de haber iniciado la primera convivencia en pareja disminuye conforme aumenta la edad a la que la mujer tuvo su primera relación íntima, tal y como se avanzaba en el trabajo de Miller y Heaton (1991). En comparación con las mujeres que se iniciaron en la vida sexual activa antes de cumplir 18 años, dicha probabilidad disminuye un 67% para las mujeres que tuvieron su primera relación íntima entre los 18 y 21 años y más de un 90% para aquellas que la tuvieron con más de 21 años.

Finalmente, se aprecia que la heterogeneidad inobservada resulta relevante en la especificación, lo que indica que existen factores no recogidos explícitamente en el modelo que inciden en la decisión de acceder a la primera convivencia en pareja.

3.2. *La transición a la primera, segunda y tercera maternidad*

Tradicionalmente ha prevalecido (y sigue haciéndolo, aunque en menor medida) una importante asociación entre la formación de una unión corresponsarial y la reproducción. Aunque en los últimos años ha aumentado el número de madres solteras, todavía la mayoría de los hijos nacen con posterioridad al inicio de la convivencia de sus padres [Castro-Martín (2010)]. En la tabla I se muestran los modelos de transición a la primera, segunda y tercera maternidad para mujeres casadas o cohabitantes. Como se indicó en la introducción de este trabajo, el análisis de las sucesivas paridades representa un elemento de valor añadido respecto a la mayoría de los estudios que abordan las decisiones de maternidad en España, pues analizan exclusivamente la primera maternidad.

Tal y como se desprende de las teorías recogidas en la Sección 1, una de las variables más relevantes en las decisiones de maternidad es el nivel educativo alcanzado por las mujeres. En la tabla I se observa que las mujeres con educación superior muestran menor probabilidad de haber sido madres en el periodo de observación que las mujeres demás, en línea con los resultados presentados por González y Jurado-Guerrero (2006). Ello posiblemente responde al mayor coste de oportunidad que representa para estas mujeres la interrupción de la carrera laboral por motivos de crianza, ya que pueden obtener salarios más altos en el mercado de trabajo. Con ello estas mujeres retrasan la maternidad más allá de lo que ya postergan la convivencia, mientras que las mujeres con estudios secundarios retrasarían la maternidad respecto a las menos cualificadas exclusivamente a través de un inicio tardío de la convivencia. Sin embargo, una vez que las mujeres han tenido su primer hijo, el nivel educativo no parece marcar grandes diferencias en la probabilidad de tener el segundo y tercer hijo¹³.

En cuanto a las variables edad y cohorte de nacimiento, se observa que, por un lado, la edad no parece influir en la probabilidad de tener el primer hijo, pero sí en la probabilidad de tener el segundo y tercer hijo. Dicha probabilidad crece con el tiempo, pero a tasas decrecientes. Este resultado puede deberse a que la primera maternidad no viene determinada tanto por la edad biológica de la mujer como por la

(13) Sólo las mujeres con educación secundaria obligatoria muestran una menor probabilidad de haber tenido el tercer hijo hasta el momento de la observación o la censura en comparación con las mujeres sin estudios o con estudios primarios.

edad a la que ésta inicia su primera convivencia en pareja. Por otro lado, las mujeres de cohortes más recientes tienen mayor probabilidad de retrasar la primera maternidad [Delgado *et al.* (2007)], mientras que la cohorte de nacimiento no resulta significativa en el *timing* de las siguientes paridades. Por tanto, las mujeres de cohortes más recientes tienen mayor probabilidad de retrasar la primera maternidad, pero esto no se traduce en una menor probabilidad de registrar más nacimientos una vez que se han convertido en madres por primera vez.

La última característica personal que incorporan los modelos recoge el efecto de la situación profesional sobre las decisiones de fecundidad. Se observa que las mujeres que participan en el mercado de trabajo tienen mayor probabilidad de retrasar el nacimiento de su primer hijo, en línea con Gutiérrez-Domènech (2008), si bien aquellas que trabajan como asalariadas eventuales retrasan todavía más la primera maternidad que las que tienen un contrato indefinido. En esas circunstancias tendría un mayor coste renunciar al empleo (y a una posible carrera) para dedicarse a la crianza cuando no se han estabilizado laboralmente. Sin embargo, para el segundo y tercer hijo no se observa ningún efecto significativo. Una vez adoptada la decisión de ser madre, el *timing* de las siguientes paridades viene más condicionado por otras circunstancias.

El segundo grupo de variables explicativas recoge características relativas al tipo de convivencia actual y a la familia de origen: número de hermanos por parte de madre como *proxy* del tamaño de familia materna y separación en algún momento de los padres de la entrevistada. Las mujeres que están legalmente casadas muestran mayor probabilidad de haber tenido un primer hijo en el periodo de observación que las que conviven en pareja sin estar casadas [este resultado es coherente con Sheran (2007)].

Las mujeres que se criaron en hogares de mayor tamaño (mayor número de hermanos) tienen mayor probabilidad de haber tenido un tercer hijo a lo largo del periodo en que son observadas, en línea con Hicks y Martínez-Aguado (1987), lo que corrobora que tratan de seguir en la formación de sus familias patrones que recuerdan a su hogar de origen. Otra característica que identifica la estructura del hogar paterno, la separación de los padres de la entrevistada, no parece en cambio influir en las decisiones de fecundidad.

Las características del entorno también pueden afectar a la hora de tomar las decisiones de maternidad. Los resultados muestran que las mujeres que residen en la zona Centro y en la zona Sur retrasan menos su primera maternidad que aquellas que residen en la zona Norte. Además, vivir en la zona Sur del país aumenta la probabilidad de tener un segundo hijo después del momento de censura. Este resultado es coherente con el hecho de que en dichas zonas la tasa de natalidad es más elevada [Álvarez-Llorente (2002)]. Por otro lado, las oportunidades laborales para las mujeres en la región donde viven, aproximada por las tasas autonómicas de ocupación femenina en el momento de la concepción, no parecen influir sobre ninguna de las decisiones de fecundidad analizadas.

En el modelo de primera maternidad se han incorporado tres variables adicionales, vinculadas a la vida en pareja: la edad de la mujer cuando comenzó su primera convivencia, el nivel de estudios de su cónyuge y su edad. Los resultados muestran, en primer lugar, que conforme aumenta la edad a la que la mujer comenzó la primera convivencia en pareja aumenta la probabilidad de retrasar el nacimiento del primer hijo, en línea con los resultados obtenidos por Gutiérrez-Domènech (2008).

Tabla I: MODELO DE TRANSICIÓN A LA PRIMERA CONVIVENCIA EN PAREJA. MODELOS DE TRANSICIÓN A LA PRIMERA, SEGUNDA TERCERA MATERNIDAD. MODELO DE DURACIÓN EN TIEMPO DISCRETO CON CONTROL POR LA HETEROGENEIDAD INOBSERVADA (PGMHAZ8). HAZARD RATIO

		Convivencia	1 ^{er} hijo	2 ^o hijo	3 ^{er} hijo
Edad en <i>t-1</i>	Edad	2,921*** (0,215)	0,888 (0,083)	1,219*** (0,002)	1,382*** (0,005)
Edad al cuadrado en <i>t-1</i>	Edad ²	0,987*** (0,002)	1,003* (0,002)	0,997*** (0,000)	0,993*** (0,000)
Cohorte de nacimiento (ref. Cohorte 1961-1970)	Cohorte 1971-1980	0,447*** (0,050)	0,825** (0,070)	1,105 (0,086)	1,049 (0,227)
Nivel de estudios (ref. Sin estudios-primarios)	Ed. secundaria obligatoria	0,403*** (0,090)	0,814 (0,119)	0,910 (0,074)	0,659** (0,131)
	Bachillerato-FP	0,184*** (0,044)	0,782 (0,123)	0,910 (0,120)	0,853 (0,196)
	Estudios superiores	0,076*** (0,020)	0,566*** (0,092)	1,041 (0,145)	0,981 (0,258)
Situación profesional (ref. No trabaja)	Asalariada fija	1,035 (0,151)	0,613*** (0,074)	0,886 (0,116)	0,986 (0,340)
	Asalariada eventual	0,860 (0,159)	0,511*** (0,103)	1,238 (0,245)	– –
	No asalariada	1,592 (0,513)	0,966 (0,234)	0,901 (0,217)	– –
	Otra situación ¹⁴	2,133* (0,893)	1,565 (0,693)	0,512 (0,293)	0,983 (0,370)
	Trabaja pero no define situación	0,971 (0,081)	0,528*** (0,044)	0,696*** (0,053)	0,0833 (0,154)
Tipo de convivencia (ref. Matrimonio)	Convivencia sin matrimonio	– –	0,472*** (0,052)	1,187 (0,145)	0,961 (0,287)
	No contesta	– –	0,340*** (0,042)	0,768** (0,100)	1,488 (0,400)
	Padres separados (ref. No padres separados)	Sí padres separados	1,906*** (0,394)	1,011 (0,020)	0,965 (0,144)

(14) En el modelo de tercera maternidad esta categoría incluye también a las asalariadas eventuales y a las no asalariadas, dado el pequeño tamaño de las categorías minoritarias en la muestra restringida a las madres.

Tabla I: MODELO DE TRANSICIÓN A LA PRIMERA CONVIVENCIA EN PAREJA. MODELOS DE TRANSICIÓN A LA PRIMERA, SEGUNDA TERCERA MATERNIDAD. MODELO DE DURACIÓN EN TIEMPO DISCRETO CON CONTROL POR LA HETEROGENEIDAD INOBSERVADA (PGMH δ). HAZARD RATIO (continuation)

		Convivencia	1 ^{er} hijo	2 ^o hijo	3 ^{er} hijo
Número de hermanos	Hijos de la madre	–	1,010	1,022*	1,121***
		–	(0,020)	(0,015)	(0,026)
Zona de residencia (ref. Zona Norte)	Zona Levante	1,402**	1,123	1,213*	1,229
		(0,190)	(0,111)	(0,130)	(0,317)
	Zona Centro	0,925	1,310**	1,219**	1,303
		(0,134)	(0,143)	(0,120)	(0,363)
	Zona Sur	1,215	1,212*	1,287***	1,396
		(0,168)	(0,125)	(0,114)	(0,293)
Tasa autonómica de ocupación <i>t-1</i>	Tasa de ocupación	1,012***	1,004	1,000	1,001
		(0,003)	(0,004)	(0,001)	(0,002)
Edad a la que tuvo la primera relación íntima (ref. Menos de 18 años)	Entre 18 y 21 y 24 años	0,326***	–	–	–
		(0,050)	–	–	–
	Más de 21 años	0,077***	–	–	–
		(0,019)	–	–	–
	No contesta	0,134***	–	–	–
		(0,032)	–	–	–
Edad a la que comenzó la primera convivencia en pareja (ref. Menos de 20 años)	Entre 20 y 24 años	–	0,911	–	–
		–	(0,147)	–	–
	Entre 25 y 29 años	–	0,637**	–	–
		–	(0,144)	–	–
	Más de 29 años	–	0,510**	–	–
		–	(0,160)	–	–
Nivel de estudios del cónyuge (ref. Primarios-Estudios secundarios)	Bachillerato–FP	–	0,776**	–	–
		–	(0,080)	–	–
	Estudios superiores	–	0,886	–	–
		–	(0,091)	–	–
	No contesta	–	0,740**	–	–
		–	(0,112)	–	–
Edad del cónyuge en <i>t-1</i> (ref. Menos de 26 años)	De 26 a 30 años	–	1,092	–	–
		–	(0,107)	–	–
	De 31 a 35 años	–	1,609***	–	–
		–	(0,195)	–	–

Tabla I: MODELO DE TRANSICIÓN A LA PRIMERA CONVIVENCIA EN PAREJA. MODELOS DE TRANSICIÓN A LA PRIMERA, SEGUNDA TERCERA MATERNIDAD. MODELO DE DURACIÓN EN TIEMPO DISCRETO CON CONTROL POR LA HETEROGENEIDAD INOBSERVADA (PGMHAZ8). HAZARD RATIO (continuation)

		Convivencia	1 ^{er} hijo	2 ^o hijo	3 ^{er} hijo
	Más de 35 años	–	1,423**	–	–
		–	(0,245)	–	–
	No contesta	–	0,755	–	–
		–	(0,138)	–	–
Prematuro último hijo (ref. No prematuro)	Sí prematuro	–	–	0,835	1,037
		–	–	(0,150)	(0,296)
	No contesta	–	–	1,125	1,255
		–	–	(0,220)	(0,451)
Edad del hijo pequeño (ref. Menor de 3 años)	3 o más años	–	–	0,716***	2,136***
		–	–	(0,048)	(0,295)
Sexo del primer hijo (ref. Varón)	Mujer	–	–	1,003	–
		–	–	(0,071)	–
Sexo del primer y segundo hijo (ref. Mismo sexo)	Diferente sexo	–	–	–	0,820
		–	–	–	(0,127)
Constante		0,000***	2,182	0,007***	0,001***
		(0,000)	(2,579)	(0,001)	(0,000)
Heterogeneidad no observada		2,088***	0,399***	0,000	0,000
		(0,253)	(0,087)	(0,000)	(0,000)
Número de observaciones		21.450	6.227	6.581	5.215
Número de individuos		2.266	1.748	1.420	861
Logaritmo de la verosimilitud		-5,740	-2,978	-2,570	-658,6

Errores estándar en paréntesis, *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Fuente: Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006, CIS.

En segundo lugar, las mujeres cuyos cónyuges tienen estudios de bachillerato o formación profesional tienen mayor probabilidad de retrasar la primera maternidad que las mujeres emparejadas con varones que han alcanzado estudios primarios o secundarios obligatorios. Sin embargo, que la pareja tenga estudios superiores no parece influir en las decisiones de fecundidad, lo que puede deberse a que probablemente la entrevistada también los tenga (y el modelo muestra que esa circunstancia retrasa la primera maternidad además del emparejamiento). Estos resultados no confirman los

obtenidos por Álvarez-Llorente (2002), que encuentra que la educación del cónyuge contribuye a adelantar la primera maternidad. Por último, cuando el cónyuge tiene más de 30 años la pareja retrasa en menor medida el nacimiento de su primer hijo.

Adicionalmente, en los modelos de segunda y tercera maternidad se han incorporado variables relacionadas con los hijos anteriores: nacimiento prematuro del hijo previo, la edad del hijo pequeño y el sexo de los hijos anteriores. Ni el nacimiento prematuro del hijo anterior ni el sexo de los hijos previos parecen influir en la decisión de tener un hijo adicional. Sin embargo, la significatividad de la edad de los hijos anteriores denota patrones de espaciamiento de hijos. Cuando el primer hijo es menor de 3 años aumenta la probabilidad de tener un segundo hijo en el periodo de observación y si el segundo hijo es menor de 3 años disminuye la probabilidad de tener un tercero hasta el momento de la censura. Los resultados confirman que las mujeres afrontan nacimientos más cercanos en el tiempo en los primeros dos hijos, mientras que dejan transcurrir más tiempo entre el segundo nacimiento y el tercero. Baizán (2006) encuentran que la probabilidad de tener un nuevo hijo es creciente hasta (aproximadamente) el cuarto año desde el nacimiento del último, para decrecer a continuación desde ese momento.

Finalmente, la heterogeneidad no observada resulta relevante en el modelo de primera maternidad. Esto apunta a que existen factores no recogidos explícitamente en el modelo que inciden en la decisión de tener el primer hijo. Sin embargo, la heterogeneidad inobservable no ha resultado relevante para las especificaciones de las sucesivas paridades.

4. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha explotado la Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006 realizada por el CIS para estudiar los factores que influyen en la decisión de transitar a la primera convivencia en pareja, así como a la primera, segunda y tercera maternidad en el seno de las parejas. Se ha prestado especial atención al papel de la educación con el objetivo de comprobar si las mujeres más cualificadas muestran menor probabilidad de transitar a la primera convivencia en pareja y a las sucesivas paridades. Para ello se han estimado distintos modelos de probabilidad en tiempo discreto con control por la heterogeneidad inobservada.

La gran relevancia del nivel educativo en las decisiones familiares queda de manifiesto cuando se comprueba que las mujeres con mayor nivel educativo retrasan el inicio de la primera convivencia en pareja y la primera maternidad en comparación con las de menor formación. Los resultados para las mujeres pertenecientes a cohortes de nacimiento más recientes, marcadas por la expansión educativa de las últimas décadas, corroboran lo anterior. El impacto del nivel educativo en el *timing* de las decisiones familiares responde, por razones evidentes, al mayor número de años que las mujeres pasan en el sistema educativo. También está vinculado a la mayor participación laboral de las mujeres cualificadas, que aumenta el coste de oportunidad de la maternidad y la crianza. Persiste aun controlando por la situación laboral y las cohortes de nacimiento, que también resultan ser relevantes *per se* en la decisión relativa a la primera maternidad. Los mecanismos que explican esta marcada influencia del nivel educativo en las decisiones familiares más allá de la par-

ticipación en el mercado de trabajo no son detectables en la base de datos aquí utilizada. Entre los candidatos a explicarla están nuevos valores familiares y cambios en el rol social y familiar de las mujeres españolas.

La decisión de tener un hijo es una de las más importantes que una mujer puede tomar a lo largo de su vida y cada vez se hace de forma más planificada. A lo largo de las dos últimas décadas las mujeres españolas han apostado por acometer primero otros proyectos de vida como cursar estudios universitarios o poner en marcha y consolidar sus carreras profesionales y sus relaciones de pareja a través de periodos de convivencia relativamente prolongados.

Nuestros resultados destacan el importante papel que la educación ha jugado en la evolución de las mujeres en la sociedad española, al influir en sus decisiones familiares por varias vías: retrasando el inicio de la vida en pareja y, en algunos casos, una vez en pareja, provocando un mayor espaciamiento entre convivencia y maternidad. De hecho es también muy relevante el retraso en la maternidad en las mujeres ocupadas (sobre todo cuando no disfrutaban de estabilidad laboral). Este resultado denota importantes dificultades para la conciliación de la vida laboral y familiar en España: las mujeres españolas se enfrentan a un mercado laboral marcado por la falta de puestos de trabajo a tiempo parcial con condiciones aceptables, siendo muy a menudo involuntario el trabajo femenino a tiempo parcial, a diferencia de lo que ocurre en otros países europeos. 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. La inestabilidad e incertidumbre en las rentas laborales resultante desalienta la creación de nuevos hogares y la maternidad. El coste personal y social de estas decisiones no debería pasar inadvertido.

Los cambios acaecidos en la sociedad española durante el periodo aquí analizado, como la mayor frecuencia de uniones de hecho y de familias monoparentales, el envejecimiento de la población y las bajas tasas de natalidad han llevado a reformas en las leyes laborales para adecuarlas a la realidad social¹⁵. Sin embargo, aún existen serias dificultades para compatibilizar la vida laboral y familiar. Son necesarias políticas familiares más audaces en materia de conciliación de la vida familiar y laboral: una red más tupida de guarderías públicas de calidad para niños menores de tres años, un permiso de excedencia por cuidado de hijos retribuido de mayor duración al vigente en la actualidad y mayores ayudas directas a las familias.

En conclusión, las insuficientes políticas de apoyo decidido a la familia en España y la falta de oportunidades laborales para las mujeres conducen a un preocupante descenso en la tasa de natalidad que, junto al incremento de la esperanza de vida están provocando un acelerado envejecimiento de la población española. Este proceso deteriora la ratio de cotizantes y pensionistas y hace inviable el equilibrio del sistema público de pensiones de reparto prevalente en España.

(15) Entre las más recientes destacan la nueva definición de familia numerosa y las normas que destinadas a apoyar a las mujeres trabajadoras discapacitadas y a las que son víctimas de la violencia de género.

ÁPENDICE

Tabla A.I: VALORES MEDIOS DE LAS VARIABLES UTILIZADOS
EN LOS MODELOS MULTIVARIANTES

		Convivencia	1 ^{er} hijo	2 ^o hijo	3 ^{er} hijo
Edad en <i>t-1</i>	Edad	21,37	26,49	28,66	32,18
Edad al cuadrado en <i>t-1</i>	Edad ²	476,55	720,27	844,97	1057,73
Cohorte de nacimiento	Cohorte 1961-1970	51,82	60,70	78,38	88,57
	Cohorte 1971-1980	48,18	39,30	21,62	11,43
Nivel de estudios	Sin estudios-primarios)	4,60	6,01	10,01	11,72
	Ed. secundaria obligatoria	23,95	28,17	38,79	39,83
	Bachillerato-FP	23,47	23,32	24,98	25,02
	Estudios superiores	47,99	42,51	26,21	23,43
Situación profesional	No trabaja	54,01	35,49	52,24	55,90
	Asalariada fija	8,05	12,32	9,74	9,40
	Asalariada eventual	3,47	3,36	2,16	–
	No asalariada	1,40	1,59	2,01	–
	Otra situación	0,87	0,40	0,55	6,02
	Trabaja pero no define situación	32,60	46,84	33,31	28,69
Tipo de convivencia	Matrimonio	–	61,19	81,16	86,31
	Convivencia sin matrimonio	–	18,34	9,54	8,53
	No contesta	–	20,48	9,30	5,16
Padres separados	No padres separados	93,96	91,76	93,97	95,24
	Sí padres separados	6,04	8,24	6,03	4,76
Número de hermanos	Hijos de la madre	–	3,57	3,85	3,98
Zona de residencia	Zona Norte	30,26	29,21	26,26	22,36
	Zona Levante	24,19	30,09	28,23	27,04
	Zona Centro	20,61	17,02	17,67	18,33
	Zona Sur	24,95	23,67	27,84	32,27
Tasa autonómica de ocupación <i>t-1</i>	Tasa de ocupación	31,36	44,71	45,85	48,84

Tabla A.I: VALORES MEDIOS DE LAS VARIABLES UTILIZADOS EN LOS MODELOS MULTIVARIANTES (continuation)

		Convivencia	1 ^{er} hijo	2 ^o hijo	3 ^{er} hijo
Edad a la que tuvo la primera relación íntima	Menos de 18 años	16,64	–	–	–
	Entre 18 y 21 años	48,16	–	–	–
	Más de 21 años	24,58	–	–	–
	No contesta	10,62	–	–	–
Edad a la que comenzó la primera convivencia en pareja	Menos de 20 años	–	14,47	–	–
	Entre 20 y 24 años	–	39,39	–	–
	Entre 25 y 29 años	–	37,06	–	–
	Más de 29 años	–	9,07	–	–
Nivel de estudios del cónyuge	Primarios-Estudios secundarios	–	35,25	–	–
	Bachillerato-FP	–	19,29	–	–
	Estudios superiores	–	27,45	–	–
	No contesta	–	18,02	–	–
Edad del cónyuge en <i>t-1</i>	Menos de 26 años	–	18,92	–	–
	De 26 a 30 años	–	37,05	–	–
	De 31 a 35 años	–	22,03	–	–
	Más de 35 años	–	7,95	–	–
	No contesta	–	13,60	–	–
Prematuro último hijo	No prematuro	–	–	89,17	88,53
	Sí prematuro	–	–	8,01	7,40
	No contesta	–	–	2,83	4,07
Edad del hijo pequeño	Menor de 3 años	–	–	59,54	31,33
	3 o más años	–	–	40,46	68,67
Sexo del primer hijo	Varón	–	–	54,66	–
	Mujer	–	–	45,34	–
Sexo del primer y segundo hijo	Mismo sexo	–	–	–	51,95
	Diferente sexo	–	–	–	48,05
Número de observaciones		21.450	6.227	6.581	5.215
Número de individuos		2.266	1.748	1.420	861

Fuente: Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006, CIS.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alba, A., Álvarez-Llorente, G. y R. Carrasco (2009): "On the estimation of the effect of labour participation on fertility", *Spanish Economic Review*, vol. 11, n.º 1, págs. 1-22.
- Álvarez-Llorente, G. (2002): "Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España", *Investigaciones Económicas*, vol. 26, n.º 1, págs. 187-218.
- Baizán, P., Aassve, A. y F.C. Billari (2003): "Cohabitation, marriage, first birth: the interrelationship of family formation events in Spain", *European Journal of Population*, vol. 19, n.º 2, págs. 147-169.
- Baizán, P. (2006): "El efecto del empleo, el paro y los contratos temporales en la baja fecundidad española de los años 1990", *REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, n.º 115, págs. 223-253.
- Barrera, R. (2011): "El vacío institucional en el modelo de elección racional aplicado a la fecundidad", *Revista de Economía Institucional*, vol. 13, n.º 25, págs. 223-248.
- Becker, G.S. (1981): *A Treatise on the Family* (Enlarged Edition, 1991). Cambridge (Massachusetts): Harvard University Press.
- Bernardi, F. (2006): *Análisis de la historia de acontecimiento* (vol. 38). CIS.
- Blossfeld, H.P. y J. Huinink (1991): "Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation", *The American Journal of Sociology*, vol. 97, n.º 1, págs. 143-168.
- Castro-Martín, T. (1992): "Delayed childbearing in contemporary Spain: trends and differentials", *European Journal of Population*, vol. 8, n.º 3, págs. 217-246.
- Castro-Martín, T. (1999): "Pautas recientes en la formación de pareja", *RIS: Revista Internacional de Sociología*, n.º 23, págs. 61-94.
- Castro-Martín, T. (2007): *Maternidad sin matrimonio: nueva vía de formación de familias en España*. Madrid: Fundación BBVA, Documento de Trabajo 16.
- Castro-Martín, T. (2010): "Single motherhood and low birthweight in Spain: Narrowing social inequalities in health", *Demographic Research*, vol. 22, n.º 7, págs. 863-890.
- Coppola, L. (2004). "Education and union formation as simultaneous in Italy and Spain", *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, vol. 20, n.º 3, págs. 219-250.
- Davia, M.A. y N. Legazpe (2013): "Factores determinantes en la decisión de tener el primer hijo en las mujeres españolas", *Papeles de Población*, vol. 19, n.º 75, págs. 1-30.
- 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, n.º 2, págs. 153-172.
- Del Campo, S. y M.M. Rodríguez-Brioso (2002): "La transformación de la familia española durante la segunda mitad del siglo XX", *REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, n.º 100, págs. 103-165.
- Delgado, M. (Coordinadora) (2007): *Encuesta de Fecundidad, Familia y Valores 2006*, Serie "Opiniones y Actitudes", 59. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Delgado, M., De Rose, A., Barrios, L. y F. Zamora (2009a): "The delay of maternity and its causes: An analysis of the timing of the first child in Spain", *GENUS*, vol. LX, n.º 2, págs. 79-111.
- Delgado, M., Zamora, F., Barrios, L., Cámara, N., Alberdi, I. y A. De Rose (2009b): *Fecundidad y trayectoria laboral de las mujeres en España*. Madrid: Instituto de la Mujer.
- González, 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, n.º 4, págs. 317-352.

- 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, n.º 1, págs. 91-113.
- Gutiérrez-Domènech, M. (2008): "The impact of the labour market on the timing of marriage and births in Spain", *Journal of Population Economics*, vol. 21, n.º 1, págs. 83-110.
- Hicks, W.W. y T. Martínez-Aguado (1987): "Los determinantes de la fecundidad dentro del matrimonio en España", *REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, n.º 39, págs. 195-212.
- Jenkins, S.P. (1995): "Easy estimation methods for discrete-time duration models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57, n.º 1, págs. 129-138.
- Jenkins, S.P. (1997): "Discrete time proportional hazards regression", *Stata Technical Bulletin*, STB-39, sbe17.
- Kaplan, E.L. y P. Meier (1958): "Nonparametric estimation from incomplete observations", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 53, n.º 282, págs. 457-481.
- Martínez Pastor, J.I. (2006): "La homogamia educativa de las nuevas mujeres en España", *RIS: Revista Internacional de Sociología*, vol. LXIV, n.º 43, págs. 69-94.
- Martínez Pastor, J.I. (2009): *Nupcialidad y cambio social en España*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Meyer, R. (1990): "Unemployment insurance and unemployment spells", *Econometrica*, vol. 58, n.º 4, págs. 757-782.
- Miller, B.C. y T.B. Heaton (1991): "Age at first sexual intercourse and the timing of marriage and childbirth", *Journal of Marriage and Family*, vol. 53, n.º 3, págs. 719-732.
- Oppenheimer, V. K. (1988): "A theory of marriage timing", *The American Journal of Sociology*, vol. 94, n.º 3, págs. 563-591.
- Ortega, J.A. y H.P. Kohler (2001): "¿Está realmente cayendo la fecundidad española?", *REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, n.º 96, págs. 95-122.
- Prentice, R. y L. Gloeckler (1978): "Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer", *Biometrics*, vol. 34, n.º 1, págs. 57-67.
- Requena, M. (2002a): "Formación de la pareja y fecundidad: una simulación con datos de la Comunidad de Madrid", *EMPIRIA. Revista de Metodología de Ciencias Sociales*, n.º 5, págs. 37-68.
- Requena, M. (2002b): "Juventud y dependencia familiar en España", *Revista de Estudios de Juventud*, n.º 58, págs. 10-23.
- Sheran, M. (2007): "The career and family choices of women: A dynamic analysis of labor force participation, schooling, marriage, and fertility decisions", *Review of Economic Dynamics*, vol. 10, n.º 3, págs. 367-399.

Fecha de recepción del original: diciembre, 2014
Versión final: enero, 2016

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse the determinants of the first union formation and, then, the factors that determine the probability of Spanish women having their first, second or third child, for a set of Spanish-born females between 1961 and 1980. We use the Fertility, Family and Values Survey of 2006, conducted by the Sociological Research Centre in 2006. The multivariate technique deployed consists in different discrete-time duration models that enable control for unobserved heterogeneity. The results show, among other things, that highly educated women and women from more recent cohorts are more likely to delay the first union and the first maternity. However, once their first child has been born, educational attainment does not seem to make a big difference in successive parities.

Key words: cohabitation, maternity, education.

JEL Classification: J12, J13.

