

DECISIONES DE FECUNDIDAD Y PARTICIPACIÓN LABORAL DE LA MUJER EN ESPAÑA

GEMA ÁLVAREZ-LLORENTE

Universidad de Vigo

En este trabajo se estudian, de un modo conjunto, los determinantes de las decisiones de participación laboral y fecundidad de la mujer española. Mediante la estimación de modelos de probits alternantes se analiza el efecto de la actividad femenina sobre la fecundidad teniendo en cuenta que la primera puede ser endógena a la segunda. Se ofrecen estimaciones del efecto exógeno de la participación sobre la probabilidad de que una mujer tenga su primer, segundo o tercer hijo, es decir, una medida del efecto de la participación que no refleja diferencias en los determinantes inobservables de la fecundidad entre las mujeres que participan y las que no. Las estimaciones obtenidas reflejan la incompatibilidad que la actividad laboral y el cuidado de los hijos supone para la madre. Los modelos estimados indican, además, que el efecto de las variables explicativas incluidas en el análisis sobre la decisión de fecundidad depende de la situación laboral de la mujer así como del número de hijos que ya tiene.

Palabras clave: fecundidad, participación femenina, endogeneidad.

(JEL J13, J22)

1. Introducción

Las decisiones de una mujer concernientes a su fecundidad y su actividad laboral están estrechamente ligadas. Existe todo un área de investigación, tanto teórica como empírica, que ha tratado de estudiar ambos tipos de decisiones dentro un mismo modelo de comportamiento individual. En cuanto a la investigación empírica, hoy en día nadie duda de la importancia de tener en cuenta variables referentes a la

La autora desea expresar su agradecimiento a Alfonso Alba, César Alonso, Manuel Arellano, Olympia Bover, Raquel Carrasco y Pedro Mira por sus valiosos comentarios. Asimismo, agradece también los múltiples comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y del director de la revista. Cualquier error o deficiencia del trabajo son exclusiva responsabilidad de la autora.

situación laboral de la mujer a fin de estimar una ecuación de fecundidad, así como tampoco de la necesidad de considerar aspectos relacionados con los hijos y, en definitiva, con el comportamiento de la mujer en cuanto a su fecundidad, para estudiar la actividad femenina.

En el ámbito de la investigación aplicada, una de las cuestiones fundamentales que se plantea es el modo en que las variables de fecundidad y las variables referentes a la actividad laboral deben ser tratadas, desde el punto de vista econométrico, con el fin de obtener estimaciones consistentes de las relaciones empíricas que se estén investigando. Así, a lo largo de los últimos años, gran parte de los trabajos realizados en este campo se han dirigido a tratar, de forma más o menos satisfactoria, el problema de endogeneidad existente entre las variables de fecundidad y las referidas al mercado laboral.

Usando datos individuales, en este trabajo se analiza el efecto de la participación sobre la fecundidad en el caso español. En la medida en la que exista una cierta incompatibilidad entre la maternidad y la vida profesional, es importante contar con una buena estimación del efecto que participar en el mercado de trabajo tiene sobre la decisión de tener o no un hijo adicional. La razón es que si existe una relación negativa entre ambas actividades, dado que la tasa de participación de la mujer en España sigue siendo baja en comparación con otros países vecinos y que, por consiguiente, se espera que siga una trayectoria ascendente, probablemente la tasa de fecundidad seguirá su camino de descenso y no de estancamiento o recuperación, como se ha producido ya en otros países. Esto sucederá a menos que se tomen medidas de política pública dirigidas a facilitar a la mujer el desarrollo simultáneo de sus papeles de madre y trabajadora¹.

Como se acaba de señalar, uno de los problemas que surge a la hora de estimar el efecto de la participación laboral de la mujer sobre su decisión de fecundidad es la posible endogeneidad de ambas variables, es decir, que es probable que la participación esté correlacionada con los determinantes no observables de la fecundidad. Así, por ejemplo, podría suceder que las mujeres que deciden participar en el mercado de trabajo valoren menos los hijos que las que deciden no hacerlo. Si esto fuera así, una menor probabilidad observada de tener un hijo entre las

¹Schultz (1993), Bingley, Lanot, Symons y Walker (1995) y Stevans (1996), son algunos ejemplos de estudios a través de los cuales se examina el efecto que distintas medidas políticas pueden tener sobre el comportamiento de la mujer con respecto a sus decisiones de fecundidad y/o de participación en el mercado de trabajo.

mujeres participantes podría estar reflejando esta diferencia en las preferencias y no solamente la incompatibilidad entre la actividad laboral y el cuidado de los hijos que afecta a todas las mujeres. Para abordar ese problema en este trabajo se propone la estimación de un modelo de probits alternantes mediante el que es posible obtener una estimación del efecto exógeno que la participación ejerce sobre la fecundidad, es decir, un efecto de la participación sobre la probabilidad de tener un hijo que no refleje diferencias en los determinantes inobservables de la fecundidad entre las mujeres que participan y las que no. Dado que la decisión de tener un hijo puede depender en gran medida del número de hijos previos, el modelo propuesto es estimado para los casos del primer, segundo y tercer hijo.

La organización del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se plantean las decisiones de fecundidad y de participación haciendo una revisión de la literatura relacionada y describiendo el marco teórico que subyace a este tipo de estudios; en la sección 3 se describen los datos utilizados en el análisis y se presenta el modelo de probits alternantes aplicado a la determinación conjunta de participación y fecundidad; en la sección 4 se comentan los resultados obtenidos y, finalmente, la sección 5 resume las principales conclusiones del trabajo.

2. Decisiones de fecundidad y de participación: literatura y marco teórico

Dentro del marco teórico desarrollado por la *Nueva Teoría de la Familia*, ésta es contemplada como una unidad de producción en la que, combinando bienes y servicios comprados en el mercado con el propio tiempo de los miembros del hogar, se producen una serie de actividades que son las que generan utilidad para la familia. En este contexto los hijos aparecen como una de las actividades producidas en el seno familiar. En cuanto a su tecnología de producción se supone que ésta es intensiva en el *input* 'tiempo de la madre'. Puesto que tanto los hijos como la participación laboral de la mujer son actividades que requieren gran parte de su tiempo, ambas pueden ser hasta cierto punto incompatibles. Este enfoque es recogido en Becker (1965) y Willis (1973). Este último presenta un modelo estático sencillo para analizar la relación entre las decisiones de la mujer en cuanto su asignación de tiempo, oferta de trabajo y fecundidad.

Este tipo de modelo estático de asignación de tiempo subyace a gran parte de la literatura empírica desarrollada en este campo de inves-

tigación. Sin embargo, dentro de este marco no es posible tener en cuenta determinadas características inherentes a la decisión de tener un hijo. En primer lugar hay que señalar que la decisión de fecundidad tiene una doble vertiente. Por una parte se puede hablar de lo que en la literatura se conoce como fecundidad completa, es decir, el número total de hijos que una mujer tiene a lo largo de su vida biológica fértil; y por otra de la decisión sobre el momento del ciclo vital en que tener esos hijos. Además, la decisión de fecundidad es una decisión irreversible, de tal manera que la llegada de un hijo al hogar impondrá restricciones sobre las posteriores decisiones de la familia. Por lo tanto la decisión de fecundidad tiene una naturaleza dinámica y secuencial que los modelos estáticos originales dejan a un lado.

En este sentido, se han planteado modelos dinámicos que analizan la relación entre las decisiones de participación y fecundidad de la mujer en un contexto de ciclo vital. A medida que transcurre el tiempo y se modifica el conjunto de información en el que la mujer condiciona sus decisiones, ésta puede ir ajustando sus planes modificando sus decisiones futuras de participación y fecundidad, tanto en cuanto al número total de hijos deseados como en cuanto al momento del tiempo en que desea tenerlos. Estimaciones de este tipo de modelos son posibles mediante el uso de técnicas de programación dinámica².

Dentro de los trabajos que tratan de reflejar la naturaleza dinámica de la decisión de fecundidad se pueden encontrar algunos en los que específicamente se distingue esta doble vertiente de la decisión de fecundidad, como Butz y Ward (1980), a nivel empírico, y Razin (1980), a nivel teórico. Otros ejemplos de trabajos que parten de un modelo dinámico de fecundidad y participación en el ciclo vital son Heckman y Willis (1976), Moffit (1984) y Hotz y Miller (1988). Finalmente, también se han aplicado modelos de riesgo al análisis del tránsito de un nacimiento a otro por ejemplo en Sprague (1990), en Heckman y Walker (1990) y, para el caso español, en Castro (1992), que estudia el tránsito a la maternidad.

²Algunos modelos dinámicos que se han planteado para analizar el comportamiento de la mujer respecto a su fecundidad tratan de incorporar una descripción más realista de los aspectos biológicos del proceso de reproducción humana, como es su naturaleza estocástica. Tales modelos centran su atención en las estrategias anticonceptivas que las parejas siguen a lo largo de su vida en un intento de controlar su reproducción, de forma que la decisión que se proponen modelizar no es la de tener o no tener un hijo, sino la concerniente a qué tipo de método anticonceptivo utilizar.

Una revisión reciente de la literatura relacionada así como de los diversos aspectos que surgen a la hora de estudiar la decisión de fecundidad se puede encontrar en Hotz, Klerman y Willis (1997). En Browning (1992) se discute ampliamente cómo la presencia de hijos en el hogar afecta al comportamiento del mismo. En dicho trabajo se pueden encontrar las referencias básicas de estudios que analizan el efecto que los hijos tienen sobre la decisión de oferta de trabajo femenina. A este respecto, Browning destaca la gran importancia que tienen los supuestos mantenidos acerca de la exogeneidad de las variables referidas a los hijos al estimar una ecuación de actividad femenina³. En este trabajo se plantea la cuestión opuesta, pues lo que se pretende es analizar el efecto de la actividad femenina sobre la fecundidad teniendo en cuenta que la primera puede ser endógena a la segunda.

En el caso español la investigación en materia de fecundidad desde un punto de vista económico se encuentra en una etapa mucho menos avanzada. Si bien hay una amplia gama de estudios descriptivos de la evolución de la tasa de participación de la mujer en el mercado de trabajo y de la tasa de natalidad (ver por ejemplo Garrido, 1992 y Blanes, Gil y Pérez, 1996), pocos intentos se han realizado para estudiar ambas decisiones, participar o no y tener un hijo o no, de un modo conjunto desde el punto de vista econométrico. Cabe señalar el estudio dirigido por Fernández (1987) el cual, si bien las estimaciones se realizan utilizando mínimos cuadrados ordinarios, de forma que no se tiene en cuenta la endogeneidad de la participación, es uno de los primeros en que se pone de manifiesto la importancia que tienen las variables estrictamente económicas (renta del hogar, salario de la mujer y de su pareja), junto con la participación laboral de la mujer y su nivel de educación, en el estudio del descenso observado en la tasa de fecundidad en España.

Este trabajo contribuye a llenar el vacío existente para el caso español en cuanto a la investigación en materia de fecundidad desde una perspectiva económica, así como a la investigación internacional en cuanto al tratamiento econométrico de los datos para hacer frente al problema de endogeneidad de las variables de participación y fecundidad. El

³A través de una revisión de los resultados empíricos hallados en este campo observa que bajo supuestos de exogeneidad, cualquier medida de la presencia de hijos pequeños en el hogar tiende a mostrar un signo negativo cuando es incluida como variable explicativa en una ecuación de participación femenina. Sin embargo, este efecto desaparece o incluso se vuelve positivo cuando dichas variables son consideradas como endógenas.

modelo teórico que sirve de marco de referencia en este estudio es el de aquellos que sugieren que fecundidad y participación deben analizarse conjuntamente en un contexto de ciclo vital. Mediante la estimación de modelos de probits alternantes se analizan las decisiones de fecundidad y participación en intervalos cortos del ciclo vital, y no para todo su conjunto. La relación empírica entre fecundidad y participación ha sido ya analizada mediante este tipo de modelo en Carrasco (2001) donde, usando datos estadounidenses, se estima el efecto exógeno de la fecundidad sobre la participación. Fuera de este contexto, los modelos de probits alternantes también han sido empleados, por ejemplo, en Manski *et al.*(1992). En ambos trabajos se propone este modelo por considerarlo adecuado para analizar la relación empírica entre dos decisiones, probablemente tomadas de forma conjunta, y obtener estimaciones de dicha relación corrigiendo el posible sesgo que esta endogeneidad puede producir.

3. Datos y especificación econométrica

3.1 Datos

Los datos utilizados en este trabajo proceden básicamente de la Encuesta de Población Activa (EPA). El uso de la EPA ha permitido obtener muestras grandes con datos fiables de participación. Se consideran los segundos trimestres desde 1987 hasta 1993. Disponer de datos para distintos años permite incluir variables cíclicas en la ecuación de participación y contrastar así cómo responde a ellas la oferta de trabajo de la mujer. El estudio se centra exclusivamente en las mujeres casadas de 16 a 45 años de edad⁴.

Como ya se ha señalado al final de la sección anterior, a través de la estimación del modelo econométrico propuesto se analizan las decisiones de fecundidad y participación en intervalos cortos del ciclo vital, tomando como marco teórico de referencia el que sugiere que ambas variables deben analizarse conjuntamente en un contexto de ciclo vital. Sin embargo, los datos disponibles imponen ciertas limitaciones. Por una parte, cada mujer es observada un único año, de modo que el modelo es estimado con una sección cruzada. Esta circunstancia hace que no puedan corregirse posibles sesgos debidos a la persistencia en los

⁴Un análisis de la fecundidad total requeriría, bien incluir en el modelo los determinantes de la edad a la que se contrae matrimonio, opción de difícil ejecución dada la información disponible, bien considerar también a las mujeres no casadas.

determinantes no observables de las decisiones en cuestión, únicamente corregibles mediante datos de panel⁵. Por otra, tampoco se conoce la experiencia laboral acumulada por la mujer en el momento de tomar las decisiones⁶.

3.2 Selección de las muestras y las variables endógenas

Gran parte de los trabajos empíricos realizados centran su análisis en la ocurrencia del primer nacimiento puesto que, previsiblemente, el efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad será mayor en este caso. En este trabajo se considera no sólo el caso del primer nacimiento sino también del segundo, habida cuenta de que la gran caída en la natalidad en España en las últimas décadas se ha debido a que muchas parejas han decidido no tener un segundo hijo o un tercero. De esta forma se ha tratado de medir el efecto de la participación sobre la probabilidad de que una mujer tenga su primer, segundo o tercer hijo en el intervalo de un año.

A fin de realizar las estimaciones se han construido tres muestras que contienen las observaciones correspondientes a mujeres que estaban en paridades 0,1 y 2, respectivamente, un año antes de la entrevista. En cada una de las tres muestras la variable dependiente de fecundidad ha sido definida como una variable binaria que indica la ocurrencia de un nacimiento durante el año que precede a la entrevista. Así, por ejemplo, en el caso del primer hijo la muestra está formada por mujeres que, o bien no tienen ningún hijo, o bien tienen uno o dos, ambos menores de 1 año. La variable de fecundidad tomará el valor 0 para las mujeres de la muestra sin hijos y el valor 1 para el resto. Las muestras consideradas para analizar las decisiones de tener un segundo o un tercer hijo han sido construidas de forma análoga. El Cuadro 1

⁵Carrasco (2001) presenta un modelo de probits alternantes para datos de panel que permite tener en cuenta tanto la presencia de heterogeneidad inobservable constante en el tiempo, como la presencia de variables predeterminadas entre las variables explicativas.

⁶Una mayor experiencia laboral puede ser un indicador de una mayor vinculación de la mujer con el mundo laboral y, en este sentido, puede reflejar una menor preferencia por los hijos. Por otra parte, en la medida en que la experiencia laboral afecte de manera positiva al salario, una mayor experiencia acumulada implicará tanto un mayor coste de oportunidad de no participar y, por lo tanto, un mayor coste de oportunidad de los hijos, como un mayor nivel de renta del hogar. El primero de estos fenómenos puede producir un efecto sustitución negativo sobre la demanda de hijos pero el segundo puede dar lugar a un efecto renta positivo sobre dicha demanda.

resume el proceso de selección muestra⁷.

CUADRO 1
Selección de las muestras

Variable de fecundidad: F		
	$F = 0$	$F = 1$
MUESTRA 1	Mujeres sin hijos	Con 1 hijo menor de 1 año Con 2 hijos menores de 1 año
MUESTRA 2	Mujeres con 1 hijo mayor de 1 año	Con 2 hijos (el segundo menor de 1 año) Con 3 hijos (los dos últimos menores de 1 año)
MUESTRA 3	Mujeres con 2 hijos mayores de 1 año	Con 3 hijos (el tercero menor de 1 año) Con 4 hijos (los dos últimos menores de 1 año)

Nota: La muestra 1 es la utilizada para analizar el nacimiento de un primer hijo, la muestra 2 es la utilizada para analizar el nacimiento de un segundo y la muestra 3 es la utilizada para analizar el nacimiento de un tercer hijo.

En cuanto a la variable de participación, la segunda variable endógena del modelo, en las tres muestras ha sido definida como una variable binaria que toma el valor 1 si la mujer participa en el mercado de trabajo y 0 si no lo hace. Esta variable se refiere a la situación laboral de la mujer en la semana de referencia, semana inmediatamente anterior a la realización de la entrevista⁸.

Finalmente, entre las variables explicativas consideradas como exógenas en la estimación de los modelos, se incluyen características de la mujer, su edad y nivel de educación; características del marido, su edad, educación y situación laboral; y otras características del hogar y de su entorno como son la presencia de abuelos, la región de residen-

⁷ Asignar el valor 1 a la variable de fecundidad en aquellos casos en los que se observa la presencia de dos hijos menores de 1 año responde a la intención de recoger la ocurrencia de nacimientos múltiples. No obstante, es posible que exista un problema de agregación temporal derivado del hecho de que la variable de fecundidad está definida en función de los nacimientos ocurridos durante el último año. Podría suceder que estos dos hijos menores de un año procedieran de distintos partos. Estos casos no pueden ser identificados con los datos disponibles. Sin embargo, los resultados no deberían verse afectados por tales situaciones dada la baja frecuencia con que se presentan en las muestras consideradas: en un 0,02% de los casos en las muestras 1 y 3, y en un 0,08% de los casos en la muestra 2.

⁸ Los datos disponibles (segundos trimestres de la EPA) permiten definir dos variables de participación alternativas. Una basada en la situación laboral de la mujer en la semana de referencia, semana inmediatamente anterior a la realización de la encuesta, y otra basada en la situación un año antes. Aunque ambas variables están altamente correlacionadas, los resultados obtenidos empleando una u otra son potencialmente distintos. En este trabajo se ha optado por utilizar la variable definida en función de la información sobre la semana de referencia dada su mayor capacidad para capturar la posible incompatibilidad entre maternidad y participación.

cia, el número de centros de preescolar per cápita en la comunidad autónoma de residencia y la edad de los hijos que ya tiene la mujer. En el apéndice se definen todas las variables explicativas y se presentan las medias muestrales en cada una de las tres muestras.

3.3 *Especificación econométrica*

El cuidado de los hijos y la participación en el mercado de trabajo son actividades que compiten por el tiempo de la mujer y, por lo tanto, son hasta cierto punto incompatibles. Las mujeres que deciden participar en el mercado de trabajo tienen características inobservables distintas de las que no lo hacen, de tal manera que tomarían decisiones de fecundidad diferentes incluso si no participaran. Como ya se ha señalado en la introducción, podría suceder, por ejemplo, que las mujeres que participan y las que no lo hacen difieran en sus preferencias sobre los hijos, de modo que observar que las mujeres participantes muestran una menor probabilidad de tener un hijo adicional puede ser un reflejo de esta heterogeneidad y no solamente de la incompatibilidad entre la actividad laboral y el cuidado de los hijos, que afecta a todas las mujeres. El objetivo principal de este trabajo es obtener una estimación del efecto de la participación sobre la fecundidad que no refleje estas diferencias inobservables entre las mujeres.

Cada mujer se caracteriza por un vector de valores de las variables (P, F_1, F_0, X) . X es un vector de variables observadas que describen las características personales y del hogar⁹. La variable binaria P indica la participación laboral y es definida como $P = 1$ si la mujer participa y $P = 0$ en otro caso. Para cada mujer hay dos hipotéticas respuestas de fecundidad, F_1 y F_0 . La variable F_1 indica la respuesta de fecundidad si la mujer participara activamente en el mercado de trabajo, de tal forma que se define $F_1 = 0$ si la mujer no tuviera un hijo adicional y $F_1 = 1$ en otro caso. Análogamente, F_0 indica la respuesta de fecundidad si la mujer no participara.

Las variables (P, F_1, F_0) pueden ser interpretadas en un marco de decisión multinomial con utilidad aleatoria en el que cada mujer elige (P, F) comparando las utilidades que le reportan las 4 alternativas posibles: $(P = 1, F = 0)$, $(P = 1, F = 1)$, $(P = 0, F = 0)$ y

⁹Las variables incluidas en X pueden variar en el tiempo para un mismo hogar. En las muestras construidas en este trabajo se refieren al comienzo del año al que

$(P = 0, F = 1)$. Sean $\{V_{PF} : P, F = 0, 1\}$ las utilidades de cada alternativa, que dependen de características observables e inobservables del hogar. Los valores de (P, F) se determinan a partir de la comparación de estas utilidades. Así, por ejemplo, si $V_{01} > V_{10} > V_{11} > V_{00}$ entonces, $P = 0, F_1 = 0, F_0 = 1$ y $F = 1$.

El efecto exógeno de la participación sobre la decisión de fecundidad de una mujer viene dado por la diferencia $\pi = Pr(F_1 = 1|X) - Pr(F_0 = 1|X)$. π mide cómo una mujer cambiaría su comportamiento de fecundidad en promedio si la decisión de participación se asignara aleatoriamente.

Para cada mujer en la muestra únicamente es observado F_1 o, alternativamente, F_0 , estando el otro valor censurado. El proceso de generación de los datos muestrales solamente permite identificar las probabilidades condicionadas $Pr(F_1 = 1|X, P = 1)$ y $Pr(F_0 = 1|X, P = 0)$, así como las probabilidades de participación $Pr(P = 1|X)$ y $Pr(P = 0|X)$. Pero no es posible identificar $Pr(F_1 = 1|X, P = 0)$ y $Pr(F_0 = 1|X, P = 1)$. Por lo tanto, en ausencia de información adicional, los datos no permiten identificar $Pr(F_1 = 1|X)$ y $Pr(F_0 = 1|X)$ ni, en consecuencia, el parámetro de interés π .

Dado el problema discutido, la identificación del efecto de la participación sobre la fecundidad buscado depende de información adicional acerca del proceso que genera las respuestas de fecundidad y de participación. Esta información adicional acerca de la distribución de probabilidad conjunta de (P, F_1, F_0) es expresada a través de la formulación de un modelo de probits alternantes. Sea el siguiente modelo:

$$F_i = \begin{cases} F_{1i} = \mathbf{1}(\alpha_1 X_i + u_{1i} \geq 0) & \text{si } P_i = 1, \\ F_{0i} = \mathbf{1}(\alpha_0 X_i + u_{0i} \geq 0) & \text{si } P_i = 0, \end{cases} \quad [1]$$

$$P_i = \mathbf{1}(\beta Z_i + \epsilon_i \geq 0),$$

donde $\mathbf{1}$. es la función indicador. Eliminando los subíndices y , bajo el supuesto de que u_1, u_0 y ϵ son variables normales, se obtiene que

$$\begin{aligned} Pr(F_1 | X) &= \Phi(\alpha_1 X), \\ Pr(F_0 | X) &= \Phi(\alpha_0 X), \end{aligned} \quad [2]$$

y

$$Pr(P = 1 |) = \Phi(\beta Z),$$

donde $\Phi(\cdot)$ denota la función de distribución normal estándar. Se supone que (u_1, u_0, ε) se distribuyen conjuntamente según una normal multivariante con vector de medias cero y matriz de covarianzas

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{10} & \rho_{1\varepsilon} \\ & 1 & \rho_{0\varepsilon} \\ & & 1 \end{pmatrix}. \quad [3]$$

El vector Z incluye tanto a las variables en X como a otras variables que son utilizadas como instrumentos al estimar el modelo. Tales instrumentos son variables cíclicas incluidas en la ecuación de participación pero no en las de fecundidad, bajo el supuesto de que no tendrán un efecto directo sobre la decisión de fecundidad y que, en todo caso, la afectarán de modo indirecto a través de la participación. Cabe señalar que en el modelo propuesto la identificación viene asegurada por la no linealidad y por el supuesto de normalidad conjunta de los términos de error, de tal manera que el modelo estaría identificado incluso si todos los determinantes de la participación fueran también determinantes directos de la fecundidad.

En la estimación se permite que el vector de parámetros de la ecuación que explica F_1 difiera del vector de parámetros de la ecuación que explica F_0 ($\alpha_1 \neq \alpha_0$). Alternativamente se podrían haber especificado modelos más restrictivos. En el contexto de los modelos de decisión multinomial con utilidad aleatoria previamente presentado, los probits alternantes F_1 y F_0 aproximan las diferencias $V_{11} - V_{10}$ y $V_{01} - V_{00}$, respectivamente.

La contribución de las variables inobservables viene dada por los términos de error (u_1, u_0, ε) . Dependiendo de los supuestos realizados sobre la matriz de covarianzas de (u_1, u_0, ε) se pueden estimar distintos modelos. En este trabajo se ha optado por estimar el modelo más general, que no impone restricciones sobre dicha matriz¹⁰. Éste es un modelo de probits alternantes en el que la alternancia es endógena. Se ha elegido porque, como ya se ha sugerido, las respuestas de participación y de fecundidad pueden ser determinadas conjuntamente por un proceso que no es observado directamente.

Un modelo que suponga que ε es estadísticamente independiente de (u_1, u_0) implica que la participación es exógena a la fecundidad. Dicho supuesto significa que los factores inobservables que afectan a la

¹⁰Véase Carrasco (2001) y Manski *et al.* (1992).

fecundidad y a la participación no están relacionados. Desde el punto de vista de las probabilidades esto es lo mismo que decir que

$$\Pr(F_1 = 1 | X) = \Pr(F_1 = 1 | X, P), \quad [4]$$

y

$$\Pr(F_0 = 1 | X) = \Pr(F_0 = 1 | X, P). \quad [5]$$

Por lo tanto, en este caso el proceso muestral es capaz de identificar estas probabilidades y los parámetros pueden ser estimados maximizando la función de verosimilitud implicada por [4] y [5]¹¹.

En este trabajo se ha maximizado la función de verosimilitud implicada por el sistema en [1] sin imponer restricciones sobre la matriz de covarianzas en [3]¹². La función de verosimilitud está formada por la agregación de cuatro posibles tipos de contribuciones: 1) $(F = 1, P = 1)$: mujeres que tienen un hijo y participan; 2) $(F = 1, P = 0)$: mujeres que tienen un hijo y no participan; 3) $(F = 0, P = 1)$: mujeres que no tienen un hijo y participan; y 4) $(F = 0, P = 0)$: mujeres que no tienen un hijo y no participan.

La función de log-verosimilitud muestral del modelo es la siguiente:

$$\begin{aligned} L(\alpha_1, \alpha_0, \beta, \rho_1, \rho_0) = & \quad [6] \\ & \sum_{F=1, P=1} \log(\Phi(\beta Z) - \Phi(-\alpha_1 X) + \Phi(-\alpha_1 X, -\beta Z; \rho_1)) + \\ & \sum_{F=1, P=0} \log(\Phi(-\beta Z) - \Phi(-\alpha_0 X, -\beta Z; \rho_0)) + \\ & \sum_{F=0, P=1} \log(\Phi(-\alpha_1 X) - \Phi(-\alpha_1 X, -\beta Z; \rho_1)) + \\ & \sum_{F=0, P=0} \log(\Phi(-\alpha_0 X, -\beta Z; \rho_0)). \end{aligned}$$

Maximizando [6] se obtienen estimadores de α_1 , α_0 , β , ρ_1 y ρ_0 .

¹¹En este caso los probits alternantes se pueden estimar por separado a partir de las submuestras de mujeres con $P = 1$ y $P = 0$, de manera que $\pi = Pr(F_1 = 1 | X, P = 1) - Pr(F_0 = 1 | X, P = 0)$, directamente observable.

¹²En este modelo queda vetada la posibilidad de llevar a cabo una estimación en dos etapas. Véase Carrasco (2001).

4. Estimación del modelo y resultados

En esta sección se presentan los resultados obtenidos al estimar un modelo de probits alternantes para la probabilidad de que una mujer tenga su primer, segundo o tercer hijo. Los resultados de dichas estimaciones aparecen recogidos en los Cuadros 2, 4, 5 y 6. En primer lugar se comentan los coeficientes estimados correspondientes a los probits de participación, después se pasa a analizar qué factores determinan la probabilidad de que una mujer tenga su primer, su segundo o su tercer hijo y, finalmente, se estima el efecto que sobre cada una de estas probabilidades ejerce la participación en el mercado laboral. En el apéndice se definen todas las variables explicativas.

4.1 Decisión de participación

En el Cuadro 2 aparecen recogidos los coeficientes estimados para el probit de participación en cada una de las tres muestras. En primer lugar cabe señalar que la probabilidad de participación de la mujer en el mercado de trabajo viene determinada fundamentalmente por su nivel educativo. Cuanto mayor es el nivel de educación de la mujer, mayor es su salario potencial y, por tanto, mayor es el coste de oportunidad de no participar, aumentando así la probabilidad de hacerlo¹³. Al pasar de una muestra a otra el efecto de la educación sobre la probabilidad de participación se hace más significativo¹⁴. Este resultado parece indicar que cuanto mayor es el número de hijos que tiene una mujer (que aumenta al pasar de una muestra a otra) más sensible es su decisión de participación a sus ganancias potenciales¹⁵.

Con respecto al nivel de educación del marido, el efecto que se encuentra en los datos es de signo negativo, reflejando un efecto renta: cuanto

¹³Dada la falta de información sobre salarios e ingresos en la EPA, la educación actúa como *proxy* de estas variables.

¹⁴Al comparar la significatividad de las estimaciones obtenidas con cada una de las tres muestras hay que tener en cuenta que los estadísticos t son aproximadamente proporcionales a $n^{1/2}$. Por lo tanto, para un mismo modelo se esperaría que los estadísticos t de la columna 3 fuesen aproximadamente el doble que los de la columna 1, puesto que la muestra 3 es aproximadamente 4 veces más grande que la muestra 1.

¹⁵Por otra parte, también es posible que exista un efecto cohorte derivado de la selección de las muestras. Por ejemplo, en la tercera muestra habrá un mayor porcentaje de mujeres que proceden de cohortes anteriores en los que las mujeres poseen un menor nivel de educación pudiendo ser las diferencias, en este caso, más significativas.

CUADRO 2
Decisión de participación

Variable explicativa	MUESTRA 1		MUESTRA 2		MUESTRA 3	
	$\hat{\beta}$	<i>t</i>	$\hat{\beta}$	<i>t</i>	$\hat{\beta}$	<i>t</i>
<i>Grupo de edad de la mujer</i>						
Entre 16 y 20 años	-0,317	(-5,38)	-0,147	(-2,73)	-0,118	(-0,70)
Entre 21 y 25 años	-0,121	(-4,02)	-0,153	(-6,70)	-0,156	(-3,69)
Entre 31 y 35 años	0,110	(2,67)	0,150	(6,69)	0,123	(6,31)
Entre 36 y 40 años	-0,032	(-0,59)	0,076	(2,30)	0,090	(3,85)
Entre 41 y 45 años	-0,166	(-2,59)	-0,036	(-0,83)	-0,052	(-1,76)
Edad del marido	-0,960	(-3,78)	-1,315	(-6,39)	-0,441	(-2,62)
<i>Educación de la mujer</i>						
Estudios primarios	0,129	(1,62)	0,190	(4,14)	0,072	(2,74)
EGB	0,384	(4,64)	0,443	(9,18)	0,353	(12,05)
BUP/FP	0,756	(8,90)	0,806	(16,04)	0,760	(23,48)
Estudios universitarios	1,221	(13,63)	1,498	(27,11)	1,491	(40,97)
<i>Educación del marido</i>						
Estudios primarios	-0,097	(-1,26)	-0,072	(-1,59)	-0,101	(-3,72)
EGB	-0,045	(-0,56)	-0,057	(-1,17)	-0,135	(-4,37)
BUP/FP	-0,008	(-0,10)	-0,033	(-0,67)	-0,147	(-4,65)
Estudios universitarios	-0,061	(-0,70)	-0,108	(-2,04)	-0,153	(-4,43)
<i>Situación del marido</i>						
Parado	0,171	(3,95)	0,272	(9,74)	0,363	(16,34)
Inactivo	-0,038	(-0,56)	0,031	(0,61)	0,234	(6,63)
<i>Otros miembros del hogar</i>						
Abuelos	-0,047	(-0,82)	0,165	(5,32)	0,067	(3,32)
Edad del primer hijo	-	-	0,115	(4,82)	-	-
Edad del segundo hijo	-	-	-	-	0,141	(7,96)
Centros de preescolar	0,478	(4,79)	0,269	(4,35)	0,231	(4,75)
<i>Zona geográfica</i>						
Centro	-0,059	(-1,16)	-0,134	(-3,99)	-0,279	(-10,83)
Levante	0,229	(4,56)	0,109	(3,29)	0,036	(1,42)
Norte	-0,038	(-0,56)	0,031	(0,61)	0,234	(-3,59)
<i>Variables cíclicas</i>						
Tasa de paro regional	-1,401	(-4,06)	-1,404	(-6,17)	-2,117	(-11,92)
Indices gananciales salariales	0,232	(3,35)	0,168	(3,68)	0,182	(5,06)
Constante	-0,545	(-2,92)	-0,451	(-3,69)	-0,587	(-6,16)
Número de observaciones	13.027		30.192		53.038	

mayor es el nivel de educación del marido, mayores serán sus ganancias potenciales en el mercado de trabajo y, en consecuencia, mayor será el nivel de renta del hogar, siendo entonces menos necesarias las ganancias de la mujer, que reducirá así su oferta de trabajo. También en este caso se observa que el efecto se vuelve más significativo al aumentar el número de hijos, destacando el grupo de mujeres que tienen al menos dos hijos como aquellas entre las que este efecto renta es más importante.

En las ecuaciones se han incluido tres variables indicadoras de la situación del marido respecto a la actividad. Las posibilidades consideradas han sido: que el marido esté ocupado (omitida), que esté parado o que esté inactivo. En todas las muestras sucede que la probabilidad de que una mujer cuyo marido está parado participe en el mercado de trabajo es significativamente mayor que la correspondiente a una mujer cuyo marido está ocupado. Este resultado puede estar indicando que la mujer aumenta su participación con el fin de mantener el nivel de vida del hogar, que puede haberse visto resentido con la situación de desempleo del marido. También en este caso el efecto estimado se hace más importante, en magnitud y significatividad, a medida que aumenta el número de hijos.

Para contrastar en qué medida el tiempo que la mujer necesita para cuidar de los hijos y que, por tanto, no puede dedicar a su participación en el mercado de trabajo puede ser sustituido por el tiempo de otros miembros del hogar o por instituciones especializadas en tal función, se han incluido en los modelos dos variables. Por una parte, una variable ficticia que toma el valor 1 si en el hogar está presente algún abuelo¹⁶ y 0 en caso contrario y, por otra, una variable que representa el número de centros de preescolar per cápita en la comunidad autónoma en la que reside la familia. Los resultados indican que si bien el hecho de convivir con alguno de sus padres o suegros no afecta de forma significativa a la probabilidad de participar en el mercado de trabajo entre las mujeres que se enfrentan a la decisión de tener su primer hijo, sí que tiende a aumentar esta probabilidad entre las mujeres que ya tienen al menos uno o dos hijos. En cuanto al número de centros de preescolar per cápita, en los tres casos las estimaciones muestran un efecto positivo y significativo de dicha variable.

Para poder captar posibles diferencias regionales en cuanto a la par-

¹⁶Por abuelo se entiende aquella persona cuya relación con la persona principal (el marido), es la de padre, madre, suegro o suegra.

ticipación de la mujer, se ha dividido el territorio español en cuatro zonas y se han incluido en la estimación variables ficticias que indican la residencia o no del hogar en cada una de estas zonas. Las áreas geográficas consideradas son sur (omitida), centro, levante y norte¹⁷. Los resultados indican que la probabilidad de participación de la mujer tiende a ser menor en la zona centro y mayor en la zona de levante.

En el caso de la segunda muestra se incluye la edad del primer hijo como variable explicativa, y en la tercera muestra se incluye la edad del segundo hijo. Las estimaciones obtenidas indican un efecto positivo de la edad de estos hijos sobre la probabilidad de participación de la madre. Este resultado sugiere, como ya han señalado estudios anteriores, que los requerimientos de tiempo de la madre por parte de sus hijos disminuye a medida que éstos crecen. Al ser esto así, a medida que los hijos crecen más débil será la incompatibilidad entre su crianza y la participación de la madre en el mercado de trabajo.

Finalmente, en cada una de las ecuaciones se han incluido algunas variables cíclicas con el fin de analizar cómo afectan a la decisión de participación de la mujer. Las variables incluidas son la tasa de paro y un índice de ganancias salariales, ambas referidas a cada comunidad autónoma. Las estimaciones indican que la tasa de paro regional tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de participación de la mujer y el índice de ganancias salariales tiene un efecto positivo.

Como ya se ha señalado, estas variables cíclicas actúan como instrumentos en la estimación del modelo. El supuesto realizado para apoyar su validez como tales es que solamente van a afectar a la decisión de fecundidad de un modo indirecto, a través de la participación, pero no de un modo directo. Así, una baja tasa de paro o unos altos salarios tendrán un efecto positivo sobre la participación y, en este sentido, pueden contribuir a reducir la probabilidad de tener un hijo.

Los trabajos empíricos que se han centrado en estudiar la oferta de trabajo femenina en España, ya sea utilizando datos de series temporales o datos individuales, coinciden en destacar la importancia de la educación de la mujer para explicar su actividad laboral. Entre aquellos que han estudiado la decisión de participación de la mujer casada mediante modelos econométricos de elección discreta se pueden mencionar, por ejemplo, Cañada (1989), Martínez-Granado (1994) y González, Pérez

¹⁷ En el apéndice se especifican las comunidades autónomas incluidas en cada una de las cuatro zonas geográficas.

y Prieto (1999). En los tres estudios se estima un efecto positivo y significativo de la educación de la mujer sobre su probabilidad de participación. Martínez-Granado, además, estima un efecto negativo de la educación del marido sobre dicha probabilidad. Por último, todos ellos encuentran un efecto negativo de la presencia de hijos sobre la probabilidad de participación de la madre.

CUADRO 3
Probabilidad estimada de participación de la mujer
en el mercado de trabajo

Mujeres que deciden si tener el primer hijo					
GRUPO DE EDAD	NIVEL DE EDUCACION				
	Sin estudios	Est. primarios	EGB	BUP/FP	Est. univers.
16-20	25,8	30,2	39,6	54,3	71,6
21-25	32,6	37,3	47,3	61,9	77,9
26-30	37,0	42,0	52,1	66,4	81,3
31-35	41,3	46,3	56,5	70,3	84,1
36-40	35,8	40,7	50,8	65,3	80,4
41-45	31,0	35,6	45,5	60,2	76,5

Mujeres que deciden si tener el segundo hijo					
GRUPO DE EDAD	NIVEL DE EDUCACION				
	Sin estudios	Est. primarios	EGB	BUP/FP	Est. univers.
16-20	20,0	25,8	34,5	48,6	74,5
21-25	19,9	25,6	34,3	48,4	74,3
26-30	24,4	30,8	40,1	54,5	79,0
31-35	29,4	36,2	46,0	60,4	83,0
36-40	26,9	33,5	43,1	57,5	81,1
41-45	23,3	29,5	38,7	53,1	77,9

Mujeres que deciden si tener el tercer hijo					
GRUPO DE EDAD	NIVEL DE EDUCACION				
	Sin estudios	Est. primarios	EGB	BUP/FP	Est. univers.
16-20	16,7	18,5	27,0	41,8	70,0
21-25	15,8	17,6	25,8	40,4	68,7
26-30	19,8	21,9	31,0	46,5	74,0
31-35	23,4	25,7	35,5	51,4	77,8
36-40	22,4	24,6	34,3	50,1	76,8
41-45	18,4	20,4	29,2	44,4	72,3

Nota: La mujer de referencia es una mujer cuyo marido está ocupado, tiene estudios primarios y viven en la zona centro. Se supone que en el hogar no hay ningún abuelo presente. Las variables referentes a la edad del marido, del primer y del segundo hijo, así como las variables cíclicas y el número de centros de preescolar per cápita, están evaluadas en la media muestral.

Para cerrar este apartado se han calculado, a partir de las estimaciones que aparecen en el Cuadro 2, las probabilidades de participación predichas para una mujer de referencia con el fin de comprobar cómo varía la probabilidad de que participe en el mercado de trabajo en función de su edad y su nivel de educación. Dichas probabilidades aparecen en el Cuadro 3. En este cuadro se observa que, para todos los grupos de edad, la probabilidad de participación aumenta con el nivel de estudios. Además, al comparar las probabilidades de cada grupo de edad y nivel educativo en cada una de las muestras, se puede comprobar que la probabilidad de participación disminuye significativamente a medida que aumenta el número de hijos.

4.2 Decisión de fecundidad

En este apartado se comentan los resultados obtenidos acerca de los factores que determinan la probabilidad de que una mujer tenga su primer, segundo o tercer hijo. Los Cuadros 4, 5 y 6 presentan, respectivamente, las estimaciones de las ecuaciones de fecundidad correspondientes a cada uno de estos tres casos.

Los coeficientes recogidos en el Cuadro 4 indican que la probabilidad de tener el primer hijo disminuye a partir de los 30 años en el caso de no participar y a partir de los 35 en el caso de hacerlo. Esta diferencia en el efecto de la edad de la mujer sobre sus decisiones de fecundidad respecto al primer nacimiento parece indicar que la participación de la mujer en el mercado de trabajo conduce a un retraso en el inicio de la maternidad. El Cuadro 5 refleja un patrón similar en la decisión del segundo hijo mientras que, en el Cuadro 6, se observa que tanto en caso de no participar como en caso de hacerlo la probabilidad de tener un tercer hijo disminuye a partir de los 35 años.

Respecto al nivel de educación de la mujer, los resultados indican que, en el caso de participar, son las mujeres de mayor nivel de educación las que presentan una mayor probabilidad de tener el primer y el segundo hijo. Un efecto positivo de la educación de la mujer sobre su fecundidad ya ha sido señalado en estudios anteriores como Wolfe (1980) y Ermisch (1989).

Conviene señalar, no obstante, la gran ambigüedad encontrada a lo largo de la literatura en cuanto a la dirección del efecto que la educación ejerce sobre la fecundidad. Esta ambigüedad se deriva de la dificultad de ponderar los distintos efectos que la educación puede producir, a

CUADRO 4
Decisión de tener el primer hijo

Variable explicativa	Si no participara		Si participara	
	$\hat{\alpha}_0$	t	$\hat{\alpha}_1$	t
<i>Grupo de edad de la mujer</i>				
Entre 16 y 20 años	0,127	(0,98)	-0,158	(-1,97)
Entre 21 y 25 años	-0,033	(-0,51)	-0,241	(-6,24)
Entre 31 y 35 años	-0,567	(-7,04)	0,020	(0,40)
Entre 36 y 40 años	-1,171	(-9,87)	-0,574	(-6,16)
Entre 41 y 45 años	-1,599	(-8,33)	-1,106	(-5,60)
Edad del marido	-2,774	(-4,57)	-2,023	(-4,43)
<i>Educación de la mujer</i>				
Estudios primarios	-0,062	(-0,47)	-0,025	(-0,17)
EGB	-0,043	(-0,25)	0,082	(0,56)
BUP/FP	-0,087	(-0,31)	0,326	(2,21)
Estudios universitarios	-0,069	(-0,16)	0,440	(2,95)
<i>Educación del marido</i>				
Estudios primarios	0,228	(1,69)	0,226	(1,52)
EGB	0,262	(1,91)	0,255	(1,69)
BUP/FP	0,193	(1,39)	0,131	(0,86)
Estudios universitarios	0,276	(1,83)	0,221	(1,43)
<i>Situación del marido</i>				
Parado	0,001	(0,01)	0,132	(2,40)
Inactivo	-0,201	(-1,61)	-0,183	(-1,66)
<i>Otros miembros del hogar</i>				
Abuelos	-0,299	(-2,69)	0,187	(2,04)
Centros de preescolar	-0,378	(-0,15)	0,496	(3,98)
<i>Zona geográfica</i>				
Centro	0,021	(0,31)	-0,026	(-0,56)
Levante	0,075	(0,51)	-0,018	(-0,43)
Norte	-0,054	(-0,56)	-0,103	(-2,08)
Constante	0,501	(1,43)	-1,379	(-5,58)
		Estimación		t
ρ_0		-0,037		(-0,08)
ρ_1		0,975		(2,19)

Número de observaciones: 13.027.

Log-verosimilitud: 13.998.

CUADRO 5
Decisión de tener el segundo hijo

Variable explicativa	Si no participara		Si participara	
	$\hat{\alpha}_0$	t	$\hat{\alpha}_1$	t
<i>Grupo de edad de la mujer</i>				
Entre 16 y 20 años	-0,291	(-3,46)	-0,375	(-2,98)
Entre 21 y 25 años	-0,168	(-3,83)	-0,195	(-4,51)
Entre 31 y 35 años	-0,129	(-2,27)	-0,049	(1,34)
Entre 36 y 40 años	-0,810	(-9,44)	-0,297	(-4,51)
Entre 41 y 45 años	-1,788	(-10,58)	-1,119	(-6,96)
Edad del marido	-1,752	(-4,11)	-1,134	(-2,74)
<i>Educación de la mujer</i>				
Estudios primarios	0,105	(1,28)	0,063	(0,53)
EGB	0,145	(1,20)	0,155	(1,18)
BUP/FP	0,171	(0,85)	0,289	(2,01)
Estudios universitarios	0,462	(1,24)	0,541	(3,48)
<i>Educación del marido</i>				
Estudios primarios	-0,086	(-1,12)	0,089	(0,80)
EGB	-0,113	(-1,42)	0,113	(0,98)
BUP/FP	-0,095	(-1,15)	0,159	(1,35)
Estudios universitarios	-0,085	(-0,89)	0,254	(2,06)
<i>Situación del marido</i>				
Parado	-0,030	(-0,40)	0,029	(0,50)
Inactivo	-0,095	(-0,95)	-0,042	(-0,39)
<i>Otros miembros del hogar</i>				
Abuelos	-0,097	(-1,27)	0,037	(0,56)
Edad del primer hijo	0,186	(3,45)	0,030	(0,55)
Centros de preescolar	0,201	(1,56)	0,171	(1,45)
<i>Zona geográfica</i>				
Centro	-0,052	(-1,38)	-0,021	(-0,50)
Levante	-0,091	(-1,14)	-0,047	(-0,96)
Norte	-0,241	(-3,74)	-0,180	(-3,45)
Constante	-0,326	(-1,35)	-1,747	(-7,19)
		Estimación		t
ρ_0		0,212		(1,11)
ρ_1		0,786		(1,80)

Número de observaciones: 30.192

Log-verosimilitud: 29.280

CUADRO 6
Decisión de tener el tercer hijo

Variable explicativa	Si no participara		Si participara	
	$\hat{\alpha}_0$	t	$\hat{\alpha}_1$	t
<i>Grupo de edad de la mujer</i>				
Entre 16 y 20 años	0,420	(1,65)	0,683	(1,57)
Entre 21 y 25 años	0,171	(2,24)	-0,048	(-0,32)
Entre 31 y 35 años	-0,067	(-1,35)	-0,007	(0,09)
Entre 36 y 40 años	-0,304	(-5,00)	-0,155	(-1,75)
Entre 41 y 45 años	-0,936	(-10,73)	-0,558	(-4,20)
Edad del marido	-2,744	(-6,39)	-1,079	(-1,66)
<i>Educación de la mujer</i>				
Estudios primarios	-0,018	(-0,30)	-0,026	(-0,17)
EGB	-0,045	(-0,46)	0,026	(0,14)
BUP/FP	0,094	(0,53)	0,126	(0,50)
Estudios universitarios	0,288	(0,80)	0,286	(0,85)
<i>Educación del marido</i>				
Estudios primarios	-0,157	(-2,51)	-0,102	(-0,72)
EGB	-0,188	(-2,59)	-0,169	(-1,10)
BUP/FP	-0,249	(-3,14)	-0,069	(-0,44)
Estudios universitarios	-0,155	(-1,75)	-0,101	(0,59)
<i>Situación del marido</i>				
Parado	0,100	(1,14)	0,067	(0,56)
Inactivo	-0,006	(-0,05)	0,158	(1,09)
<i>Otros miembros del hogar</i>				
Abuelos	-0,038	(-0,63)	0,103	(1,24)
Edad del primer hijo	0,298	(5,31)	0,001	(0,01)
Centros de preescolar	-0,050	(-0,31)	-0,092	(-0,44)
<i>Zona geográfica</i>				
Centro	-0,185	(-4,74)	-0,172	(-2,66)
Levante	-0,158	(-2,12)	-0,147	(-1,49)
Norte	-0,381	(-6,23)	-0,319	(-3,30)
Constante	-0,424	(-1,83)	-1,681	(-3,10)
		Estimación		t
ρ_0		0,090		(0,27)
ρ_1		0,373		(1,44)

Número de observaciones: 53.038

Log-verosimilitud: 38.343

saber: 1) reduce el coste de la contracepción pudiendo, de esta forma, reducir la fecundidad de las mujeres más educadas; 2) aumenta la edad de contraer matrimonio, reduciendo así el riesgo de concepción, al menos dentro del matrimonio; 3) influye en los gustos acerca del número deseado de hijos y el estándar de vida no pudiéndose, de antemano, saber en qué sentido; 4) incrementa la productividad en el cuidado de los hijos, reduciendo así el coste de un hijo de una calidad dada; 5) es posible que exista un efecto derivado del emparejamiento selectivo consistente en que las mujeres altamente educadas tienden a casarse con hombres altamente educados, lo cual podría tener un efecto positivo sobre la fecundidad; y 6) incrementa el salario de la mujer, lo cual puede producir tanto un efecto sustitución como un efecto renta sobre la demanda de hijos. El efecto sustitución se produce porque el tiempo que la mujer dedica al cuidado de los hijos no lo puede dedicar a producir en el mercado de trabajo. En este sentido, un incremento en el salario de la mujer traerá consigo un incremento en el coste de oportunidad de los hijos y, por ende, de su precio, viéndose así su demanda afectada de manera negativa. El efecto renta, por su parte, se produce porque en la medida en que los hijos sean bienes normales y un incremento del salario de la mujer implique un incremento de la renta del hogar, la demanda de hijos tenderá a aumentar.

Por tanto, el efecto encontrado es de difícil interpretación¹⁸. Posiblemente las mujeres con mayor educación son más eficientes en el uso de su tiempo, de modo que pueden aumentar su participación en el mercado de trabajo sin reducir simultáneamente su fecundidad¹⁹, pero también puede que exista un efecto renta. Por ejemplo, podría suceder que mujeres con mayor nivel de educación y, en consecuencia, mujeres con un mayor nivel de ingresos, tuvieran una mayor posibilidad de sustituir su propio tiempo en el cuidado de los hijos por servicios privados, como niñeras, guarderías, etc. adquiridos en el mercado.

Evidencia en este mismo sentido se ha encontrado, por ejemplo, en el estudio de Fernández (1987), también para el caso español. Los resultados de este trabajo indican que si bien el hecho de que la mujer

¹⁸Nótese, no obstante, que de los 6 posibles efectos enumerados, el modelo ya tiene en cuenta 2) y 5), puesto que el estado civil y la educación del marido son variables en las que el análisis es condicional, y que los efectos sustitución y renta mencionados en 6) sólo operan si la mujer participa en el mercado de trabajo.

¹⁹Se ha argumentado que el nivel de educación es uno de los principales determinantes de la productividad del tiempo. Cabe señalar que no sólo aumentará la productividad de la mujer en el mercado de trabajo sino también en el hogar.

participe en el mercado de trabajo afecta negativamente a la fecundidad (medida como el número de hijos), este efecto prácticamente deja de ser significativo entre las mujeres con estudios universitarios. La interpretación ofrecida es que este colectivo de mujeres no considera su actividad laboral como un coste lo suficientemente alto como para desincentivarlas a tener hijos, bien porque disponen de elevados ingresos que les permiten comprar bienes y servicios en el mercado sustitutos de su tiempo dedicado al cuidado de sus hijos, bien porque para un nivel determinado de altos ingresos el efecto renta predomina sobre el efecto sustitución en la demanda numérica de hijos.

Teóricamente, maridos con un mayor nivel de educación tienen unos mayores ingresos salariales y, suponiendo que el tiempo dedicado al cuidado de los hijos procede exclusivamente de la madre y que, por lo tanto, los hijos no afectan al coste de oportunidad del tiempo del padre, la educación del marido tendrá un efecto positivo sobre la probabilidad de tener un hijo. Este efecto es el que reflejan los datos para el caso de las mujeres que se plantean la decisión de tener el primer hijo en caso de no participar. Para hijos posteriores el efecto disminuye, pasando a no ser significativo en el caso del segundo hijo y tornándose negativo en el caso del tercero. En caso de participar no se observan diferencias significativas entre las mujeres respecto a su probabilidad de tener el primer hijo, el segundo o el tercero en función del nivel educativo del marido. Únicamente se observa que las mujeres casadas con maridos con estudios universitarios muestran una mayor probabilidad de tener un segundo hijo²⁰.

En general no hay diferencias significativas en cuanto a la probabilidad de tener el primer, el segundo o el tercer hijo en función de la situación del marido respecto a la actividad. Solamente el hecho de que el marido esté parado tiene un efecto significativo y positivo sobre la probabilidad de tener el primer hijo, respecto a la situación de ocupación, en el caso de las mujeres participantes. Este fenómeno podría estar relacionado con el hecho de que la pareja podría aprovechar la situación de paro del marido (posiblemente transitoria) para adelantar el momento del nacimiento del primer hijo, pues en este caso el marido puede, con su

²⁰ Sería posible que en el caso de que la mujer participara en el mercado de trabajo el cuidado de los hijos también requiriera parte de tiempo del padre, con lo cual su educación afectaría a la decisión de fecundidad de forma más parecida a como lo hace la de la mujer.

tiempo, contribuir a reducir el coste del tránsito de la mujer hacia la maternidad.

CUADRO 7
Probabilidad estimada de que una mujer tenga un hijo adicional

Primer hijo										
EDAD	\hat{F}_{oi}					\hat{F}_{li}				
	SE	EP	EGB	BUP/FP	EU	SE	EP	EGB	BUP/FP	EU
16-20	48,7	46,2	47,0	45,2	45,9	7,2	6,8	8,4	12,8	15,3
21-25	42,3	39,9	40,7	38,9	39,6	6,1	5,8	7,2	11,1	13,4
26-30	43,6	41,2	41,9	40,2	40,9	9,6	9,2	11,1	16,4	19,3
31-35	23,4	21,5	22,1	20,8	21,3	9,9	9,5	11,4	16,9	19,9
36-40	9,2	8,2	8,5	7,8	8,1	3,0	2,8	3,6	6,0	7,5
41-45	3,9	3,4	3,6	3,2	3,4	0,8	0,7	1,0	1,8	2,4

Segundo hijo										
EDAD	\hat{F}_{oi}					\hat{F}_{li}				
	SE	EP	EGB	BUP/FP	EU	SE	EP	EGB	BUP/FP	EU
16-20	15,4	18,0	19,1	19,8	28,9	1,2	1,5	1,8	2,5	4,4
21-25	18,5	21,5	22,7	23,4	33,2	2,0	2,3	2,8	3,8	6,4
26-30	23,3	26,7	28,0	28,9	39,5	3,1	3,6	4,3	5,7	9,2
31-35	19,6	22,6	23,8	24,6	34,7	3,5	4,0	4,8	6,3	10,1
36-40	6,2	7,6	8,2	8,6	14,1	1,5	1,8	2,2	3,0	5,2
41-45	0,6	0,8	0,9	1,0	2,0	0,1	0,2	0,2	0,3	0,7

Tercer hijo										
EDAD	\hat{F}_{oi}					\hat{F}_{li}				
	SE	EP	EGB	BUP/FP	EU	SE	EP	EGB	BUP/FP	EU
16-20	10,9	10,6	10,1	12,7	17,2	3,7	3,5	3,9	4,8	6,6
21-25	6,9	6,7	6,3	8,3	11,6	0,6	0,5	0,6	0,8	1,3
26-30	4,9	4,7	4,5	5,9	8,6	0,7	0,6	0,7	0,9	1,4
31-35	4,3	4,1	3,9	5,2	7,6	0,7	0,6	0,7	1,0	1,5
36-40	2,5	2,4	2,3	3,1	4,8	0,4	0,4	0,5	0,6	1,0
41-45	0,5	0,5	0,4	0,6	1,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3

Nota: La mujer de referencia es una mujer cuyo marido está ocupado, tiene estudios primarios y viven en la zona centro. Se supone que en el hogar no hay ningún abuelo presente. Las variables referentes a la edad del marido, del primer y del segundo hijo, así como las variables cíclicas y el número de centros de preescolar per cápita, están evaluadas en la media muestral. SE: sin estudios; EP: estudios primarios; EU: estudios universitarios.

En cuanto a la presencia de abuelos en el hogar, si las mujeres no participan, son aquellas que conviven con alguno de sus padres o suegros las que tienen una menor probabilidad de experimentar un primer nacimiento. Este resultado parece indicar que para las mujeres que no participan, el hecho de que haya abuelos presentes en el hogar supone una carga adicional más que una ayuda de cara al cuidado de un

posible hijo. Por el contrario, en el caso de participar, el efecto estimado es positivo. Para hijos posteriores no se observa ningún efecto significativo.

El número de centros de preescolar per cápita en la comunidad autónoma en la que reside la familia no tiene un efecto significativo sobre la decisión de fecundidad de las mujeres en caso de no participar pero sí en caso de hacerlo. En este último caso, el hecho de que la mujer tenga una mayor facilidad a la hora de buscar alternativas a su tiempo en el cuidado de los hijos tiene un efecto positivo sobre su probabilidad de tener el primer hijo.

Las diferencias observadas en la probabilidad de tener un hijo adicional en función de la zona geográfica se hacen más significativas al aumentar el orden del nacimiento que se decide, apuntando claramente a la zona sur como la zona en la que es más probable tener un tercer hijo. Este resultado es coherente con el hecho de que en dicha zona la tasa de natalidad es más elevada.

En el Cuadro 7 se presentan las predicciones calculadas a partir de los coeficientes estimados de la probabilidad de que una mujer de referencia hubiera tenido un hijo si no participara en el mercado de trabajo, \hat{F}_{0i} , y de la probabilidad de que lo hubiera tenido si, por el contrario, sí lo hiciera, \hat{F}_{1i} . Estas probabilidades han sido calculadas para cada uno de los grupos de edad y niveles de educación considerados. En todos los casos se observa que la probabilidad de tener un hijo adicional si la mujer no participara en el mercado de trabajo es mayor que la probabilidad de que lo hubiera tenido si hubiera participado.

4.3 Efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad

Para estimar el efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad se ha predicho, para cada una de las mujeres en las muestras, la probabilidad de que hubiera tenido un hijo si no hubiera participado en el mercado de trabajo y la probabilidad de que lo hubiera tenido si, por el contrario, lo hubiera hecho. Es decir, para cada mujer se ha calculado:

$$\begin{aligned}\hat{F}_{0i} &= \Phi(\hat{\alpha}_0 X_i) & i = 1, \dots, N, \\ \hat{F}_{1i} &= \Phi(\hat{\alpha}_1 X_i) & i = 1, \dots, N.\end{aligned}$$

El efecto medio de la participación se ha estimado del siguiente modo:

$$\hat{\pi} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{F}_{1i} - \hat{F}_{0i})$$

donde N es el número total de mujeres en cada muestra. Las estimaciones de π obtenidas con cada una de las muestras aparecen recogidas en el panel (a) del cuadro 8²¹. En el panel (b) de dicho cuadro aparece el efecto estimado de la participación bajo el supuesto de que $\rho_1 = \rho_0 = 0$ en la matriz [3], es decir, bajo el supuesto de exogeneidad de la participación.

CUADRO 8
Efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad

(a) Modelo con participación endógena			
Probabilidad	Primer hijo	Segundo hijo	Tercer hijo
$\hat{E}(F_0 X)$	34,6	20,2	3,6
$\hat{E}(F_1 X)$	10,8	4,1	0,7
Efecto de la participación			
$\hat{\pi}$	-23,7	-16,1	-2,8
\underline{t}	(-2,420)	(-1,825)	(-1,420)
(b) Modelo con participación exógena			
Probabilidad	Primer hijo	Segundo hijo	Tercer hijo
$\hat{E}(F_0 X)$	35,8	15,6	3,1
$\hat{E}(F_1 X)$	16,6	7,9	1,4
Efecto de la participación			
$\hat{\pi}$	-19,2	-7,7	-1,7
\underline{t}	(-22,873)	(-19,790)	(-12,303)

En el panel (b) del Cuadro 8 se observa que, bajo el supuesto de exogeneidad, el efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad es negativo y muy significativo. Estas estimaciones sugieren, por lo tanto, que la participación femenina reduce de manera considerable la probabilidad de tener el primer hijo, el segundo y el tercero. Este efecto estimado de la participación, no obstante, es menos importante, tanto en magnitud como en significatividad, a medida que aumenta el orden del nacimiento. Como ya se ha argumentado, esta fuerte covarianza negativa entre participación y fecundidad podría deberse a un efecto endógeno de la participación. Por esta razón se ha intentado

²¹El error estándar de $\hat{\pi}$ se ha calculado por el Método Delta.

obtener una estimación del efecto de la participación sobre la fecundidad que no refleje variaciones en las preferencias inobservables. Así, en el panel (a) del Cuadro 8 se observa que, una vez que se corrige la endogeneidad de la variable de participación, el efecto que ejerce sobre la decisión de fecundidad es mucho menos significativo, disminuyendo también en este caso la significatividad a medida que aumenta el orden del nacimiento.

CUADRO 9
Variación del efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad según las características de la mujer de referencia

Primer hijo			
	Si no participara	Si participara	Efecto
Mujer de referencia	44,0%	11,2%	-32,8
Edad de 31 a 35 años	23,7%	11,6%	-12,1
Sin estudios	45,7%	9,7%	-36,0
Estudios universitarios	43,0%	19,6%	-23,0
Segundo hijo			
	Si no participara	Si participara	Efecto
Mujer de referencia	25,4%	3,4%	-22,0
Edad de 36 a 40 años	7,0%	1,7%	-5,3
Sin estudios	22,2%	2,9%	-19,3
Estudios universitarios	38,0%	8,8%	-29,2
Tercer hijo			
	Si no participara	Si participara	Efecto
Mujer de referencia	6,0%	1,0%	-5,0
Edad de 36 a 40 años	3,7%	0,7%	-3,0
Sin estudios	6,2%	1,1%	-5,1
Estudios universitarios	10,6%	2,2%	-8,4

Nota: La mujer de referencia en el caso de las mujeres que deciden acerca de un primer nacimiento es una mujer de 26 a 30 años, con un nivel de educación de EGB y casada con un hombre que está ocupado y que posee estudios primarios y que residen en la zona de Levante. Para las mujeres que deciden acerca de un segundo hijo la mujer de referencia es una mujer de 26 a 30 años, con estudios primarios, casada con un hombre ocupado con estudios primarios y que viven en la zona de Levante. Finalmente, en el caso de las mujeres que se plantean la decisión de un tercer hijo, la mujer de referencia tiene de 31 a 35 años, con estudios primarios y casada con un hombre ocupado, también con estudios primarios y que residen en la zona sur.

Con el fin de analizar cómo varía el efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad en función de determinadas características de la mujer, se ha estimado cuál sería la probabilidad de que una mujer de referencia hubiera tenido un hijo en función de su decisión de participación y se ha analizado cómo estas probabilidades varían al

modificar alguna de las características de esta mujer. En cada una de las muestras se considera como mujer de referencia aquella cuyas características son las más representativas. Los resultados, recogidos en el Cuadro 9, indican que el efecto de la participación sobre la decisión de fecundidad disminuye con la edad de la mujer en los tres casos, si bien en el caso del tercer hijo es menos notable. Respecto a cómo varía el efecto de la participación en función del nivel de educación de la mujer, se producen diferencias en virtud del orden de nacimiento de que se trate: disminuye en el caso del primer hijo, aumenta en el caso del segundo y se mantiene más o menos constante en el caso del tercero.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha planteado la estimación de un modelo de probits alternantes para analizar la decisión de una mujer española acerca de tener un primer hijo, un segundo o un tercero. Mediante la estimación de este modelo se han podido estudiar los determinantes de las decisiones de la mujer acerca de su participación en el mercado de trabajo y de su fecundidad de un modo conjunto, así como obtener una estimación consistente del efecto exógeno que la participación ejerce sobre la probabilidad de que una mujer tenga un hijo, es decir, una estimación del efecto de la participación sobre la fecundidad que no está contaminado por la existencia de diferencias inobservables entre las mujeres participantes y no participantes.

En cuanto a la decisión de participación de la mujer, ésta viene determinada fundamentalmente por su nivel de educación, si bien también depende del número de hijos que tiene así como de las circunstancias más o menos favorables del mercado de trabajo. También se ha encontrado evidencia de que la presencia de otros miembros en el hogar como puedan ser los abuelos, y la existencia de centros dedicados al cuidado de los niños, pueden afectar al comportamiento de la mujer a la hora de participar o no en el mercado laboral.

En relación a la decisión de fecundidad, la evidencia empírica mostrada indica que las distintas variables explicativas introducidas en los modelos afectarían de distinto modo a las mujeres en los casos de que participaran o de que no lo hicieran, y además dicho efecto también depende del orden del nacimiento que se está decidiendo.

Una vez se tiene en cuenta la endogeneidad de la participación se ob-

serva que ésta ejerce un efecto negativo sobre la fecundidad. El efecto estimado sin tener en cuenta la endogenidad es menos negativo, lo que se debe, fundamentalmente, a la correlación positiva estimada entre los inobservables de la ecuación de participación y los de la ecuación de fecundidad en el caso de participar. Esta correlación indica que las mujeres con mayor propensión a participar en el mercado de trabajo tienden a tener menores problemas para hacer compatibles la participación y la maternidad.

Por otra parte, los efectos medios estimados miden la incompatibilidad entre participación y fecundidad en un mismo periodo, y no la incompatibilidad entre participación y fecundidad en el conjunto del ciclo vital. Así, participar reduce la probabilidad de tener un hijo en el mismo periodo en un 68% para el primer hijo, en un 80% para el segundo y en un 78% para el tercero. El hecho de que las mujeres no tengan hijos en aquellos periodos en que participan no significa que no interrumpen momentáneamente su carrera laboral para tenerlos en otros periodos.

El efecto negativo de la participación estimado en este trabajo refleja la incompatibilidad que la actividad laboral y el cuidado de los hijos supone para la madre, independientemente de las preferencias que cada mujer tenga sobre los hijos. En la medida en que se pretenda estimular la tasa de natalidad, las medidas de política pública deberían centrarse fundamentalmente en facilitar que las mujeres que desean participar en el mercado de trabajo puedan compatibilizar su carrera profesional con su maternidad. Posiblemente estas mujeres estarían dispuestas a tener un mayor número de hijos y si no lo hacen es porque en la sociedad actual se les obliga a tomar una decisión de exclusión entre trabajo y maternidad en la que parece ser que, por el momento, la de tener hijos lleva las de perder.

Apéndice: Definición y medias muestrales de las variables explicativas

La definición de las variables explicativas que se han incluido en los modelos es la siguiente:

Edad de la mujer

La edad de la mujer ha sido introducida a través de seis variables ficticias que indican si la mujer pertenece o no a cada uno de los siguientes intervalos: de 16 a 20 años, de 21 a 25, de 26 a 30 (omitida), de 31 a 35, de 36 a 40 y de 41 a 45 años.

Edad del marido

La variable incluida es la edad del marido en años cumplidos.

Nivel de educación

Tanto la educación de la mujer como la del marido han sido incluidas a través de cinco variables ficticias. Los niveles de educación considerados son los siguientes: sin estudios (omitida), estudios primarios, EGB, BUP/FP y estudios universitarios.

Situación laboral del marido

Se ha introducido a través de tres variables ficticias que indican si el marido se encontraba en cada una de las siguientes situaciones respecto a la actividad laboral: ocupado (omitida), parado o inactivo.

Composición del hogar

Abuelos

Variable binaria que toma el valor 1 si hay algún abuelo presente en la familia y 0 en otro caso. Por abuelo se entiende aquella persona cuya relación con la persona principal (el marido) es la de padre, madre, suegro o suegra.

Edad del primer hijo

Se refiere a la edad en años cumplidos del hijo que ya poseen aquellas mujeres que constituyen la segunda muestra.

Edad del segundo hijo

Se refiere a la edad en años cumplidos del segundo hijo de la mujer. Esta variable se incluye en la tercera muestra.

Zona geográfica de residencia

Se han incluido en el análisis cuatro variables ficticias que indican la zona en la que reside la familia. Las zonas consideradas son: sur (Andalucía, Canarias, Extremadura y Murcia), centro (Castilla-León, Castilla-La Mancha y Madrid), levante (Aragón, Baleares, Cataluña y Valencia) y norte (Asturias, Cantabria, Galicia, Navarra, País Vasco y La Rioja).

Centros de preescolar

Esta variable indica el número de centros de preescolar per cápita en la comunidad autónoma de residencia del hogar.

Variables cíclicas incluidas en la ecuación de participación

Tasa de paro por comunidad autónoma.

Índice de ganancias salariales en cada comunidad autónoma.

Referencias

- Becker, G.S. (1965): "A theory of the allocation of time", *Economic Journal* 30, pp. 257-279.
- Becker, G.S. (1965): "A theory of the allocation of time", *Economic Journal* 75, pp. 493-517.
- Bingley, P., Lanot, G., Symons, E. y Walker, I. (1995): "Child support reform and the labor supply of lone mothers in the United Kingdom", *The Journal of Human Resources*, 30, pp. 257-279.
- Blanes, A., Gil, F. Y Pérez, J. (1996): "Población y actividad en España: evolución y perspectivas", Servicio de Estudios de "La Caixa". Colección Estudios e Informes 5.
- Browning, M. (1992): "Children and household economic behavior", *Journal of Political Economy* 30, pp. 1434-1475.
- Butz, W.P. y Ward, M.P. (1980): "Completed fertility and its timing", *Journal of Political Economy* 88, pp. 917-940.
- Cañada, J.A. (1989): "Oferta de trabajo de las mujeres en España. Análisis de la evolución reciente (1978-1986)", *Información Comercial Española* 672-673, pp. 93-113.
- Carrasco, R. (2001): "Binary choice with binary endogenous regressors in panel data: estimating the effect of fertility on female labour participation", CEMFI Working Paper 9805. Próxima aparición en *Journal of Business and Economics Statistics*.
- Castro, T. (1992): "Delayed childbearing in contemporary Spain: trends and differentials", *European Journal of Population* 8, pp. 217-246.
- Ermish, J.F. (1989): "Purchased child care, optimal family size and mothers employment", *Journal of Population Economics* 2, pp. 79-102.
- Fernández, F. (1987): "La actividad laboral de la mujer en relación a la fecundidad", Instituto de la Mujer. Ministerio de Asuntos Sociales Serie Estudios 10.
- Garrido, L.J. (1990): "Las dos biografías de la mujer en España", Instituto de la Mujer. Ministerio de Asuntos Sociales. Serie Estudios 33.
- González. I.Pérez, C. y Prieto, M. (1999): "La participación laboral de la mujer en Castilla y León", *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León* 2, pp.83-98.
- Hechman, J. and Walker, J. (1990): "The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: evidence from Swedish longitudinal data", *Econometrica* 58, pp. 1411-1441.
- Heckman, J. and Willis, R. (1976): "Estimation of a stochastic model of reproduction: an econometric approach", en N. Terlecky (ed.) *Household Production and Consumption*, Colombia University Press.

- Hotz, V.J., Klerman, J.A. and Willis, R.J. (1997): "The economics of fertility in developed countries", en M.R. Rosenzweig and O. Stark (eds.) *Handbook of Population and Family Economics* pp. 275-347.
- Hotz, V.J. and Miller, R. (1988): "An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply", *Econometrica* 56, pp. 91-118.
- Martínez-Granado, M. (1994): "An empirical model of female labour supply for Spain", CEMFI Working Paper 9412.
- Moffit, R. (1984): "Profiles of fertility labour supply and wages of married woman: a complete life cycle model", *Review of Economic Studies* 51, pp. 263-278.
- Razin, A. (1980): "Number, spacing and quality of children: a microeconomic viewpoint", *Research in Population Economics* 2, pp. 279-293.
- Schultz, T.P. (1993): "Marital status and fertility in the United States: Welfare and labor market effects", Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper 703.
- Sprague, A. (1990): "An empirical analysis of birth spacing", Institute of Economics and Statistics, University of Oxford 103 .
- Stevans, L.K. (1996): "Aid to families with dependent children (AFDC) and non-matrilial births in the USA: an examination of causality", *Applied Economics* 28, pp. 417-427.
- Willis, R.J. (1973): "A new approach to the economic analysis of female labour supply", *Journal of Political Economics* 81, pp. S14-S64.
- Wolfe, B. (1980): "Childbearing and/or labor force participation: the education connection", *Research in Population Economics* 2, pp. 365- 385.

Abstract

In this paper I analyze, simultaneously, the labor force participation and fertility decisions taken by the Spanish women. I use a switching probit model with endogenous switching to estimate the causal effect of participation on fertility. I offer an estimate of the effect of participation on the probability of having a first, second or third child that does not reflect variation in unobserved differences between participating and non participating women. Our estimations show the incompatibility between participation and childbearing. Also, we show that the effect of explanatory variables on fertility decisions depends on the woman's labor state and the number of children already born.

Keywords: fertility, female labour, force participation, endogeneity.

Recepción del original, octubre de 1999

Versión final, junio de 2001