



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Alonso-Antón, Aurora; Fernández-Sainz, Ana; Rincón-Diez, Virginia
Análisis de la actividad femenina y la fecundidad en España mediante modelos de
elección discreta

Lecturas de Economía, núm. 82, enero-junio, 2015, pp. 127-157

Universidad de Antioquia

Medellín, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155234127004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Análisis de la actividad femenina y la fecundidad en España mediante modelos de elección discreta

**Aurora Alonso-Antón, Ana Fernández-Sainz
y Virginia Rincón-Diez**

Aurora Alonso-Antón, Ana Fernández-Sainz y Virginia Rincón-Diez

Análisis de la actividad femenina y la fecundidad en España mediante modelos de elección discreta

Resumen: *En este trabajo se estudian las decisiones de participación laboral y fecundidad de las mujeres en España. Utilizando datos de la Encuesta de Población Activa (EPA), se examina la influencia de distintos factores sobre las decisiones de participar en el mercado de trabajo y de tener hijos. En primer lugar, se considera que estas decisiones se toman de forma independiente, y se propone un probit binario para ambas. Posteriormente, se tiene en cuenta la posible relación existente entre los factores inobservables que afectan dichas decisiones, y se estima un probit bivalente en el que las variables dependientes son participación y fecundidad. Mediante ambos modelos se puede comprobar que tanto la participación como la fecundidad están condicionadas por variables socioeconómicas.*

Palabras clave: *mujer, mercado de trabajo, fecundidad, modelos de elección discreta.*

Clasificación JEL: J13, J22

Analyzing female activity and fertility in Spain through discrete choice models

Abstract: *This paper analyses labor force participation and fertility of women in Spain. Using data from the Survey of Active Population (EPA), we investigate how several factors may affect the decisions of participation in the labor market and motherhood. First, we consider both decisions in an independent setting and propose a binary probit for each of them. Then, we take into account that unobservable factors may affect both decisions jointly and estimate a bivariate probit where the dependent variables are participation and fertility. Both models show that participation and fertility are conditioned by socioeconomic variables.*

Keywords: *female, labor market, fertility, discrete choice models.*

JEL Classification: J13, J22

Analyse concernant la participation de la main-d'œuvre féminine et la fécondité en Espagne à partir des modèles de choix discrets

Résumé: *Dans cet article nous étudions les décisions de participation de la main-d'œuvre et de la fertilité des femmes en Espagne. Pour ce faire, nous utilisons les données issues de l'Enquête sur la Population Active (EPA) afin de connaître l'influence de divers facteurs sur la décision des femmes de participer au marché du travail et d'avoir des enfants. Premièrement, nous considérons que ces décisions sont prises indépendamment, raison pour laquelle nous proposons un modèle probit binaire pour les deux décisions. Deuxièmement, nous prenons en compte la relation possible entre les facteurs non observables qui influent les décisions. Ainsi, nous estimons un modèle probit bivarié où les variables dépendantes sont « participation de la main-d'œuvre » et « fertilité ». Nous montrons que la participation de la main-d'œuvre et la fertilité sont conditionnés par des variables socio-économiques.*

Mots-clés: *femme, marché du travail, fécondité, modèles de choix discrets.*

Classification JEL: J13, J22

Análisis de la actividad femenina y la fecundidad en España mediante modelos de elección discreta

Aurora Alonso-Antón, Ana Fernández-Sainz y Virginia Rincón-Diez^{*}

**–Introducción. –I. Modelo econométrico. –II. Datos y variables. –III. Resultados.
–Conclusiones. –Apéndice. –Bibliografía.**

Primera versión recibida el 7 de marzo de 2014; versión final aceptada el 26 de junio de 2014

Introducción

El objetivo de este trabajo es analizar las decisiones de las mujeres sobre fecundidad y participación en el mercado laboral en España. Para ello se utilizan datos de mujeres obtenidos de la Encuesta de Población Activa (EPA) para el segundo trimestre de 2007. Por un lado se estudian la fecundidad y la participación de la mujer de forma independiente, explicando la influencia que sobre éstas ejercen distintas variables y, por otro lado, se estudian ambas decisiones conjuntamente.

* *Aurora Alonso-Antón*: Full Professor. Dpto. de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística). Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad del País Vasco/ Euskal Herriko Unibertsitatea (UPV/EHU). Postal Address: Avda. Lehendakari Agirre 83, 48015, Bilbao. Email: aurora.alonso@ehu.es

Ana Fernández-Sainz: Full Professor. Dpto. de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística). Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad del País Vasco/ Euskal Herriko Unibertsitatea (UPV/EHU). Postal Address: Avda. Lehendakari Agirre 83, 48015, Bilbao. Email: ana.fernandez@ehu.es

Virginia Rincón-Diez: Lecturer. Dpto. de Economía Financiera II. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad del País Vasco/ Euskal Herriko Unibertsitatea (UPV/EHU). Postal Address: Avda. Lehendakari Agirre 83, 48015, Bilbao. Email: virginia.rincon@ehu.es

Las autoras agradecen el apoyo financiero del proyecto UPV/EHU Econometrics Research Group, Basque Government grant IT-642-13. Todos los errores son de las autoras.

Diversos estudios realizados previamente analizan la relación o interacción entre las decisiones de una mujer sobre su participación en el mercado laboral y su fecundidad (Álvarez-Llorente, 2002; Ariza y Ugidos, 2007; Carrasco, 2001; Davia y Legazpe, 2013; De la Rica y Ferrero, 2003; Del Boca, 2002; Del Boca, Pasqua y Pronzato, 2003). En general, estos estudios tratan de estudiar, por un lado, el efecto de algunas variables sobre las decisiones de la mujer de participar en el mercado laboral y tener un hijo y, por otro lado, la relación entre dichas decisiones.

Gran parte de esta literatura tiene en común un marco teórico unificado conocido como “la teoría económica de la familia”, que fue desarrollada a partir de la década de 1970. En Becker (1965) se analiza la familia no solamente a través de sus actividades de consumo, sino que, además, es considerada como una unidad productiva. La unidad doméstica produce actividades que le proporcionan utilidad, combinando para ello distintos factores como el tiempo de sus miembros, y bienes y servicios que intercambia en el mercado; entre las actividades que generan utilidad también se encuentran los hijos. En este innovador trabajo, Becker estudia distintos factores que influyen en la asignación del tiempo a distintas actividades como trabajar, dormir, ver una obra de teatro, leer un libro o cuidar de los hijos.

El nacimiento de esta nueva “teoría económica de la familia” proporciona un marco teórico a partir del cual se desarrollan distintos modelos que tratan de explicar el comportamiento familiar. Willis (1973), con el fin de explicar las decisiones de fertilidad de las familias desde un punto de vista económico, presenta un modelo teórico en el que se analiza la demanda de hijos de las familias, junto a otras variables convencionalmente económicas, como ingresos o participación en el mercado de trabajo. Se estudia la influencia de distintas fuentes de ingresos en las decisiones de fecundidad, tanto en el número de hijos como en los recursos dedicados a cada uno de ellos, así como la asignación del tiempo de la mujer al mercado de trabajo y a las labores del hogar.

Blank (1988; 1989) realiza diversos estudios sobre la participación laboral femenina. En su trabajo de 1988 presenta un modelo mediante el cual se muestra la influencia de distintas variables económicas y demográficas sobre la participación laboral de las mujeres cabeza de familia. En este modelo se

presentan de forma separada las decisiones relativas a participar en el mercado laboral, al número de semanas trabajadas anualmente y al número de horas trabajadas a la semana. Además, el modelo tiene en cuenta las restricciones que impiden trabajar menos de un número determinado de horas o semanas y la presencia de costes fijos que puede suponer la decisión de participar. Se observa cómo las decisiones relativas al número de semanas trabajadas anualmente y a la intensidad del trabajo durante las semanas trabajadas se toman de forma distinta. Posteriormente, Blank (1989) analiza los cambios en la situación laboral de mujeres adultas para un periodo de nueve años. Según los datos del Panel Study of Income Dynamics parece que los patrones de conducta de las mujeres en el mercado laboral norteamericano permanecen bastante estables a pesar de los diversos cambios que en sus vidas están relacionados con los hijos.

Browning (1992) analiza distintos modelos que reflejan la influencia de los hijos en el comportamiento de los hogares. Entre otras cuestiones se estudia el efecto de distintas variables relacionadas con los hijos sobre otras variables relacionadas con la participación laboral femenina, teniendo en cuenta la posible endogeneidad de los hijos.

Posteriormente han sido publicados distintos trabajos que estudian la relación entre las decisiones de participar y tener hijos, en los que se desarrollan modelos que permiten analizar estas decisiones, considerando que éstas se toman de forma independiente; es decir, suponen que los determinantes inobservables que afectan a la participación de una mujer son independientes de los determinantes inobservables que afectan a la decisión de tener un hijo. Entre estos trabajos se encuentra el de Del Boca (2002), el cual utiliza un modelo logístico condicional. En dicho trabajo se subraya la importante caída de las tasas de fecundidad en países mediterráneos como Italia, Grecia o España, a pesar de que el aumento en las tasas de participación de la mujer en el mercado laboral es modesto.

Por otro lado, en Del Boca, Pasqua y Pronzato (2003) se realiza una comparación entre los datos de países del norte y sur de Europa. En este trabajo se observa cómo en países del norte, donde el empleo a tiempo parcial es habitual y cuentan con sistemas de bienestar social avanzados, tanto los niveles

de participación femenina en el mercado laboral, como los de fertilidad son elevados. Por el contrario, en países del sur, donde generalmente el mercado laboral es menos flexible y los servicios sociales para el cuidado de los hijos no están desarrollados, se observan tasas de participación y fertilidad bajas. Asimismo, en esta investigación se estudia, mediante un modelo logístico condicional, el efecto de distintas variables sobre las decisiones de participación y de tener hijos para datos de los países europeos.

En estos trabajos se señala, entre otras cuestiones, la falta de empleo a tiempo parcial en los países del sur de Europa. Por el contrario, para los datos de mujeres de Estados Unidos, analizados en Blank (1989), no parece haber una propensión a pasar de empleo completo a empleo parcial cuando hay niños.

Del Boca (2002) y Del Boca, Pasqua y Pronzato (2003) también explican el efecto del salario de la mujer sobre la decisión de tener hijos. Por un lado, un aumento en el salario de la mujer aumenta los ingresos en el hogar, con lo que, si se consideran los hijos bienes normales, aumentará la demanda de éstos a través del efecto renta. Sin embargo, al considerar que es la madre quien principalmente ocupa su tiempo en el cuidado de los hijos, un aumento de su salario supone un incremento en el coste de oportunidad del tiempo empleado en el cuidado de los hijos, lo que reduce su demanda.

Carrasco (2001) estudia el efecto de los hijos sobre la participación de las mujeres en el mercado laboral mediante la estimación de modelos probits alternantes para datos de panel. Analiza la relación entre fecundidad y participación teniendo en cuenta que las preferencias por tener hijos y por participar en el mercado laboral pueden estar correlacionadas, y señala que el efecto negativo de la fecundidad sobre la participación femenina se acentúa cuando se tiene presente esta endogeneidad.

Algo similar se obtiene en Álvarez-Llorente (2002) cuando se analiza el efecto de la participación laboral de la mujer sobre su decisión de tener hijos. Mediante un modelo de probits alternantes se estima la influencia de la actividad femenina sobre la fecundidad, corrigiendo el posible sesgo producido por la endogeneidad de la primera.

Asimismo, cabe destacar los trabajos desarrollados por Ariza y Ugidos (2007), Davia y Legazpe (2013) o De la Rica y Ferrero (2003) donde ambas decisiones, participar en el mercado laboral y tener hijos, son analizadas de forma simultánea mediante modelos probit bivariantes.

Estas investigaciones analizan las decisiones de participar y tener hijos considerando la posible correlación entre los determinantes inobservables de ambas decisiones. Por ejemplo, sería razonable pensar que algunas características inobservables de las mujeres que hacen más probable que éstas participen en el mercado laboral, estén relacionadas con características inobservables de las mujeres que hacen que éstas prefieran no tener hijos (y menos probable tenerlos). Así, las mujeres que deciden participar tendrían distintas preferencias por tener hijos que las que deciden no hacerlo; concretamente, las mujeres participantes valorarían menos tener un hijo que las no participantes. Por lo tanto, una menor probabilidad de tener un hijo entre participantes reflejaría la diferencia en las preferencias de quienes participan y de quienes no lo hacen, y no solo la incompatibilidad entre trabajo y tener hijos.

En el presente trabajo se proponen dos modelos para estudiar la relación entre las decisiones de participación laboral y fecundidad de las mujeres, así como los efectos de otras variables sobre dichas decisiones. En el primero se estudian los efectos mencionados bajo el supuesto de independencia entre los factores inobservables que afectan tanto a la fecundidad como a la participación en el mercado laboral. Es decir, se propone estudiar la influencia de distintas variables sobre la decisión de participar o no en el mercado laboral mediante un modelo probit binario y proceder de forma análoga para la decisión de tener o no hijos.

Posteriormente, se analiza el problema suponiendo que los determinantes inobservables de estas decisiones no son independientes y que ambas decisiones se toman de forma conjunta, es decir, se propone un modelo probit bivalente en el que las variables dependientes son participación y fecundidad.

Tras estimar ambos modelos se analizan los resultados obtenidos. El principal objetivo de este trabajo es, por un lado, evaluar la influencia de distintas variables sobre las decisiones de participar en el mercado laboral y tener hijos y, por otro lado, observar la relación que existe entre participación

laboral y el cuidado de hijos, actividades que pueden considerarse difícilmente compatibles, dado que ambas compiten por el tiempo de la mujer.

I. Modelo econométrico

Con el fin de estudiar, por un lado, la interacción entre la participación de la mujer en el mercado laboral y su decisión de tener hijos, y por otro lado, examinar la influencia que distintos factores pueden tener sobre estas decisiones, se proponen dos modelos que se exponen a continuación:

A. *Probit binario*

Para analizar las decisiones de participar en el mercado laboral y de tener hijos se tendrán en cuenta características relevantes relacionadas con las mujeres, con su entorno o con el trabajo, que se detallan en el apéndice. Muchos otros factores que afectan a las decisiones analizadas son inobservables. En una primera estimación se considera que estos determinantes inobservables son independientes entre sí.

Para estimar la influencia de distintos factores sobre la decisión de una mujer de participar o no en el mercado laboral se propone un probit binario, que incluye la fecundidad como variable exógena. Por otro lado, se realiza una estimación similar para la decisión de tener o no hijos, incluyendo, en esta segunda estimación, la participación como variable exógena. Para el caso de la decisión de participar o no en el mercado laboral definimos P_i^* como una variable latente que indica el deseo de una mujer de participar o no en el mercado laboral:

$$P_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

X_i es el vector de variables exógenas incluidas en el modelo, entre las que se encuentra la variable fecundidad.

La variable P_i^* no es observable, lo que se observa es una variable binaria, P_i , que indica si las mujeres de la muestra participan o no, y que se define de la siguiente forma:

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad (2)$$

Así, la variable dependiente P_i toma un valor igual a 1 si la mujer participa en el mercado laboral y 0 en caso contrario.

Alternativamente, la variable P_i se puede escribir como:

$$P_i = 1(P_i^* > 0) = 1(X_i' \beta + \varepsilon_i > 0) \quad (3)$$

Bajo el supuesto de que ε_i sigue una distribución normal, el modelo anterior se denomina un modelo probit binario, y se obtiene que:

$$\Pr(P_i = 1 | X_i) = \Pr(P_i^* > 0) = \Pr(X_i' \beta + \varepsilon_i > 0) = \Pr(\varepsilon_i > -X_i' \beta) \quad (4)$$

Como la distribución normal es simétrica,

$$\Pr(P_i = 1 | X_i) = \Pr(\varepsilon_i < X_i' \beta) = \Phi(X_i' \beta) \quad (5)$$

El modelo de utilidad aleatoria proporciona una interpretación alternativa de la variable P_i . Según este enfoque cada mujer elige participar o no comparando la utilidad que le reporta cada alternativa. Por lo tanto, podemos definir la variable observada participación, P_i , como:

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } u_1^* > u_0^* \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad (6)$$

donde u_1^* y u_0^* son las utilidades derivadas de cada alternativa.

Si proponemos un modelo de utilidad aleatoria lineal,

$$u_1(X_i) = X_i' \beta_1 \quad u_0(X_i) = X_i' \beta_0$$

y suponiendo que los errores ε_1 y ε_0 siguen una distribución normal se obtiene:

$$\begin{aligned} \Pr(P_i = 1 | X_i) &= \Pr(u_1^* > u_0^*) = \Pr(X_i' \beta_1 + \varepsilon_1 - X_i' \beta_0 - \varepsilon_0 > 0) \\ &= \Pr[X_i' (\beta_1 - \beta_0) + \varepsilon_1 - \varepsilon_0 > 0] \\ &= \Pr(X_i' \beta + \varepsilon > 0) = \Phi(X_i' \beta) \end{aligned} \quad (7)$$

Una vez definida la probabilidad de que una mujer participe en el mercado laboral, y con los datos de la muestra, es posible construir la función de verosimilitud y, maximizando ésta, estimar los parámetros implicados.

Se procede de forma análoga para estudiar los factores que inciden en la decisión de tener hijos. En este caso definimos F_i^* como una variable latente que indica el deseo de una mujer de tener hijos o no:

$$F_i^* = Z_i' \alpha + v_i \quad (8)$$

donde Z_i es un vector de variables exógenas (incluida la variable participación).

En este caso se observa la variable binaria F_i que indica si las mujeres de la muestra tienen hijos ($F_i = 1$) o no ($F_i = 0$), y que se define de la siguiente forma:

$$F_i = \begin{cases} 1 & \text{si } F_i^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad (9)$$

o también,

$$F_i = 1(F_i^* > 0) = 1(Z_i' \alpha + v_i > 0) \quad (10)$$

Bajo el supuesto de que v_i sigue una distribución normal se obtiene que:

$$\Pr(F_i = 1 | Z_i) = \Phi(Z_i' \alpha) \quad (11)$$

Del mismo modo, la variable F_i puede ser interpretada en un marco de decisión binaria con utilidad aleatoria, en el que cada mujer elige tener hijos si ello le reporta una utilidad mayor que no tenerlos.

B. Probit bivariante

Posteriormente se considera que las decisiones de participar y tener hijos se toman de forma conjunta y que los determinantes inobservables de ambas están relacionados. En este caso, se analiza el efecto de distintos factores sobre la participación y la fecundidad mediante un modelo probit bivariante.

Ahora tenemos dos variables latentes:

$$\begin{aligned} P_i^* &= X_i' \beta + \varepsilon_i \\ F_i^* &= Z_i' \alpha + v_i \end{aligned} \quad (12)$$

donde el vector $\begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ v_i \end{pmatrix}$ sigue una distribución normal bivalente, y se observan las siguientes variables:

$$\begin{aligned} P_i &= \begin{cases} 1 & \text{si } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \\ F_i &= \begin{cases} 1 & \text{si } F_i^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \end{aligned} \quad (13)$$

P_i^* , F_i^* , P_i , F_i , X_i y Z_i se definen de forma análoga al caso anterior.

C. Efectos marginales

Una vez estimados los modelos propuestos se calculan los efectos marginales que indican cómo influyen las variaciones en las características consideradas sobre la probabilidad de tener un hijo o de participar en el mercado de trabajo.

En el caso del probit binario de participación el efecto marginal de una variable explicativa x_{si} representa la variación en el valor esperado de P_i ante un cambio en dicha variable x_{si} . Calculando el valor esperado de P_i se tiene que:

$$\begin{aligned} E(P_i | X_i) &= 0 \Pr(P_i = 0 | X_i) + 1 \Pr(P_i = 1 | X_i) = 0 [1 - \Phi(X_i' \beta)] + 1 [\Phi(X_i' \beta)] = \\ &= \Phi(X_i' \beta) = \Pr(P_i = 1 | X_i) \end{aligned} \quad (14)$$

El efecto marginal de una variable x_{si} es:

$$\frac{\partial E(P_i | X_i)}{\partial x_{si}} = \frac{\partial \Phi(X_i' \beta)}{\partial (X_i' \beta)} \frac{\partial X_i' \beta}{\partial x_{si}} = \phi(X_i' \beta) \beta_s \quad (15)$$

siendo $\phi(\cdot)$ la función de densidad normal estándar.

Es importante observar que en el caso de un modelo probit los efectos marginales no son constantes como en el caso de un modelo de probabilidad lineal en el que los efectos marginales son los parámetros del modelo. Por lo tanto, será necesario calcular dichos efectos para un nivel determinado de las variables explicativas. En este trabajo se calculan estos efectos para la media de las variables explicativas, que se obtiene utilizando todas las observaciones.

En cualquier caso, aunque los efectos marginales no sean iguales a los parámetros del modelo, en las expresiones obtenidas se observa que el signo de ambos sí es el mismo, por lo que podrá interpretarse el signo del efecto de una variable explicativa mediante el signo de su coeficiente.

En el caso de variables explicativas binarias para obtener el efecto marginal se calcula:

$$\Pr[P_i = 1 | \bar{X}_i, d = 1] - \Pr[P_i = 1 | \bar{X}_i, d = 0] \quad (16)$$

siendo \bar{X}_i el vector formado por las medias del resto de variables explicativas.

De la misma forma se calculan los efectos marginales para el caso del probit binario de fecundidad:

$$\frac{\partial E(F_i | Z_i)}{\partial z_{si}} = \phi(Z_i' \alpha) \alpha_s \quad (17)$$

En un modelo probit bivalente es posible obtener varios efectos marginales. Para su cálculo en primer lugar obtenemos la siguiente probabilidad bivalente:

$$E(P_i = 1, F_i = 1) = \Phi_B[\mathbf{Q}_i' \gamma_1, \mathbf{Q}_i' \gamma_2, \rho] \quad (18)$$

donde $\mathbf{Q}_i = X_i \cup Z_i$

$$X_i' \beta = \mathbf{Q}_i' \gamma_1$$

$$Z_i' \alpha = \mathbf{Q}_i' \gamma_2$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \nu_i) = \rho$$

Por lo tanto, \mathbf{Q}_i es un vector que contiene todas las variables exógenas X_i y Z_i utilizadas en el modelo, y γ_1 incluye todos los elementos no nulos de β y algunos ceros en las posiciones de las variables de \mathbf{Q}_i que solo aparecen en la otra ecuación. De forma similar se define γ_2 . Por otro lado, el subíndice B que aparece en la función de distribución Φ_B indica que ésta es bidimensional.

En este trabajo se han evaluado los efectos marginales para las siguientes funciones de media condicional:

$$E(P_i | F_i = 1, \mathbf{Q}_i) = \Pr(P_i = 1 | F_i = 1, \mathbf{Q}_i) = \frac{\Pr(P_i = 1, F_i = 1 | \mathbf{Q}_i)}{\Pr(F_i = 1 | \mathbf{Q}_i)} = \frac{\Phi_B[\mathbf{Q}_i' \gamma_1, \mathbf{Q}_i' \gamma_2, \rho]}{\Phi[\mathbf{Q}_i' \gamma_2]} \quad (19)$$

$$E(F_i | P_i = 1, \mathbf{Q}_i) = \Pr(F_i = 1 | P_i = 1, \mathbf{Q}_i) = \frac{\Pr(P_i = 1, F_i = 1 | \mathbf{Q}_i)}{\Pr(P_i = 1 | \mathbf{Q}_i)} = \frac{\Phi_B[\mathbf{Q}_i' \gamma_1, \mathbf{Q}_i' \gamma_2, \rho]}{\Phi[\mathbf{Q}_i' \gamma_1]}$$

Partiendo de estas funciones de media condicional se calculan los efectos marginales de una variable x_{si} tomada de la ecuación de participación:

$$\frac{\partial E(P_i | F_i = 1, \mathbf{Q}_i)}{\partial x_{si}} \quad (20)$$

$$\frac{\partial E(F_i | P_i = 1, \mathbf{Q}_i)}{\partial x_{si}}$$

Estos mismos efectos pueden calcularse, del mismo modo, respecto de una variable exógena z_{si} tomada de la segunda ecuación del modelo.

Mediante el desarrollo de estas derivadas se obtiene una función no lineal que indica el efecto de un aumento en x_{si} o z_{si} sobre la media condicional. Igual que en el probit binario estos efectos marginales varían para cada individuo, por lo que se evalúan los efectos marginales para el individuo medio de la muestra, es decir, asignando al resto de variables exógenas un valor igual a su media muestral.

Cuando la variable exógena en cuestión sea binaria, el efecto marginal se obtiene calculando la media condicional para el caso en que la variable binaria

toma un valor igual a 1 y realizando el mismo cálculo cuando esta variable vale 0, con el resto de variables exógenas igual a sus medias muestrales para ambos casos. La diferencia entre los valores medios calculados determina el efecto de la variable binaria.

Por último, es importante señalar que en el primer modelo descrito, los errores ε_i y v_i , incluidos en las ecuaciones de participación y fecundidad respectivamente, son estadísticamente independientes, lo que implica que la fecundidad es exógena a la participación, y por lo tanto, se analiza su efecto sobre la actividad laboral de la mujer junto al resto de variables exógenas incluidas en la ecuación de participación. Igualmente se comentará el impacto de la participación sobre la fecundidad bajo el supuesto de exogeneidad. Por el contrario, para la segunda estimación se analiza la influencia de las variables exógenas sobre la participación y fecundidad, suponiendo que los determinantes inobservables que afectan a dichas decisiones están relacionados.

II. Datos y variables

Los datos utilizados en este trabajo se obtienen de la Encuesta de Población Activa (EPA). Concretamente, se utilizan los datos del segundo trimestre de 2007¹. Este archivo contiene información sobre 164.375 individuos cuyas viviendas principales se encuentran ubicadas en territorio español.

A fin de realizar las estimaciones se ha seleccionado una submuestra de 14.314 observaciones. Esta muestra está formada por mujeres heterosexuales que conviven con su cónyuge o pareja, que tienen nacionalidad española y una edad entre 20 y 44 años. Se ha considerado que la decisión de tener o no hijos generalmente se toma en este intervalo de edad. No se han incluido mujeres de nacionalidad extranjera ya que los resultados podrían verse afectados por las decisiones de participar o tener hijos de mujeres de características y circunstancias diferentes a las de las mujeres objeto de este estudio. Tampoco

1 Es importante observar que los datos empleados son anteriores al periodo de crisis económica actual, y que ésta puede afectar a algunas de las conclusiones obtenidas en el presente trabajo.

se ha tenido en cuenta a aquellas mujeres que no conviven con su cónyuge o pareja, ya que la decisión de trabajar de éstas no estará condicionada tanto por los factores considerados en este análisis, sino que esta decisión vendrá determinada, en mayor medida, por el hecho de que, generalmente, estas mujeres no cuentan con otra fuente de ingresos que no sea la que procede de su trabajo.

Como se ha señalado anteriormente en este trabajo, se pretende analizar el efecto de diversas variables sobre la participación y la fecundidad, así como la interacción entre estas dos últimas, teniendo en cuenta que el coeficiente de correlación muestral entre participación y fecundidad es $-0,1757$.²

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos obtenidos con los datos de la muestra para dichas variables. Para las variables binarias la media muestral proporciona información sobre el porcentaje de casos que poseen la característica en cuestión. Merece la pena destacar que el cónyuge o pareja de prácticamente el 90% de las mujeres de la muestra trabaja a cambio de remuneración. Asimismo, se observa un alto porcentaje de participación femenina en el mercado laboral. Por otro lado, se puede comprobar el escaso porcentaje de mujeres que cuentan con la presencia de algún abuelo en el hogar.

Tabla 1. *Estadísticos descriptivos*

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Casos
Edad5	34,1571	5,42155	20	40	14.314
N. Formación	3,36105	,743876	1	6	14.314
N. Formación Cónyuge/Pareja	3,27449	,707405	1	6	14.314
Cónyuge/Pareja Trabaja	,886894	,316733	0	1	14.314
Directivos/Técnicos	,250035	,433048	0	1	14.314
Administrativos	,105491	,307196	0	1	14.314

(continúa)

2 En el apéndice se puede consultar la definición de todas las variables empleadas en el estudio.

Tabla 1. (continuación)

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Casos
Servicios	,138675	,345620	0	1	14.314
Cónyuge/Pareja Directivo/Técnico	,300615	,458541	0	1	14.314
Cónyuge/Pareja Administrativo	,484840E-01	,214794	0	1	14.314
Cónyuge/Pareja Servicios	,843230E-01	,277881	0	1	14.314
Abuelos	,300405E-01	,170705	0	1	14.314
Completa	,474780	,499381	0	1	14.314
Sur	,329398	,470011	0	1	14.314
Centro	,220903	,414869	0	1	14.314
Norte	,184505	,387909	0	1	14.314
Fecundidad	,345815	,475650	0	1	14.314
Participación	,712310	,452702	0	1	14.314

Fuente: elaboración propia.

III. Resultados

A continuación se presentan las estimaciones para los modelos descritos anteriormente. En primer lugar se muestran los resultados obtenidos suponiendo que los factores inobservables que afectan a la fecundidad y a la participación son independientes. En segundo lugar, se presentan los resultados suponiendo que esos determinantes inobservables están relacionados y que las decisiones de una mujer concernientes a su fecundidad y a su actividad laboral se toman de forma conjunta. En ambos casos se recoge el efecto de distintas variables sobre estas decisiones.

A. *Probit binario*

En la Tabla 2 se muestran los coeficientes estimados para la ecuación de participación, y en la Tabla 3 los correspondientes efectos marginales.

Tabla 2. *Ecuación de participación*

Variable	Coficiente	Error estándar	b/Er.est.	P[Z >z]	Media de X
Constante	,30416653	,11688235	2,602	,0093	
Edad5	-,02747950	,00230025	-11,946	,0000	34,1571189
N. Formación	,47823774	,02164738	22,092	,0000	3,36104513
N. Formación Cónyuge/Pareja	-,00767732	,02193096	-,350	,7263	3,27448652
Fecundidad	-,37032030	,02545190	-14,550	,0000	,34581529
Cónyuge/Pareja Trabaja	-,06496573	,03662897	-1,774	,0761	,88689395
Cónyuge/Pareja Directivo/Técnico	,14609127	,03113000	4,693	,0000	,30061478
Cónyuge/Pareja Administrativo	,25232594	,05737112	4,398	,0000	,04848400
Cónyuge/Pareja Servicios	,22845728	,04328645	5,278	,0000	,08432304
Abuelos	-,13810791	,06460631	-2,138	,0325	,03004052
Sur	-,36857707	,03044186	-12,108	,0000	,32939779
Centro	-,28375707	,03380724	-8,393	,0000	,22090261
Norte	-,15217845	,03612149	-4,213	,0000	,18450468

Fuente: elaboración propia.

Cabe destacar como principales conclusiones las siguientes:

En la Tabla 2 se observa que todos los factores incluidos, excepto el nivel de estudios del cónyuge o pareja y el hecho de que el cónyuge o pareja trabaje, influyen en la decisión de una mujer de participar en el mercado laboral de forma significativa.

En primer lugar, podría suponerse que las mujeres más jóvenes de la muestra tienen hijos menores que consumen más tiempo y, por lo tanto, cabría esperar que la edad influya de forma positiva sobre la participación. El efecto obtenido es de signo contrario al esperado bajo estas consideraciones. La edad influye negativamente sobre la probabilidad de participar, es decir,

que cuanto mayor sea la edad de la mujer menor es la probabilidad de que participe. Esto puede deberse a que son mujeres de mayor edad las que tienen hijos menores.

Tabla 3. *Efectos marginales (Participación)*

Variable	Coeficiente	Error estándar	b/Er.est.	P[Z >z]	Elasticidad
Constante	,10837494	,04431845	2,445	,0145	
Edad5	-,00903906	,00075451	-11,980	,0000	-,42134582
N. Formación	,15731073	,00698283	22,528	,0000	,72155068
N. Formación Cónyuge/Pareja	-,00252537	,00721385	-,350	,7263	-,01128500
Fecundidad	-,12551570	,00880076	-14,262	,0000	-,05923473
Cónyuge/Pareja Trabaja	-,02102985	,01166144	-1,803	,0713	-,02545318
Cónyuge/Pareja Directivo/Técnico	,04714908	,00984574	4,789	,0000	,01934273
Cónyuge/Pareja Administrativo	,07673468	,01594956	4,811	,0000	,00507720
Cónyuge/Pareja Servicios	,07045001	,01241525	5,674	,0000	,00810702
Abuelos	-,04717266	,02283791	-2,066	,0389	-,00193389
Sur	-,12533091	,01061212	-11,810	,0000	-,05633950
Centro	-,09750723	,01204267	-8,097	,0000	-,02939489
Norte	-,05148000	,01253393	-4,107	,0000	-,01296224

Nota: Derivadas parciales de $E[y] = F[*]$ respecto del vector de características, en las medias de las X. Para calcular estas medias se utilizan todas las observaciones

Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, se comprueba que el nivel de estudios de la mujer tiene un efecto positivo sobre su participación. Cuanto mayor es el nivel de formación de una mujer, mayor es la probabilidad de que participe. Puede interpretarse que el salario potencial de las mujeres con un mayor nivel de estudios es más elevado y que el coste de oportunidad de no participar será mayor para éstas.

Se observa que la actividad laboral femenina también viene determinada por el hecho de tener hijos o no. Tener un hijo de entre 0 y 4 años hace menos probable que la mujer participe en el mercado laboral. Como se ha señalado anteriormente, esto se debe a que ambas actividades requieren tiempo de la madre, por lo que pueden ser, hasta cierto punto, incompatibles.

Para interpretar los coeficientes de las variables que representan las distintas ocupaciones del cónyuge o pareja es necesario tener en cuenta las categorías de ocupaciones que se han omitido en el modelo y que se mencionan en el apéndice. Dado que dichos coeficientes son positivos, la probabilidad de participar es mayor cuando la ocupación del cónyuge o pareja es alguna de las recogidas mediante estas variables que cuando la ocupación es alguna de las consideradas en la base.

También se ha estimado la influencia del apoyo familiar, como puede ser la presencia de algún abuelo en el hogar, sobre la participación de la mujer. Si se entiende que los abuelos pueden sustituir a la madre en el cuidado de sus hijos, con lo que ésta tendría más tiempo para participar en el mercado laboral, se puede esperar que la presencia de algún abuelo en el hogar haga más probable la participación de la mujer. Por el contrario, se observa que el efecto obtenido es negativo. Esto puede deberse, bien a que generalmente los abuelos cuando residen en casa de los hijos necesitan asistencia y cuidados, lo que supone menos tiempo disponible para que la mujer participe, o bien, a que las mujeres que viven con sus progenitores cuentan con una fuente de ingresos adicional.

Por último, en cuanto a las diferencias regionales, todos los coeficientes de las variables geográficas consideradas son negativos. Esto significa que la probabilidad de participar de la mujer es menor en el sur, norte y centro que en el este de España que es la zona geográfica que se ha omitido en el modelo.

En la Tabla 3 se observa que un aumento de una unidad en la edad supone una reducción en la probabilidad de participar de 0,00903906. Igualmente, observando el efecto del nivel de estudios, se entiende que un aumento unitario de esta variable aumenta la probabilidad de participar en 0,15731073. Por lo tanto, teniendo en cuenta cómo se han definido aquí estas variables,

podemos concluir que el efecto del nivel de estudios sobre la probabilidad de participar es mayor que el efecto de la edad.

La probabilidad de participar también depende en gran medida de que la mujer tenga o no hijos menores de 5 años; esta probabilidad es 0,12551570 unidades menor cuando tiene hijos que cuando no los tiene, con el resto de variables en su valor medio.

Para el caso de la presencia de abuelos en el hogar el signo del efecto es igual, pero su intensidad es menor.

En cuanto a las variables relativas a la ocupación del cónyuge o pareja, como se ha comentado en la interpretación de los coeficientes, las ocupaciones recogidas en estas variables influyen positivamente en la probabilidad de participar de la mujer, con respecto a las ocupaciones en la base. Vemos que este efecto positivo es mayor cuando el cónyuge o pareja es un empleado de tipo administrativo y que su intensidad es menor para el caso de la variable cónyuge/pareja - directivo/técnico.

Por otro lado, vemos que la ubicación de la vivienda en el sur disminuye la probabilidad de participar en mayor medida que la ubicación en el centro o norte.

Por último, en lo que se refiere a la capacidad predictiva del modelo es necesario señalar que se predice correctamente el 71,706% de las observaciones.

La Tabla 4 recoge los coeficientes de las variables explicativas para la ecuación de fecundidad, y la Tabla 5 los efectos marginales de éstas.

Es importante resaltar los siguientes aspectos:

Los resultados indican que todos los factores incluidos en el modelo influyen significativamente en la probabilidad de tener un hijo, excepto la variable binaria que recoge si el cónyuge o pareja tiene un trabajo remunerado o no, y la variable binaria servicios, relativa a la ocupación de la mujer.

Como ocurría con la participación, el efecto de la edad sobre la decisión de tener un hijo es negativo. Es razonable que el signo de este coeficiente sea negativo y que cuanto mayor sea la edad de una mujer menor sea la probabilidad de que tenga hijos.

Tabla 4. *Ecuación de fecundidad*

Variable	Coficiente	Error estándar	b/Er.est.	P[Z >z]	Media de X
Constante	1,26081100	,10019999	12,583	,0000	
Edad5	-,06636295	,00209507	-31,676	,0000	34,1571189
N. Formación	,15198935	,01897175	8,011	,0000	3,36104513
N. Formación Cónyuge/Pareja	,07712752	,01787865	4,314	,0000	3,27448652
Cónyuge/Pareja Trabaja	,06857503	,03597514	1,906	,0566	,88689395
Directivos/Técnicos	,27889765	,03977467	7,012	,0000	,25003493
Administrativos	,27031603	,04373838	6,180	,0000	,10549113
Servicios	,05717367	,04065364	1,406	,1596	,13867542
Abuelos	-,15724755	,06997118	-2,247	,0246	,03004052
Completa	-,33222562	,03048889	-10,897	,0000	,47477994
Participación	-,27789567	,03446115	-8,064	,0000	,71230963

Fuente: elaboración propia.

El nivel de estudios, tanto de la mujer, como del cónyuge o pareja, tiene un efecto positivo sobre la fecundidad. Este efecto puede ser debido a que mayores niveles de formación permiten obtener mejores salarios, lo que a su vez implica un menor esfuerzo para afrontar el coste que conlleva tener un hijo. Es decir, que mayores ingresos en el hogar aumentarían la demanda de hijos a través de un efecto renta. Por otro lado, un mayor salario potencial también puede interpretarse como un aumento en el coste de oportunidad del tiempo empleado en el cuidado de los hijos. No obstante, es importante tener en cuenta que las familias con un mayor nivel de ingresos podrán contratar con mayor facilidad servicios privados para el cuidado de los hijos.

Respecto a las variables que indican la ocupación de la mujer, se observa que solamente las categorías de ocupaciones recogidas en las variables directivos/técnicos y administrativos tienen un efecto significativo sobre la probabilidad de tener hijos. Este efecto es de signo positivo, por lo que se puede afirmar que la probabilidad de tener un hijo es mayor cuando la ocupación de la mujer es alguna de las recogidas en estas variables que cuando la ocupación

es alguna de las presentes en la base. Esto puede ser debido a que el salario para las ocupaciones recogidas en las variables directivos/técnicos y administrativos sea mayor que para las ocupaciones en la base, lo cual puede producir el mismo efecto explicado arriba para el nivel de estudios.

Tabla 5. *Efectos marginales (Fecundidad)*

Variable	Coefficiente	Error estándar	b/Er.est.	P[Z >z]	Elasticidad
Constante	,28656069	,01007963	28,430	,0000	
Edad5	-,02407481	,00075470	-31,900	,0000	-2,48114696
N. Formación	,05513793	,00688027	8,014	,0000	,55915613
N. Formación Cónyuge/Pareja	,02797993	,00648529	4,314	,0000	,27643825
Cónyuge/Pareja Trabaja	,02457877	,01273162	1,931	,0535	,06577186
Directivos/Téc- nicos	,10375499	,01507810	6,881	,0000	,07827409
Administrativos	,10187166	,01696136	6,006	,0000	,03242483
Servicios	,02092200	,01500006	1,395	,1631	,00875409
Abuelos	-,05504427	,02353277	-2,339	,0193	-,00498916
Completa	-,11963767	,01085008	-11,026	,0000	-,17138335
Participación	-,10297612	,01297416	-7,937	,0000	-,22131643

Nota: Derivadas parciales de $E[y] = F[*]$ respecto del vector de características, en las medias de las X. Para calcular estas medias se utilizan todas las observaciones.

Fuente: elaboración propia.

Como en el caso de la participación, la presencia de abuelos en el hogar hace menos probable que las mujeres tengan hijos. Se ha señalado que la presencia de algún abuelo en el hogar puede implicar un mayor consumo del tiempo de la mujer para su cuidado, lo que supone menor disponibilidad de la mujer tanto para participar como para tener hijos.

Los dos últimos coeficientes indican una menor probabilidad de tener hijos cuando la mujer participa en el mercado laboral. Concretamente, puede

observarse que la probabilidad de tener hijos es menor cuando el tipo de jornada en el trabajo es completa.

En relación a las predicciones, cabe señalar que el 66,508% de las observaciones se predicen correctamente.

En la Tabla 5 se muestra la intensidad de los efectos descritos. En general, puede decirse que la intensidad de los efectos producidos por la edad, el nivel de estudios de la mujer, el nivel de estudios del cónyuge o pareja y la presencia de abuelos es similar.

Los efectos que recoge esta tabla indican que la probabilidad de tener un hijo varía en mayor medida con la participación, con el tipo de jornada y con las variables relativas a la ocupación de la mujer: directivos/técnicos y administrativos.

B. Probit bivariante

En las tablas 6 y 7 se recogen los efectos marginales de las funciones de media condicional.

Observando los resultados de la Tabla 6 se comprueba que el efecto marginal es significativo para todas las variables explicativas, excepto para la variable que indica si el cónyuge o pareja trabaja o no, y para la variable servicios. En la primera parte de la tabla se observa que los resultados son muy similares a los obtenidos para el probit binario de participación. Sin embargo, cabe señalar que el efecto positivo del nivel de estudios sobre la participación es algo mayor en este caso. Es decir, que cuando aumenta el nivel de estudios, el incremento de la probabilidad de participar es mayor para las mujeres que tienen un hijo.

Por otro lado, se observa que el nivel de formación del cónyuge o pareja influye, aunque muy débilmente, de manera positiva sobre la probabilidad de participar de las mujeres con un hijo. Una posible explicación es que, entre las mujeres con un hijo, exista un emparejamiento selectivo, que consiste en que las mujeres con alto nivel de estudios y elevado salario potencial tienden a convivir con hombres cuyo nivel de estudios también es elevado.

Tabla 6. *Efectos marginales de $E(P_i | F_i = 1, Q_i)$*

Variable	Coefficiente	Error estándar	b/Er.est.	P[Z >z]	Media
Constante	,000000				
Edad5	-,00976394	,00095134	-10,263	,0000	34,1571189
Formación	,17029896	,00737416	23,094	,0000	3,36104513
Formación Cónyuge/Pareja	,00337745	,00089316	3,781	,0002	3,27448652

Variable dummy: $E(P_i | F_i = 1, d = 1) - E(P_i | F_i = 1, d = 0)$

Variable	Efecto	Error estándar	t ratio
Cónyuge/Pareja Trabaja	-,023526	,012948	-1,817
Cónyuge/Pareja Directivo/Técnico	,048173	,010273	4,689
Cónyuge/Pareja Administrativo	,085227	,018531	4,599
Cónyuge/Pareja Servicios	,079551	,014425	5,515
Abuelos	-,052306	,024543	-2,131
Sur	-,136990	,011551	-11,859
Centro	-,106073	,012971	-8,177
Norte	-,055824	,013590	-4,108
Directivos/Técnicos	,012738	,002689	4,737
Administrativos	,011987	,002699	4,442
Servicios	,002630	,001940	1,356
Completa	-,015045	,001914	-7,862

Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 7 se observa que el efecto obtenido para las tres primeras variables es del mismo signo e intensidad, muy similar a la obtenida con el probit binario de fecundidad. Ocurre lo mismo con las variables ficticias incluidas anteriormente en el probit binario de fecundidad. De las no incluidas, podemos decir que la probabilidad de tener un hijo aumenta, entre las mujeres que trabajan, cuando la ocupación del cónyuge o pareja es alguna de las incluidas en las variables cónyuge/pareja-directivo/técnico,

cónyuge/pareja-administrativo o cónyuge/pareja-servicios y, por el contrario, disminuye cuando la vivienda de estas mujeres está ubicada en el sur, centro o norte.

Por último, en lo que se refiere a la capacidad predictiva del modelo, podemos señalar que se predice correctamente el 85,205% de las mujeres que participan y no tienen hijos, y el 19,927% de las que participan y tienen hijos.

Tabla 7. *Efectos marginales de $E(F_i | P_i = 1, Q_i)$*

Variable	Coefficiente	Error estándar	b/Er.est.	P[Z >z]	Media
Constante	,000000				
Edad5	-,02319846	,00072576	-31,964	,0000	34,1571189
Formación	,05374761	,00649425	8,276	,0000	3,36104513
Formación Cónyuge/Pareja	,02569293	,00616268	4,169	,0000	3,27448652

Variable dummy: $E(F_i | P_i = 1, d = 1) - E(F_i | P_i = 1, d = 0)$

Variable	Efecto	Error estándar	t ratio
Cónyuge/Pareja Trabaja	,021699	,012233	1,774
Directivos/Técnicos	,102233	,014147	7,227
Administrativos	,098812	,016080	6,145
Servicios	,020343	,014143	1,438
Abuelos	-,052118	,022703	-2,296
Completa	-,113374	,010545	-10,751
Cónyuge/Pareja Directivo/Técnico	,004003	,000969	4,131
Cónyuge/Pareja Administrativo	,007052	,001735	4,065
Cónyuge/Pareja Servicios	,006586	,001407	4,680
Sur	-,011520	,001653	-6,970
Centro	-,008926	,001508	-5,920
Norte	-,004672	,001270	-3,678

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Con el fin de estudiar las decisiones de participación y fecundidad de las mujeres se han estimado dos modelos. En el primero se ha considerado que estas decisiones se toman de forma independiente por lo que se ha estimado un probit binario para la decisión de participar en el mercado laboral y otro probit binario para la decisión de tener un hijo. En el segundo modelo se ha tenido en cuenta la posible relación existente entre los determinantes inobservables de estas decisiones, por lo que se ha estimado un probit bivariante, donde las variables dependientes son participación y fecundidad.

Mediante el primer modelo se han analizado, por separado, los determinantes de las decisiones de una mujer acerca de su participación en el mercado de trabajo y de su fecundidad. Los resultados obtenidos indican que la decisión de participación de una mujer está determinada, fundamentalmente, por su nivel de estudios y su fecundidad, considerada en este caso una variable exógena a la participación, aunque también depende de la ocupación principal de su cónyuge o pareja, de la zona geográfica a la que pertenece, de la presencia de abuelos en el hogar, así como, en menor medida, de su edad. Respecto a la decisión de tener hijos, se ha obtenido que depende, en gran medida, de la participación en el mercado laboral y del tipo de jornada, si bien la presencia de abuelos en el hogar, la edad y el nivel de estudios de la mujer y de su cónyuge o pareja también influyen en la fecundidad.

En el modelo probit bivariante, se ha examinado, por un lado, el efecto de diversas variables exógenas sobre la participación de las mujeres con un hijo y, por otro lado, la influencia de estas variables exógenas sobre la fecundidad de mujeres que participan. Comparando las estimaciones obtenidas para los dos modelos se ha obtenido que el efecto de algunas variables exógenas sobre la probabilidad de participar es distinto cuando consideramos únicamente mujeres con un hijo. Por un lado, la probabilidad de participar aumenta más con el nivel de estudios y, además, en este caso se puede afirmar que la probabilidad de participar aumenta con el nivel de estudios del cónyuge o pareja.

Para el resto de variables, en cambio, los resultados obtenidos son muy similares a los obtenidos con el probit binario. Con respecto a la decisión

de tener hijos, no se puede decir que las variables explicativas incluidas en la ecuación de fecundidad tengan un efecto distinto sobre la probabilidad de tener un hijo, cuando tenemos en cuenta únicamente mujeres que participan. Sin embargo, mediante la estimación bivariante obtenemos información adicional sobre el efecto que producen algunas variables explicativas de la ecuación de participación no incluidas en la de fecundidad. Se observa cómo éstas influyen, de forma indirecta, por su efecto sobre la participación, sobre la probabilidad de tener un hijo de las mujeres que participan.

Apéndice: definición de las variables

Para el análisis de la participación y la fecundidad se requiere información que permita identificar, por un lado, a mujeres que participan y mujeres que no participan, y por otro lado, a mujeres que tienen hijos y mujeres que no los tienen. La primera cuestión se resuelve utilizando la variable de la EPA que agrupa a los entrevistados según su relación con la actividad en la semana de referencia. Esta variable toma 7 posibles valores que se han agrupado en dos categorías:

1: Participa en el mercado laboral (Esta categoría agrupa a los ocupados y parados)

0: No participa en el mercado laboral (En esta categoría se incluyen los inactivos)

Por lo tanto, para estimar los modelos propuestos en este trabajo se utiliza como variable dependiente la variable **Participación** que indica si un individuo participa o no en el mercado laboral, y que se obtiene a partir de la recodificación de la variable correspondiente de la EPA.

En lo que se refiere a la segunda cuestión, aunque la EPA toma una amplia muestra de individuos de distintas edades, su principal objetivo es analizar el mercado de trabajo, por lo que no contiene variables relacionadas con la fecundidad. Por lo tanto, ha sido necesario crear una variable que permita distinguir a las mujeres que tienen hijos de las que no los tienen. Esta variable se denomina **Fecundidad** y toma dos posibles valores:

1: Tiene hijos de 0 a 4 años

0: No tiene hijos de 0 a 4 años

Definir la variable fecundidad en función de si la mujer tiene o no hijos menores de 5 años, responde a la intención de recoger la posible incompatibilidad entre maternidad y participación. Se considera que el tiempo que requiere el cuidado de los hijos es mayor cuanto menor es la edad de éstos, y que por lo tanto, el efecto que puede tener esta actividad sobre la participación laboral es mayor en este caso.

Por otro lado, para estimar la influencia que ejercen distintos factores sobre participación y fecundidad se utilizan variables relacionadas con las mujeres, su entorno o su trabajo, que se enumeran a continuación.

Edad5: Recoge la edad por grupos quinquenales de años cumplidos.

Nivel de formación: Mide el nivel de estudios y toma 6 valores que responden a:

1: Analfabetos

2: Estudios primarios incompletos

3: Estudios primarios completos

4: Títulos propios de las universidades que no sean de postgrado (dos años o más)

5: Enseñanzas universitarias de 1er y 2º ciclo de solo 2º ciclo y equivalentes

6: Programas oficiales de especialización profesional

Nivel de formación cónyuge/pareja: Mide el nivel de estudios del cónyuge o pareja y toma los mismos valores que la variable nivel de formación.

Cónyuge/pareja - trabaja: Variable binaria que toma un valor igual a 1 para las mujeres cuyo cónyuge o pareja trabajó a cambio de remuneración en la semana de referencia y un valor igual a 0 en caso contrario.

Directivos/técnicos: Variable binaria a la que se asigna un valor igual a 1 en caso de que la ocupación principal del individuo pertenezca a alguna de las siguientes categorías y un valor igual a 0 en caso contrario:

-Dirección de las empresas y de las Administraciones Públicas

-Técnicos y Profesionales científicos e intelectuales

-Técnicos y Profesionales de apoyo

Cónyuge/pareja - directivo/técnico: Variable binaria que recoge información sobre la ocupación del cónyuge o pareja. Toma un valor igual a 1 en caso de que la ocupación principal del cónyuge o pareja sea alguna de las mencionadas para la variable directivos/técnicos y un valor igual a 0 en caso contrario.

Administrativos: Variable binaria que toma un valor igual a 1 cuando la ocupación principal del individuo pertenezca a la categoría de Empleados de tipo administrativo y 0 en caso contrario:

Cónyuge/pareja - administrativo: Esta variable toma un valor igual a 1 cuando la ocupación principal del cónyuge o pareja sea la mencionada para la variable administrativos y 0 en caso contrario.

Servicios: Variable a la que se asigna un valor igual a 1 cuando la ocupación principal del individuo pertenezca a la categoría de Trabajadores de servicios de restauración, personales, protección y vendedores de comercio, y 0 en caso contrario.

Cónyuge/pareja servicios: Variable que toma un valor igual a 1 cuando la ocupación principal del cónyuge o pareja sea alguna de las mencionadas para la variable servicios y 0 en caso contrario.

Abuelos: Esta variable toma un valor igual a 1 cuando está presente en el hogar algún abuelo/a y 0 en caso contrario.

Completa: Variable a la que se asigna un valor igual a 1 cuando la jornada en el trabajo del individuo es completa y 0 en caso contrario.

Finalmente, con la intención de recoger las posibles diferencias regionales, se han incluido en el modelo las siguientes variables ficticias que indican la ubicación de la vivienda:

Sur: Variable que toma un valor igual a 1 si la vivienda se encuentra ubicada en las Comunidades Autónomas de Andalucía, Canarias, Extremadura, Murcia, Ceuta o Melilla y 0 en caso contrario.

Centro: Indica si la vivienda está ubicada en las Comunidades Autónomas de Castilla y León, Castilla la Mancha o Madrid, tomando un valor igual a 1 en tal caso y 0 en caso contrario.

Norte: Se asigna un valor igual a 1 a esta variable si la vivienda está ubicada en las Comunidades Autónomas de Asturias, Cantabria, Galicia, Navarra, País Vasco o La Rioja y un valor igual a 0 en caso contrario.

Bibliografía

- ÁLVAREZ-LLORENTE, Gema (2002). “Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España”, *Investigaciones Económicas*, Vol. XXVI, No. 1, pp. 187-218.
- ARIZA, Alfredo y UGIDOS, Aranza (2007). “Entrada a la maternidad: Efecto de los salarios y la renta sobre la fecundidad”, *Revista actualidad*, No. 16, pp. 1-30.
- BECKER, Gary S. (1965). “A theory of the allocation of time”, *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517.
- BLANK, Rebecca M. (1988). “Simultaneously Modelling the Supply of Weeks and Hours of Work among Female Household Heads”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, No. 2, pp. 177-204.
- BLANK, Rebecca M. (1989). “The role of Part-Time Work in Women’s Labor Market Choices over Time”, *American Economic Review*, Vol. 79, No. 2, pp. 295-299.
- BROWNING, Martin (1992). “Children and Household Economic Behaviour”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, No. 3, pp. 1434-1475.
- CARRASCO, Raquel (2001). “Binary Choice With Binary Endogenous Regressors in Panel Data: Estimating the effect of Fertility on Female Labor Participation”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19, No. 4, pp. 385-394.

- DAVIA, María y LEGAZPE, Nuria (2013). "The Role of Education in Fertility and Female Employment in Spain: A Simultaneous Approach", *Journal of Family Issues*, junio, 2013.
- DE LA RICA, Sara y FERRERO, Ma. Dolores (2003). "The effect of fertility on labour force participation: The Spanish evidence", *Spanish Economic Review*, Vol. 5, No. 2, pp. 153-172.
- DEL BOCA, Daniela (2002). "The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy", *Journal of Population Economics*, Vol. 15, No. 3, pp. 549-573.
- DEL BOCA, Daniela; PASQUA, Silvia y PRONZATO, Chiara (2003). "Analyzing Women's Employment and Fertility Rates in Europe: differences and similarities in Northern and Southern Europe", *Working paper*. Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics.
- WILLIS, Robert J. (1973). "A new Approach to the Economic Theory of Fertility Behaviour", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, pp. S14-S64.