

IRPF Y FECUNDIDAD. UN EJERCICIO CON MICRODATOS PARA ESPAÑA (*)

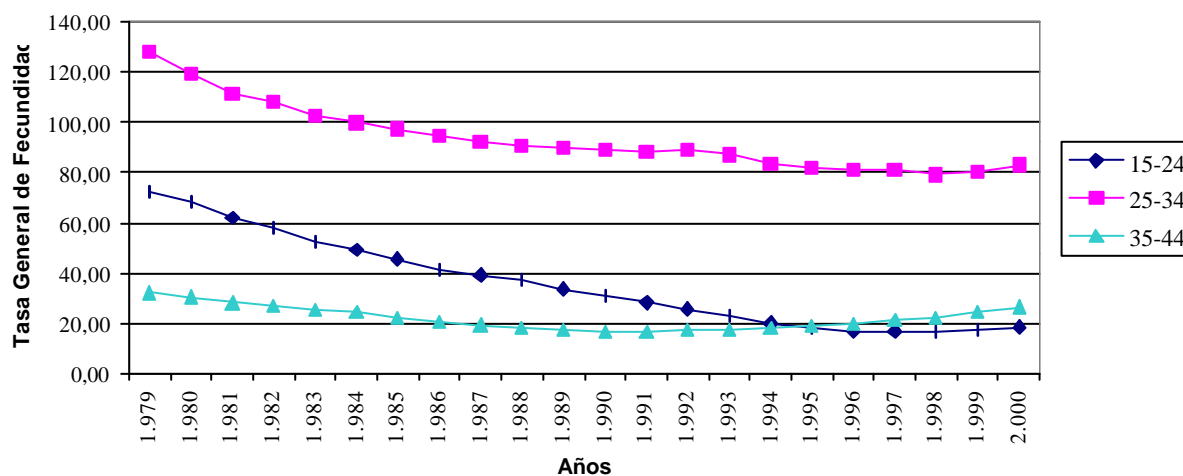
Jaime Vallés Giménez y Anabel Zárate Marco

Profesores de Economía Aplicada de la Universidad de Zaragoza

1. INTRODUCCION

Los fenómenos de éxodo rural y reducción del crecimiento vegetativo que han afectado a la mayor parte de las zonas rurales españolas durante todo el siglo XX, han tenido graves consecuencias entre las que se encuentra el envejecimiento relativo de la población y la despoblación. Este acusado envejecimiento de la población arroja oscuras perspectivas sobre la capacidad de sus municipios para asegurar el mantenimiento de los volúmenes de población existentes, unos servicios públicos adecuados, y sobre la posibilidad de que la actividad económica se mantenga en el nivel actual, ya que los índices de reemplazo de la población en edad activa también son preocupantes. De hecho, actualmente, España presenta el menor nivel de fecundidad del mundo. En el gráfico 1 puede verse la evolución que ha tenido en España la fecundidad por tramos de edad.

Gráfico 1: Evolución de la tasa general de fecundidad por tramos de edad



Fuente: Vallés y Zárate (2002)

(*) Este trabajo ha sido financiado por el Instituto de Estudios Fiscales.

Las políticas institucionales para abordar estos problemas de recesión demográfica y envejecimiento son urgentes y necesarias. Una de las medidas que con este fin puede adoptar el Sector Público es conceder ayudas fiscales y sociales por descendientes, que reduzcan el coste de éstos, para que así se estimule la demanda de hijos. A este respecto, existen dos corrientes de opinión encontradas. Por una parte, los que apoyan las políticas pronatalistas, al considerar que es responsabilidad del gobierno promover la fecundidad y evitar las adversas consecuencias del descenso en la fecundidad y en la población -la menor capacidad económica que manifiestan los que tienen mayores cargas familiares y el hecho de que los hijos pueden ser percibidos como bienes de naturaleza pública (Folbre,1994) son argumentos habitualmente esgrimidos en favor de dichas políticas pronatalistas-. En cambio, existe otra corriente que opina que, independientemente de las consecuencias del nivel actual de fecundidad, no existe justificación para que los gobiernos interfirieran en una decisión que es esencialmente privada, además de que el efecto potencialmente pronatalista de las políticas es, en cualquier caso, dudoso.

Nosotros estaríamos de acuerdo con la primera corriente, pero no con el fin de fomentar la natalidad sin más, sino para que coincida la fecundidad deseada con la realizada, ya que las estadísticas muestran que en España, por término medio, se desea tener dos hijos, pero sólo se tiene uno.

Distintos trabajos empíricos para diversos países han demostrado que las ayudas públicas por descendientes influyen favorablemente en la decisión de tener hijos. En nuestro país, donde tradicionalmente se han venido utilizando ayudas fiscales y sociales relacionadas con los descendientes, también se han realizado trabajos preliminares con resultados similares. De esta forma, Zárata (2001) y Vallés y Zárata (2002), demostraban de forma agregada, por primera vez para España, que la *política fiscal* (en forma de deducciones por descendientes en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas - en adelante IRPF-) y la *política social* (en forma de prestaciones por hijo a cargo, asignaciones por nacimiento, y bajas remuneradas por maternidad) influían en la fecundidad de las mujeres en edad fértil, independientemente de la edad de la mujer considerada. También el *valor del tiempo de la mujer*, la *tasa de paro* y el *coste de la vivienda*, influían de forma significativa en la decisión de tener hijos.

Lo que ahora pretendemos es avanzar en esta línea de trabajo y ver si la deducción fiscal por descendientes contemplada en el IRPF antes de la reforma de 1999 explicaba la fecundidad de las mujeres en edad fértil cuando se utiliza una base de microdatos. Para ello vamos a utilizar la información contenida en la tercera y cuarta ola del PHOGUE. El uso de dicha base de microdatos nos va a permitir además tener en cuenta en el estudio características personales de los sujetos, que ciertamente van a ser claves en la explicación de la demanda de hijos, y que en un estudio a nivel agregado no podíamos incluir en el análisis.

En adelante, el trabajo presenta la siguiente estructura. En la segunda sección, describimos brevemente cuál ha sido la evolución en España de la deducción por descendientes contemplada en el IRPF. En la tercera, explicamos el marco teórico y la especificación econométrica que subyace al análisis. En la cuarta, describimos los datos utilizados y la construcción de las variables. En la sección quinta,

presentamos la estimación de los modelos econométricos y los resultados obtenidos. El artículo finaliza con una sección de consideraciones finales.

2. LA DEDUCCION POR DESCENDIENTES EN ESPAÑA

Las ayudas públicas por descendientes en España se han articulado, al igual que en los demás países desarrollados, tanto a través del sistema fiscal como a través del sistema de la Seguridad Social, si bien, en este trabajo vamos a centrarnos exclusivamente en las ayudas fiscales.

La política fiscal, a través de los impuestos que han gravado la renta, ha venido protegiendo a la familia estableciendo beneficios fiscales en función de las circunstancias personales y familiares del sujeto pasivo. Hasta la Ley 50/1977, de Medidas Urgentes de Reforma Fiscal, se reconocían ciertas desgravaciones en la cuota y exenciones por motivos familiares, pero su alcance era muy restringido por el número de personas obligadas a presentar declaración de la renta, por lo que no puede decirse que el sistema fiscal atendiese realmente, y de manera generalizada, a las cargas familiares hasta la Ley 44/1978, que regulaba el IRPF, y que entraría en vigor por primera vez en España en 1979.

El IRPF se establecía con esta Ley como un Impuesto sintético, personal y progresivo, que tenía en cuenta la menor capacidad económica provocada por cargas familiares mediante una serie de deducciones en la cuota, entre las cuales estaba la deducción por hijos, de la que se podía disfrutar siempre que el descendiente cumpliera una serie de requisitos que hacen referencia al parentesco, a la edad y a los ingresos, y que pueden verse de forma resumida en Carpio *et al* (1999: 52).

En la tabla 1 hemos recogido la evolución de la cuantía de las deducciones por descendientes. Puede verse como en los ejercicios 1983, 1984 y de 1995 a 2003, las cantidades a deducir han sido diferentes según el número de descendientes¹. Concretamente, en el ejercicio 1996, que es el que vamos a modelizar en la sección quinta, la pareja tenía derecho a una deducción en la cuota por cada descendiente soltero, que conviviese con el contribuyente, que no hubiese cumplido treinta años el último día del período impositivo, y que no hubiese obtenido en el año natural rentas superiores al salario mínimo interprofesional garantizado para mayores de 18 años. Así, cada uno de los dos primeros hijos daba derecho a una deducción de 21.500 ptas., por el tercero la deducción era de 26.000 ptas., y por cada uno de los siguientes, 31.000 ptas.

¹ Además de estas deducciones, los descendientes con una minusvalía de, al menos, el 33%, han dado y dan derecho a deducciones adicionales. Éstas, sin embargo, no vamos a tenerlas en cuenta en este trabajo por no ser realmente deducciones por descendientes, sino por minusvalía, y por ello ser generalizables a cualquier miembro con discapacidad de la familia. También hay que tener en cuenta que recientemente (a raíz de la Ley 14/1996, de 30 de diciembre, de cesión de tributos del Estado a las Comunidades Autónomas –en adelante CCAA- y de medidas fiscales y complementarias, que es cuando se ceden ciertas competencias normativas en materia de IRPF a las CCAA) varias CCAA han implantado medidas en materia fiscal para beneficiar a la familia en el tramo autonómico del IRPF, y que justamente las deducciones más frecuentes que establecen estas unidades de gobierno son por hijos y por gastos de custodia y guardería de menores. No obstante, tampoco vamos a tener en cuenta en nuestro análisis estas deducciones autonómicas, ya que, lo que aquí realizamos es un estudio a nivel nacional, y, por lo tanto, está fuera del alcance de este trabajo la consideración de los aspectos diferenciales autonómicos.

Tabla 1: Deducción por descendientes en el IRPF

Año	Deducción en el IRPF por hijo dependiente (*) -u.m./año-
1979	6.000 ptas.
1980	8.000 ptas.
1981	10.000 ptas.
1982	12.000 ptas.
1983	13.000 , 18.000 ptas.
1984	14.000, 19.000 ptas.
1985	15.000 ptas.
1986	16.000 ptas.
1987	16.800 ptas.
1988	17.600 ptas.
1989	18.100 ptas.
1990	19.000 ptas.
1991	20.000 ptas.
1992	20.000 ptas.
1993	20.000 ptas.
1994	20.000 ptas.
1995	20.700, 25.000, 30.000 ptas.
1996	21.500, 26.000, 31.000 ptas.
1997	22.100, 26.700, 31.800 ptas.
1998	25.000, 35.000, 50.000 ptas.
1999	200.000, 300.000, 50.000, 25.000 ptas.
2000	200.000, 50.000, 25.000 ptas.
2001	200.000, 50.000, 25.000 ptas.
2002	1.202,02,1.803,04,300,51, 150,25 €
2003	1.400, 1.500, 2.200, 2.300, 1.200 €

* Entre 1979 y 1998 estas deducciones se practican en la cuota, pero desde 1999 reducen la base imponible. Se aplican por cada hijo que tenga la consideración de dependiente según la normativa fiscal vigente cada año.

En 1983 y 1984, la primera cantidad señalada es por cada uno de los tres primeros hijos y la segunda por cada uno de los siguientes.

Entre 1995 y 1998, la primera cantidad es por cada uno de los dos primeros hijos, la segunda por el tercero, y la otra por cada uno de los siguientes.

Entre 1999 y 2002 la primera cantidad es por cada uno de los dos primeros hijos, la segunda es por cada uno de los siguientes, la tercera es el complemento por cada hijo menor de tres años, y la cuarta es el complemento en concepto de material escolar para hijos entre 3 y 16 años.

En 2003, la primera cantidad es por el primer hijo, la segunda por el segundo, la tercera por el tercero, y la cuarta por cada uno de los siguientes. Este año ya no existen incrementos para los hijos menores de 16 años aunque se introduce una reducción de 1.200 € por el cuidado de hijos menores de tres años.

Fuente: Elaboración propia.

3. MARCO TEORICO RELATIVO A LA ELECCION DEL TAMAÑO FAMILIAR

Según la teoría económica de la fecundidad, desarrollada por Becker (1960: 257-258), cada familia maximiza una función de utilidad (cuyos argumentos son los artículos que se producen en el hogar empleando los bienes y servicios comprados en el mercado y el tiempo de los padres), sujeta a una

restricción presupuestaria. Estos artículos que les proporcionan utilidad son los hijos H , y otros bienes como la salud, ocio, etc., que combinamos en una mercancía agregada B ².

$$\text{Max } U = U(H, B)$$

$$\text{sujeto a: } I = p_H H + \mathbf{p}_B B.$$

donde I es la renta total, p_H el coste de la crianza y educación de los hijos, y \mathbf{p}_B es el vector de costes de B .

Según esta teoría, la solución a este problema de maximización de la utilidad de la familia generará una función de demanda de hijos, o lo que es lo mismo, las parejas deberán decidir el tamaño familiar: el número de hijos (aunque también tendrán que decidir cuándo los van a tener³; y cuánto se van a gastar en ellos -en tiempo y en dinero-, es decir, qué “calidad” van a tener⁴), en función de las dotaciones que poseen de una serie de recursos escasos (tiempo, dinero, etc.). El hecho de que se opte por una determinada cantidad de hijos lleva asociados unos factores positivos (beneficios), como las satisfacciones que proporcionan los hijos, la autorrealización, etc., y otros negativos (costes), como la reducción del tiempo de ocio, la renuncia, parcial o total, a la actividad laboral, etc. Ante esta disyuntiva, las parejas pueden valorar los beneficios y los costes que les supondrían las diferentes elecciones posibles. Tras esta valoración de todos los factores a favor y en contra de cada opción, se genera un criterio de preferencia en función del cual los sujetos tomarán una decisión relativa al tamaño familiar

La Microeconometría se enfrenta al problema de elección del tamaño familiar asignando una probabilidad a cada una de las alternativas de un conjunto finito, exhaustivo, y mutuamente excluyente de éstas, de entre las que un sujeto puede elegir una determinada. Dicha probabilidad de elección depende del conjunto de características de cada una de las alternativas, así como de los condicionantes propios de cada agente decisor.

Cada uno de estos regresores o características influye en los procesos de decisión, siendo el papel de la microeconometría determinar un modelo que permita, dadas esas características, explicar el proceso de toma de decisiones⁵. A tal fin, se establece un valor numérico que permita ordenar las preferencias y que, en nuestro caso, está asociado con el hecho probabilístico de la elección de un tamaño familiar específico. Por tanto, en estos modelos, lo que se explica no es el valor que toma el regresando o variable endógena, esto es, el tamaño familiar (0, 1, 2, etc. hijos), sino la probabilidad de que el agente económico “i” elija una dimensión familiar determinada, que dependerá de los factores que condicionan el proceso de elección, y de la función de distribución de la probabilidad que se haya supuesto para cada caso⁶.

² Puede verse un análisis en profundidad de este problema de maximización en Willis (1973) o Becker (1987).

³ Véase Cigno y Ermisch (1989).

⁴ En Becker y Lewis (1973) y Becker y Tomes (1976) se explica la interacción entre la cantidad y la calidad de los hijos.

⁵ Para ello, se debe recurrir a procesos de estimación no lineales, donde la técnica de referencia para la estimación es, generalmente, la Máxima Verosimilitud.

⁶ Consideraremos las tres alternativas posibles (Logit, Probit y Valor Extremo), seleccionando entre dichos modelos en base a los principales estadísticos disponibles para la selección de la ecuación del modelo más adecuada (algunos de ellos pueden utilizarse

Evidentemente, podemos imaginar que la decisión adoptada presenta cierta aleatoriedad, ya que la respuesta puede ser distinta para cada pareja estudiada, aun en el caso de que los valores de las variables que la condicionasen fuesen idénticos. Es decir, dos parejas con las mismas características o condicionantes, por ejemplo, 30 años, igual renta disponible, etc., podrían adoptar decisiones diferentes con respecto al tamaño familiar. No obstante, a pesar de esas diferencias, las ordenaciones de las preferencias de ambas parejas tendrán en común algunos rasgos importantes a partir de los que se podrá establecer un patrón de comportamiento medio de la población.

De esta forma, el estudio de los comportamientos individuales de las parejas puede servir para modelizar la toma de decisiones sobre el tamaño familiar, proporcionando un instrumento para la planificación económica y social de las familias (podría servir para determinar el tipo de ayudas que se ha de otorgar a las parejas para que incrementen el tamaño familiar, con mujeres trabajando, etc.). En general, esta posibilidad implica que, a partir de la observación del comportamiento de una muestra de individuos, mediante la microeconometría, se pueden obtener conclusiones generales sobre el comportamiento medio de la población a la que pertenece dicha muestra de sujetos analizada.

Los modelos microeconómicos se clasifican según las características de la variable endógena, ya que ésta es la que modeliza las distintas alternativas implícitas en el problema de decisión al que se enfrenta el individuo. De toda la posible casuística, el problema de elección asociado a la toma de una decisión sobre el tamaño familiar responde, a nuestro juicio, a dos posibles tipos de modelos. Por un lado, de entre los modelos multinomiales de elección discreta, podemos pensar que dicha elección se explica con un modelo ordenado jerarquizado, tal y como sugieren Cabrer, Sancho y Serrano (2001), o, alternativamente, considerando los modelos de variable dependiente limitada, podríamos conjeturar que responde a un modelo censurado.

Los Modelos ordenados jerarquizados responden a los casos en que las decisiones de los agentes se pueden jerarquizar. En ellos se plantea la necesidad de estar en posesión o cumplir la primera condición para optar a la segunda opción. Así, como explican Cabrer, Sancho y Serrano (2001, págs. 173-174), un ejemplo de este tipo de modelos sería el caso de una familia que se plantea la decisión de cuántos hijos tener: ninguno, uno, dos, tres o más de tres. En general, esta elección implicaría un proceso jerarquizado de respuestas, no se pueden tener dos hijos si no se ha tenido primero uno. Además, el número de hijos vendrá determinado por las características socioeconómicas de la familia. Los modelos censurados, por el contrario, tienen en cuenta la naturaleza secuencial de ciertas decisiones. En nuestro caso, la primera decisión haría referencia a la voluntad del agente de tener hijos o no, y si el individuo optara por tener hijos, se determinaría en una segunda elección la cantidad que está dispuesto a demandar.

La interpretación económica de estos modelos, como apuntábamos antes, parte de la teoría de la utilidad del agente económico, donde se especifica que la racionalidad de los agentes económicos hace que se comporten de forma que maximicen la utilidad esperada que les proporciona cada una de las

incluso para considerar modelos con distintas variables): el coeficiente R^2 McFadden, el logaritmo de la función de verosimilitud, el criterio AIC de Akaike, el criterio de Schwartz, y el criterio de Hannan-Quinn.

opciones o alternativas posibles sobre las que se decide. Además, el modelo se puede concebir como un problema de decisión, en el sentido de que se debe elegir una opción entre un conjunto de “M” alternativas. El planteamiento teórico permite ordenar las diferentes alternativas a las que se enfrentan los individuos en función de su atractivo para el sujeto decisor, y proporciona un marco teórico en el que se fundamentan los modelos de elección discreta.

Así pues, sobre la base de este planteamiento teórico cabe establecer que la probabilidad (cuantificación de la utilidad) de que el individuo *i-ésimo* escoja una de las distintas alternativas a las que se enfrenta: tener cero hijos, tener un hijo, tener dos hijos, etc., depende de que la utilidad que le proporciona dicha decisión sea superior a la que le proporcionan sus complementarias. La formulación de esta teoría parte del supuesto de que la utilidad derivada de una elección “j” para un agente “i” (U_{ij}) es función de las variables explicativas de dicha decisión, que son, en definitiva, las características propias de cada una de las alternativas de elección, y las características personales socioeconómicas y culturales propias de los sujetos. Igualmente existe una perturbación aleatoria, \hat{u}_{ij} , que recoge las desviaciones que los agentes económicos presentan respecto a lo que sería el comportamiento medio.

En este caso, el problema de elección se puede plantear como sigue. Supongamos que $U_{i0}, U_{i1}, \dots, U_{im}, \dots, U_{i(M-1)}$ representan las utilidades de las M alternativas (tener 0, 1, 2, ..., M-1 hijos) para el individuo *i-ésimo*⁷; las variables $X_{i0}^*, X_{i1}^*, \dots, X_{im}^*, \dots, X_{i(M-1)}^*$ son el conjunto de características propias de la elección tal y como las percibe el individuo; y X_i^{**} es el conjunto de características personales del individuo. Se supone, además, linealidad en las funciones⁸, de tal forma que la especificación del modelo sea:

$$\begin{aligned}
 U_{i0} &= \hat{U}_{i0} + \hat{u}_{i0} = \hat{a}_0 + X_{i0}^* \hat{a} + X_i^{**} \tilde{a}_0 + \hat{u}_{i0} \\
 U_{i1} &= \hat{U}_{i1} + \hat{u}_{i1} = \hat{a}_1 + X_{i1}^* \hat{a} + X_i^{**} \tilde{a}_1 + \hat{u}_{i1} \\
 &\dots \\
 U_{im} &= \hat{U}_{im} + \hat{u}_{im} = \hat{a}_m + X_{im}^* \hat{a} + X_i^{**} \tilde{a}_m + \hat{u}_{im} \\
 &\dots \\
 U_{i(M-1)} &= \hat{U}_{i(M-1)} + \hat{u}_{i(M-1)} = \hat{a}_{(M-1)} + X_{i(M-1)}^* \hat{a} + X_i^{**} \tilde{a}_{(M-1)} + \hat{u}_{i(M-1)}
 \end{aligned}$$

Como indicábamos antes, el individuo decide una determinada opción si la utilidad que le proporciona dicha alternativa es mayor que la utilidad que le proporciona el resto de alternativas, es decir:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } U_{i0} > U_{im} & \forall m \neq 0 \\ 1 & \text{si } U_{i1} > U_{im} & \forall m \neq 1 \\ 2 & \text{si } U_{i2} > U_{im} & \forall m \neq 2 \\ \dots & \dots & \dots \\ (M-1) & \text{si } U_{i(M-1)} > U_{im} & \forall m \neq (M-1) \end{cases}$$

⁷ Se refiere a diferenciales de utilidad, no a niveles.

⁸ El supuesto de linealidad es importante, puesto que si se reemplaza “ U_i ” por “ $\log U_i$ ” los resultados no son los mismos.

siendo Y_i el número de hijos del sujeto i

Un enfoque alternativo para plantear el problema de la elección entre múltiples alternativas es el enfoque de la variable latente. En él se supone la existencia de una variable inobservable o latente, no limitada en su rango de variación, Y_i^* , que depende de las características propias de la decisión, X_i^* , y de las características personales del individuo, X_i^{**} . Sobre esta variable latente se aplica una regla de observabilidad que genera las alternativas que se producen en la realidad. Desde este punto de vista, los valores de la variable real u observada Y_i , que miden las distintas categorías, tener 0, 1, 2, ..., M-1 hijos, se fundamentan de acuerdo con el siguiente patrón o esquema:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_i^* \leq c_1 \\ 1 & \text{si } c_1 \leq Y_i^* \leq c_2 \\ \dots & \\ (M-1) & \text{si } c_{(M-1)} \geq Y_i^* \end{cases}$$

donde $c_1, c_2, \dots, c_{(M-1)}$ son los valores de los umbrales o barreras.

Formalmente, se puede expresar el modelo de respuesta múltiple a través de la relación siguiente:

$$Y_i^* = F(X_i\beta) + u_i = F(Z_i) + u_i$$

donde Y_i^* , es una variable latente no observada que cuantifica a las distintas categorías; $F(\cdot)$ es una función no lineal (logística, normal o valor extremo) de una combinación lineal de las características o índices; Z_i o $(X_i\beta)$ es el índice del modelo, esto es, la combinación lineal de las variables o características; y, u_i , es una variable aleatoria.

Se debe subrayar que existe una correspondencia entre el orden de los valores de la variable observada y el orden de la variable latente, es decir, $Y_i \leq Y_j$ implica que $Y_i^* \leq Y_j^*$.

En un **modelo ordenado jerarquizado** la probabilidad de elegir cada una de las categorías de Y_i viene definida por la siguiente relación:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_i = 0 / X_i, \hat{\alpha}, c) &= F(c_1 - X_i\hat{\alpha}) \\ \text{Prob}(Y_i = 1 / X_i, \hat{\alpha}, c) &= F(c_2 - X_i\hat{\alpha}) - F(c_1 - X_i\hat{\alpha}) \\ \text{Prob}(Y_i = 2 / X_i, \hat{\alpha}, c) &= F(c_3 - X_i\hat{\alpha}) - F(c_2 - X_i\hat{\alpha}) \\ \text{Prob}(Y_i = 3 / X_i, \hat{\alpha}, c) &= 1 - F(c_3 - X_i\hat{\alpha}) \end{aligned}$$

donde $F(\cdot)$ es la función de distribución o de densidad acumulada de la ecuación elegida en la especificación del modelo. Los valores de los umbrales o barreras c_m (en nuestro caso 3) y los valores de los $\hat{\alpha}$, se deben estimar conjuntamente mediante el método de Máxima Verosimilitud, y se debe cumplir la siguiente restricción: $c_1 \leq c_2 \leq c_3$.

En el caso particular de que la función elegida sea la normal (Φ), es decir, que el modelo especificado objeto del análisis sea el Probit ordenado jerarquizado, la probabilidad de elegir cada una de las categorías Y_i se puede reescalar y vendrá definida por la siguiente relación:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_i = 0 / X_i, \hat{a}, c) &= \Phi(c_1 - X_i \hat{a}) \\ \text{Prob}(Y_i = 1 / X_i, \hat{a}, c) &= \Phi(c_2 - X_i \hat{a}) - \Phi(c_1 - X_i \hat{a}) \\ \text{Prob}(Y_i = 2 / X_i, \hat{a}, c) &= \Phi(c_3 - X_i \hat{a}) - \Phi(c_2 - X_i \hat{a}) \\ &\dots \\ \text{Prob}(Y_i = M-1 / X_i, \hat{a}, c) &= 1 - \Phi(c_{M-1} - X_i \hat{a}) \end{aligned}$$

Por otra parte, hemos dado un paso adicional, y hemos creído oportuno plantear un **modelo de tipo censurado** (modelo Tobit), ya que consideramos que nuestro problema de elección sobre la dimensión de la unidad familiar presenta un proceso de selección secuencial. La primera decisión hace referencia a la voluntad del agente de participar en una determina elección, como tener hijos o no. Y si el individuo opta por tener hijos, se determina en una segunda elección la cantidad que está dispuesto a demandar, estableciendo para ello la consiguiente función de demanda. Los modelos censurados permiten analizar la demanda de hijos real y la potencial (es decir, la de aquellos ciudadanos que por algún motivo no han tenido hijos todavía), por lo que este análisis puede clarificar la toma de decisiones relativa al tamaño familiar, ya que permite explicar tanto el número como los motivos que inducen a la pareja a tener o no descendencia.

Respecto al modelo Tobit o censurado, la característica principal es que el regresando, Y_i , presenta dos opciones, una de ellas es el valor cero (cuando el sujeto decide no tener hijos) y la otra el valor de la variable Y_i^* , denominada variable latente (que indica el número de hijos del sujeto). A su vez la variable Y_i^* está relacionada con las variables explicativas o regresores, X_{2i}, \dots, X_{ki} , mediante una función. Con el fin de simplificar la exposición, se supondrá que depende linealmente de las variables explicativas:

$$Y_i^* = [1 \ X_{2i} \ \dots \ X_{ki}] [\hat{a}_1 \ \hat{a}_2 \ \dots \ \hat{a}_k]' + u_i = X_i \beta + u_i = Z_i + u_i$$

donde los regresores (características o variables explicativas), X_i , son fijos en el muestreo, y u_i es una variable aleatoria que se distribuye normal con parámetros $N(0, \sigma^2)$. En consecuencia, el regresando Y_i^* se distribuirá según una normal de parámetros $X_i \beta$ y σ^2 .

De forma esquemática, el Modelo Tobit Censurado se puede describir a través del sistema de desigualdades siguiente:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^* & \text{si } Y_i^* > 0 \end{cases}$$

Donde Y_i^* , es una variable latente (artificial) que está relacionada con las características o regresores a través de la ecuación $Y_i^* = X_i \beta + u_i = Z_i + u_i$; y Y_i , es una variable real u observada: el tamaño familiar (que se utiliza como variable endógena o regresando en el modelo a estimar).

La ecuación es $Y_i = X_i\beta + u_i$ y se puede escribir de forma alternativa a través del siguiente sistema:

$$\begin{cases} (Y_i / X_i, Y_i^* \leq 0) = 0 \\ (Y_i / X_i, Y_i^* > 0) = X_i\beta + u_i \end{cases}$$

Con el fin de hacer más comprensible la exposición del Modelo Tobit Censurado se va a decomponer su especificación en dos fases:

Primera etapa. En la primera etapa, a través de un modelo Probit, se ajusta la probabilidad de que la variable Y_i^* valga cero frente a la probabilidad de que Y_i^* sea positiva (se excluyen los valores negativos). Ahora bien, con el fin de facilitar la estimación del modelo Probit, la elección se plantea en términos de que Y_i^* valga cero frente a que Y_i^* sea igual a la unidad.

La especificación del modelo Probit se efectúa a través de la función de distribución de la normal, cuya expresión es:

$$Y_i^* = \int_{-\infty}^{X_i\beta / \sigma} [1/(2\pi)^{1/2}] e^{-(1/2)s^2} ds + u_i$$

donde “s” es una variable “muda” de integración.

De forma compacta el modelo se puede escribir como:

$$Y_i^* = \Phi(X_i\beta / \sigma) + u_i$$

Analizando el modelo en términos probabilísticos se tiene:

$$\text{Prob}(Y_i^* = 1 / X_i) = \Phi(X_i\beta / \sigma) = P_i$$

$$\text{Prob}(Y_i^* = 0 / X_i) = 1 - \Phi(X_i\beta / \sigma) = 1 - P_i$$

Así pues, el valor esperado de la variable Y_i^* condicionado a los valores de las variables X_i es:

$$E(Y_i^* / X_i) = \text{Valor}(Y_i^* = 0) \cdot \text{Prob}(Y_i^* = 0) + \text{Valor}(Y_i^* > 0) \cdot \text{Prob}(Y_i^* > 0) = 0 \cdot [1 - \Phi(X_i\beta / \sigma)] + 1 \cdot \Phi(X_i\beta / \sigma) = \Phi(X_i\beta / \sigma)$$

Segunda etapa. En la segunda etapa de la especificación del Modelo Tobit se asigna a la variable Y_i , a través de un modelo, un valor real y positivo una vez que a la variable Y_i^* , en la primera etapa, se le ha asignado probabilísticamente, mediante el modelo Probit, un valor mayor que cero (positivo)

Para ello se especifica un modelo truncado (ya que no se trabaja con toda la muestra) con el subconjunto de observaciones cuyo regresando es no nulo (observaciones no censuradas) en el que se relaciona dicho regresando con los distintos regresores (características) mediante la ecuación $Y_i = X_i\beta + u_i$. Pero, dado que en la estimación sólo se utiliza un subconjunto de la muestra y, además, se tienen en cuenta los resultados de la primera etapa, se trata, en definitiva, de una regresión condicionada.

Así pues, el valor esperado de la variable Y_i condicionado a los valores de las variables X_i es:

$$E(Y_i / X_i) = \text{Valor}(Y_i = 0) \cdot \text{Prob}(Y_i = 0) + \text{Valor}(Y_i > 0) \cdot \text{Prob}(Y_i > 0) = 0 [1 - \Phi(X_i\beta / \sigma)] + \Phi(X_i\beta / \sigma) [X_i\beta + \sigma [\Phi'(X_i\beta / \sigma) / \Phi(X_i\beta / \sigma)]] = \Phi(X_i\beta / \sigma) [X_i\beta + \sigma [\Phi'(X_i\beta / \sigma) / \Phi(X_i\beta / \sigma)]]$$

donde el primer factor, $\Phi(X_i\beta / \sigma)$, es el valor que se le ha asignado a la observación *i-ésima* en la primera etapa mediante el ajuste a la función de distribución de la normal (modelo probit); el primer sumando del segundo factor, $X_i\beta$, mide el valor estimado mediante el ajuste de las observaciones no censuradas; y el segundo sumando del segundo factor, $\Phi'(X_i\beta / \sigma) / \Phi(X_i\beta / \sigma)$, cuantifica la probabilidad condicionada de la primera etapa y se puede interpretar desde el punto de vista empírico como una variable decreciente.

4. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS

4.1 Base de Datos

El modelo se estima utilizando los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea para España (PHOGUE). El PHOGUE utiliza técnicas de panel fijo y se desarrolla en ciclos anuales, habiéndose recogido el primero en 1994. Este diseño permite seguir en el tiempo a los hogares y a las mismas personas. Sin embargo, sólo se han publicado ocho olas del PHOGUE, lo cual es un período de tiempo insuficiente para poder analizar la fecundidad completa de una pareja. Con los años disponibles podría ser interesante, en todo caso, analizar si el cambio en la forma de aplicar las deducciones por descendientes (que han pasado de reducir la cuota hasta 1998, a reducir la base desde 1999) influye en la decisión de tener hijos, para lo cual necesitaríamos tener información de varios años posteriores a la reforma. Sin embargo, la octava ola del PHOGUE (correspondiente a 2001, y que suministra información sobre las rentas ganadas en 2000) ha sido publicada muy recientemente (una vez que nuestro trabajo ya estaba realizado), por lo que este tipo de análisis quedaba fuera de nuestro alcance cuando comenzamos este estudio, y es un análisis diferente del que aquí nos planteamos.

En cualquier caso, dado que las variables explicativas que vamos a introducir en el análisis no varían significativamente a lo largo del tiempo (a excepción del ahorro fiscal por descendientes, que cambia en 1999), creemos que un estudio de corte transversal nos va a servir para estudiar qué variables son decisivas a la hora de explicar el tamaño familiar.

Cada ola del panel proporciona información sobre la situación socio-económica de una serie de individuos mayores de 16 años, agrupados por hogares, de los que se conocen sus características personales y familiares (edad, sexo, estado civil, educación y formación, situación laboral, salud y cobertura sanitaria, relaciones sociales, cuidado de niños o adultos, etc.) en el momento de realizarse el trabajo de campo (a finales de cada año), y los ingresos en el año anterior a la entrevista. El año considerado en nuestro estudio va a ser 1996, puesto que es el último para el que hemos podido disponer de toda la información microestadística necesaria (la última ola de que disponemos es la de 1997, y, como

hemos señalado, ésta proporciona información sobre la renta percibida por los agentes en 1996)⁹. La tercera ola del PHOGUE contiene información sobre 15.640 individuos, de los que 8.116 son mujeres.

En dicha muestra, nos vamos a centrar en las mujeres en edad fértil, casadas, y con esposo presente, porque es la única forma de poder identificar al cónyuge-padre y conocer sus datos socioeconómicos (fundamentalmente la renta), que creemos decisivos en la decisión de tener hijos¹⁰. Ello nos deja reducida la muestra a 1.759 mujeres¹¹.

4.2 Variables

La selección de variables a utilizar en nuestro modelo se ha hecho a partir del análisis teórico de la demanda de hijos que planteó Becker (1960), y de las diversas aplicaciones empíricas que han explicado la fecundidad¹². En concreto, las variables que hemos considerado son las que aparecen en la siguiente función:

Tamaño familiar = f(deducción marginal relativa por descendientes, valor del tiempo de la mujer, renta, educación femenina, educación masculina, edad de la mujer al casarse, edad de la mujer el año de estudio, duración del matrimonio, antigüedad en la empresa de la mujer al casarse).

En la tabla 2, hemos recogido la descripción de todas y cada una de dichas variables, así como su signo esperado, es decir, el efecto que esperamos tengan sobre la variable dependiente, todo lo cual va a ser a continuación analizado en profundidad. Y los estadísticos descriptivos de estas variables los hemos recogido en la tabla 3.

La variable dependiente que vamos a utilizar es el **tamaño familiar (FAMSIZE)**, es decir, el número de hijos que tiene la pareja el año objeto de estudio, 1996.

En cuanto a las variables explicativas que vamos a considerar para la explicación de la endógena, hemos optado por las que se discuten a continuación.

⁹ La idea es replicar este trabajo para el 2000, para ver cual es el efecto de los mínimos por descendientes sobre la fecundidad.

¹⁰ Únicamente no serían decisivos en la explicación de la fecundidad de las mujeres que deciden tener hijos sin una pareja estable, pero esto no es lo habitual.

¹¹ También nos hemos planteado la posibilidad de considerar sólo a las que han permanecido casadas el tiempo suficiente como para poder completar la fecundidad deseada, pero hemos desechado tal propósito porque, aparte del elemento de arbitrariedad que introduciríamos en el análisis (realmente no sabemos cuántos años de matrimonio debemos entender necesarios para completar la fecundidad), estaríamos reduciendo muchísimo el tamaño de la muestra.

¹² Entre los trabajos relativos a la influencia en la fecundidad de la ayudas públicas por descendientes es preciso revisar Ekert (1986), Ermisch (1987), Barmby y Cigno (1990), Whittington, Alm y Peters (1990), Hyatt y Milne (1991), Georgellis y Walls (1992), Whittington (1992, 1993), Caudill y Mixon (1993), Blanchet y Ekert-Jaffé (1994), Gohmann y Ohsfeldt (1994), Schultz (1994), Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994), Winegarden y Bracy (1995), Gauthier y Hatzius (1997), Grogger y Bronars (1997), Dickert-Conlin y Chandra (1999), Rosezweig (1999), Phipps (2000), Zárate (2001) y Vallés y Zárate (2002).

Otros trabajos, importantes referentes en el estudio de la fecundidad, que no han tenido en cuenta las ayudas públicas por descendientes son Weintraub (1962), Freedman (1963), Schultz (1969), Ben-Porath (1973, 1975, 1976), De Tray (1973), Willis (1973), Cain y Dooley (1976), Chamie (1977), Haines (1977), Butz y Ward (1979), Ermisch (1980), Joseph (1980), Schutjer, Stokes y Cornwell (1980), Ward y Butz (1980), Wolfe (1980), Freedman y Thornton (1982), McDonald (1983), Moffit (1984), Chen, Bendaraf, Hicks y Johnson (1987), Hotz y Miller (1988), Cigno y Ermisch (1989), Heckman y Walker (1990), Álvarez (1997), Ahn y Mira (1998), Handa (2000).

La **deducción o ahorro fiscal marginal relativo por descendientes**(*MARCHILDED*). Esta es la variable independiente de interés en este artículo. Con ella queremos medir la deducción marginal por descendientes esperada por los padres el año de estudio 1996, expresada en relación a su renta. Es decir, se trataría de considerar, en función del tamaño familiar que cada pareja tenga en 1995, la deducción por descendientes que disfrutarían (que les cabría en la cuota) si tuviesen un hijo adicional en 1996, medida en relación a su renta familiar.

Para calcular esta deducción marginal hemos seguido el siguiente razonamiento. En primer lugar, hemos calculado la cuota íntegra de cada pareja, para lo cual hemos considerado lógicamente que cada pareja elige la modalidad de declaración que le resulta más favorable (la conjunta o la suma de las individuales). Esa tributación óptima la hemos calculado para cada pareja en base a una estimación de lo que sería su base imponible regular (el PHOGUE no da información de las rentas irregulares). Para hacer esa estimación de la base imponible hemos operado como Álvarez García y Prieto Rodríguez (2002), utilizando la cuarta ola del PHOGUE, que es la que proporciona información sobre las rentas percibidas por los sujetos en 1996. De esta forma, estimamos las rentas netas del trabajo por cuenta ajena que tendrían que declarar los sujetos de la muestra en su base imponible, tomando como gastos deducibles las cotizaciones a la seguridad social (calculadas según la estructura de cotizaciones vigente en ese ejercicio) y el 5% de los rendimientos íntegros, siempre que no superen las 250.000 ptas. También estimamos las rentas netas de las actividades económicas, descontando de los rendimientos brutos las cotizaciones a la seguridad social correspondientes a este régimen. Para cuantificar las rentas netas del capital mobiliario, tenemos en cuenta la deducción fija permitida de 28.000 ptas., siempre que no convierta el rendimiento neto en negativo. Finalmente, también hemos considerado las rentas del capital inmobiliario. Para una mayor explicación del funcionamiento del impuesto antes de la reforma de 1998 puede consultarse Álvarez García y Prieto Rodríguez (2002).

En segundo lugar, nos hemos encontrado con el problema de que para tener derecho a la correspondiente deducción por descendientes los hijos deben cumplir los requisitos establecidos en la legislación fiscal del año objeto de estudio (tener menos de 30 años, no ganar más del salario mínimo interprofesional, etc.), pero con la información que suministra el PHOGUE no es posible saber la edad exacta de los hijos. El PHOGUE sólo permite saber si los hijos tienen más o menos de 14 y de 16 años, por lo que hemos considerado el supuesto de que todos los hijos de las parejas consideradas dan derecho a deducción, sea cual sea su edad, o lo que es lo mismo, que todos los hijos de las parejas tienen menos de 30 años. En cualquier caso, el hecho de que sólo estemos considerando a las mujeres en edad fértil, hace que sea realmente difícil que haya hijos mayores de 30 años¹³.

En tercer lugar, aunque la deducción por descendientes propiamente dicha sólo puede disfrutarse si los padres presentan la declaración de la renta, como al no presentar declaración también se tiene en

¹³ Sí que podríamos saber si los hijos en cuestión ganan más renta de la permitida para dar derecho a la deducción (puesto que a través del fichero de parientes del PHOGUE podríamos identificar a los hijos y, en consecuencia, conocer su renta). No obstante, la complejidad de dicho proceso nos ha llevado a prescindir también de ese requisito y suponer que todos los hijos dan derecho a la deducción, independientemente de la renta que obtienen, es decir, que todos los hijos ganan menos del salario mínimo interprofesional.

cuenta la presencia de hijos para el cálculo de las retenciones (y en caso de no presentar declaración el impuesto pagado es la retención soportada), hemos calculado la deducción marginal que le cabría a cada pareja de la muestra en su cuota, teniendo en cuenta su renta y el número de hijos que ya tiene, independientemente de si presentan declaración o no, es decir, como si todos presentarían declaración.

Por otra parte, sabido es que la deducción por descendientes la van a poder disfrutar los padres durante todos los años en los que el hijo sea considerado dependiente según la legislación fiscal (treinta años si no gana más de una determinada renta, etc.), por lo que la deducción por descendientes podría considerarse un flujo de subvenciones fiscales al nacimiento y no un pago único. No obstante, como no sabemos exactamente el año de nacimiento de cada uno de los hijos de las parejas de la muestra, o lo que es lo mismo, la edad que tienen el año objeto de estudio, hemos prescindido de tal hecho y hemos considerado únicamente la deducción que disfrutarán por cada hijo el año 1996.

Teniendo en cuenta entonces, la cuota íntegra óptima de la pareja y el número de hijos en 1995, hemos calculado para cada pareja la deducción adicional a la que tendrían derecho si tuviesen en 1996 otro hijo. Y la hemos expresado en términos de la renta total de cada pareja, puesto que una deducción de, por ejemplo, 21.500 ptas. no supone lo mismo para una pareja con poca renta que para otra con mucha.

Es de esperar que el impacto de esta variable sobre el tamaño familiar sea positivo, puesto que la deducción reduce el coste directo de los hijos vía aumento de la renta de la pareja. En este sentido, Barmby y Cigno (1990) explican que, como al aumentar el beneficio por hijo se reduce el coste marginal de la cantidad de hijos, dejando el coste marginal de la calidad constante, dicho aumento en los beneficios por hijo tendrá efectos renta positivos sobre la cantidad y calidad de los hijos, y un efecto sustitución positivo sobre la cantidad, aunque también se producirá un efecto sustitución cruzado negativo sobre la calidad (al sustituir los padres calidad por cantidad), siendo, en general, el efecto sobre la fecundidad positivo, y dependiendo además la cuantía del efecto de la importancia que tenga el beneficio en relación al coste de un hijo¹⁴.

La **edad de la mujer al casarse** (*AGEFMAR*) es otra de las variables consideradas en el análisis. Ésta debería tener un efecto negativo sobre el tamaño familiar, puesto que cuanto mayor sea la *edad de la mujer al casarse* menor será el horizonte temporal del que dispondrá para completar su fecundidad deseada¹⁵.

La **edad de la mujer** (*AGEF*) el año de estudio también puede ser relevante en la explicación del tamaño familiar alcanzado, puesto que cuanto mayor sea la mujer más probable será que tenga un mayor número de hijos, puesto que habrá dispuesto de más tiempo tenido para tenerlos.

¹⁴ Véase Whittington (1992) y Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994: 186). Asimismo, para hacernos una idea de la importancia cuantitativa que tienen los beneficios que reducen el coste directo de los hijos en España, podemos hacer un cálculo aproximado del coste anual de un hijo utilizando la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Según esta encuesta el coste de un primer hijo se situaría en 600.000 ptas./año, por lo que podemos decir que los beneficios fiscales y sociales por descendientes apenas suponen un alivio en la economía doméstica.

¹⁵ La incidencia de la edad del hombre al casarse (*AGEM*), debería ser también en todo caso negativa, si bien, no creemos que ésta sea una variable decisiva en la decisión de tener hijos, por lo que no la hemos tenido en cuenta en el modelo.

El **valor del tiempo de la mujer** es una variable fundamental en las decisiones de fecundidad, que pretende captar el coste de oportunidad que supone criar un hijo. Esta variable puede tener en principio un efecto ambiguo sobre la fecundidad. Por una parte, cuanto más valga el tiempo de la mujer, porque gane una mayor renta, más hijos podrá tener, a través del efecto renta (aunque, en realidad, esa mayor renta puede destinarse a elevar tanto la cantidad como la calidad de los hijos). Pero, por otra parte, como los hijos son bienes intensivos en tiempo de la madre, al tener un hijo la madre pierde la oportunidad de ganar renta adicional o de emprender otras actividades laborales (y esa oportunidad es un componente muy importante del coste de criar a los hijos), por lo que se produce también un efecto sustitución negativo sobre la fecundidad que, en realidad, probablemente pese más que el positivo del efecto renta.

Nos hemos aproximado a esta variable mediante una dummy (*ACTIVE*) que toma valor 1 cuando la mujer participa en el mercado laboral, y valor cero en caso contrario¹⁶. De esta forma, intentamos tener en cuenta si la mujer dispone de tiempo para criar a los hijos por no pertenecer al mercado laboral y, en consecuencia, si su coste de oportunidad de tener hijos es bajo; o, por el contrario, si no dispone de tanto tiempo por formar parte de la población activa y, por tanto, su coste de oportunidad de criar a los hijos es mayor¹⁷. El valor del tiempo de la mujer podría captarse también a través del tipo de trabajo desempeñado por la mujer en el mercado (*TYPEWORK*), que hemos medido mediante una variable cualitativa que toma valores desde cero hasta nueve. La variable cualitativa toma valor cero si la mujer no trabaja; valor uno, si el trabajo realizado pertenece al grupo 9 de la clasificación nacional de ocupaciones, es decir, no requiere ninguna cualificación; y así sucesivamente, hasta tomar el valor nueve cuando el trabajo pertenece al grupo 1 de la clasificación, en el que entendemos que la cualificación exigida en el trabajo es la máxima. Para la construcción de esta variable hemos utilizado los códigos de la clasificación nacional de ocupaciones, invirtiendo la ordenación (según la clasificación nacional de ocupaciones, en el grupo 1 están los trabajos muy cualificados y en el 9 los nada cualificados). En cualquier caso, somos conscientes de la debilidad de dicha construcción, puesto que en muchos casos la pertenencia a un grupo concreto de la clasificación no tiene porqué corresponderse con una determinada cualificación.

¹⁶ Así lo hacen también Joseph (1980) y Álvarez (1997). Freedman (1963), Wolfe (1980), y Barnby y Cigno (1990), consideran los años de experiencia laboral de la mujer. Freedman (1963), Chen, Bendaraf, Hicks y Johnson (1987) y Barnby y Cigno (1990) tienen en cuenta el estatus laboral de la mujer. Freedman (1963) y Joseph (1980) utilizan la renta femenina. Butz y Ward (1979) y McDonald (1983) utilizan el logaritmo del salario real femenino multiplicado por la proporción de parejas con esposa trabajando en el mercado laboral. Hotz y Miller (1988) utilizan el coste en tiempo de la mujer de criar a los hijos, y Cigno y Ermisch (1989) emplean la ocupación o tipo de trabajo al casarse, y los años de experiencia laboral al casarse.

¹⁷ La literatura ha venido señalando que utilizar como *proxy* del valor del tiempo de la mujer el salario observado en el mercado para las mujeres que trabajan, no sería apropiado, porque a las que no trabajan se les asignaría un valor cero. Por eso, diversos autores como Whittington (1992, 1993), generan un salario imputado para cada mujer de la muestra utilizando la técnica de selectividad en dos etapas de Heckman (1980). Por el contrario, los ceros de nuestra *dummy* no presentan la misma problemática porque no son valores de recuento sino asignados.

Por otra parte, tampoco sería adecuado utilizar las ganancias anuales de la mujer, desde el momento en que muchas mujeres trabajan a tiempo parcial o sólo parte del año.

Tabla 2: Variables del modelo y el efectos esperados

VARIABLE	DESCRIPCION DE LA VARIABLE	EFECTO ESPERADO
FAMSIZE	Número de hijos de la pareja	
MARCHILDED	Deducción marginal por descendientes de la que disfrutarían los padres en el IRPF si tuvieran un hijo en 1996 *100 / renta familiar.	+
TIMEMARR	Duración del matrimonio (en años)	+
AGEFMAR	Edad de la mujer al casarse	-
AGEFMAR ²	Edad de la mujer al casarse x edad de la mujer al casarse	¿
AGEF	Edad de la mujer en 1996	+
FLFORCE	Dummy que toma valor uno cuando la mujer participa en el mercado laboral, y valor cero en caso contrario	¿-
TYPEWORKF	Tipo de ocupación de la mujer, que hemos medido mediante una variable cualitativa construida en base a la clasificación nacional de ocupaciones, y que toma valor = 0 si no trabaja = 1, si su trabajo es del grupo 9: trabajadores no cualificados = 2, si su trabajo es del grupo 8: operadores y montadores de instalaciones ... = 3, si su trabajo es del grupo 7: trabajadores cualificados en ind. manufactureras ... = 4, si su trabajo es del grupo 6: trabajadores cualificados en agricultura y pesca = 5, si su trabajo es del grupo 5: trabajadores de serv. de restauración, personales, de protección ... = 6, si su trabajo es del grupo 4: administrativos = 7, si su trabajo es del grupo 3: técnicos y profesionales de apoyo = 8, si su trabajo es del grupo 2: técnicos y prof. científicos e intelectuales = 9, si su trabajo es del grupo 1: dirección de empresas y de administraciones públicas	¿-
WORKEXP	Antigüedad en la empresa de la mujer al casarse (en años)	¿
INCMALE	Renta total neta ingresada por el hombre	¿+
INCCOUP	Renta total neta de la pareja, a excepción de la renta femenina del trabajo dependiente o por cuenta ajena	¿+
FEDUC	Variable cualitativa que toman el valor asignado al nivel educativo de la mujer en la encuesta del PHOGUE: = 2, analfabeto y sin estudios = 5, estudios primarios (primera etapa o ciclos inicial o medio de EGB) = 8, 1º nivel de enseñanza secundaria (bachillerato elemental, 2ª etapa o ciclos superior de EGB, y ESO) = 9, formación profesional de primer grado, FPI = 11, formación profesional de segundo grado FPPII y modulo 3 de FP = 12, segundo nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP y COU) = 15, título universitario de ciclo corto y estudios equivalentes a superiores = 17, título universitario de ciclo largo o equivalentes y reconocido	¿-
MEDUC	Variable cualitativa que toman el valor asignado al nivel educativo del hombre en la encuesta del PHOGUE: = 2, analfabeto y sin estudios = 5, estudios primarios (primera etapa o ciclos inicial o medio de EGB) = 8, 1º nivel de enseñanza secundaria (bachillerato elemental, 2ª etapa o ciclos superior de EGB, y ESO) = 9, formación profesional de primer grado, FPI = 11, formación profesional de segundo grado FPPII y modulo 3 de FP = 12, segundo nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP y COU) = 15, título universitario de ciclo corto y estudios equivalentes a superiores = 17, título universitario de ciclo largo o equivalentes y reconocido	¿-

Fuente Elaboración propia.

La **renta** tiene también *a priori* un efecto indeterminado sobre la fecundidad, ya que, como apunta Becker (1965), si la renta proviene del trabajo, elevará el coste del tiempo de los sujetos, incrementándose por esta vía el coste de los hijos; aunque generará también un efecto renta, y como los hijos no parece que sean bienes inferiores, es probable que un aumento en la renta eleve la cantidad gastada en los hijos, si bien, ese mayor gasto puede destinarse tanto a elevar la cantidad como la calidad de los hijos. Además, la elasticidad renta respecto a la cantidad demandada de hijos debería ser pequeña comparada con la elasticidad respecto a la calidad, igual que ocurre con los demás bienes de consumo

Finalmente, cabe señalar que muchos trabajos se han planteado la posible endogeneidad del valor *del tiempo de la mujer*. Sin embargo, puesto que realizamos un estudio de corte transversal, cabe esperar que los problemas asociados a la endogeneidad sean de magnitud muy reducida.

duraderos. Es más, Becker y Lewis (1973), Ermisch (1980), y Okun¹⁸ consideran que la elasticidad renta respecto a la calidad de los hijos puede ser tan alta que contribuya a una elasticidad renta negativa respecto a la cantidad de hijos demandados, sin necesidad de que los hijos sean un bien inferior en el sentido convencional, por lo que, el efecto de la renta sobre la cantidad demandada de hijos puede ser negativo.

Para tener en cuenta el efecto de la renta, hemos tenido en cuenta la renta total neta ingresada por el hombre, *INCMALE*. Si bien, una medida alternativa sería la renta total neta de la pareja, a excepción de la renta femenina del trabajo (dependiente o por cuenta ajena), *INCCOUP*. Excluimos la renta femenina del trabajo para diferenciar el efecto renta del efecto precio, que intentamos captar con el *valor del tiempo de la mujer*¹⁹.

El **nivel educativo de la mujer y del hombre**. La educación de los padres está íntimamente relacionada con su oportunidad de obtener renta (puesto que eleva su capital humano) y, por tanto, también con el coste de oportunidad que supone para los padres el tiempo dedicado a los hijos. Sin embargo, hay que tener en cuenta que la educación de los padres puede recoger también otro tipo de efectos sobre la fecundidad. Concretamente, Schultz (1969) y Michael (1973) explican que la educación permite que los padres tengan mejor (o más barato) acceso a la información sobre el control de natalidad, haciendo más factible la limitación de la familia. Además, como explican Michael (1973) y Handa (2000), la educación puede influir en la fecundidad alterando las preferencias de los sujetos, incluso induciendo la sustitución de cantidad por calidad de los hijos, en la medida en que es muy posible que cuanto más educados sean los padres más eduquen a sus hijos y más se gasten en ellos.

Tenemos entonces que, el efecto de la *educación femenina* sobre la fecundidad, aunque indeterminado, es muy probable que sea negativo, tanto por el impacto que tiene la educación en sí sobre los gustos de la mujer, como por el efecto que puede tener a través del valor del tiempo de ésta. La *educación masculina* en cambio, podría tener un efecto menos negativo sobre la fecundidad por incidir positivamente en la renta del hombre (será así sólo si la relación entre renta y fecundidad es positiva).

Hemos incluido la educación de los padres por separado, a través de sendas variables cualitativas (*MEDUC* para el hombre, y *FEDUC* para la mujer), que toman el valor asignado al nivel educativo del sujeto en la encuesta del PHOGUE.

La **antigüedad en la empresa de la mujer al casarse** (*WORKEXP*) puede ser un elemento importante a tener en cuenta por parte de la mujer a la hora de tener hijos, si bien, la incidencia esperada

¹⁸ Véase en Becker (1960).

¹⁹ Willis (1973), Cain y Dooley (1976), Ermisch (1980), Joseph (1980), Ward y Butz (1980), Wolfe (1980), Freedman y Thornton (1982), Hotz y Miller (1988), Heckman y Walker (1990) y Hyatt y Milne (1991) utilizan la renta del marido. Butz y Ward (1979) y McDonald (1983) utilizan el logaritmo de la renta real masculina, así como el logaritmo de la renta real masculina multiplicado por la proporción de parejas con esposa trabajando en el mercado laboral. Moffit (1984) utiliza la suma del valor de los activos de la familia más el valor presente del flujo de ganancias masculinas. Freedman (1963) utiliza la renta del hombre el año previo, y su renta relativa es decir, su renta actual en relación a la que esperaba según su ocupación, educación y edad. Además, Chamie (1977), Haines (1977), Wolfe (1980), Chen, Bendaraf, Hicks y Johnson (1987), Álvarez (1997) y Ahn y Mira (1998) tienen en cuenta el tipo de ocupación del marido. Y Álvarez (1997) utiliza una dummy para medir si el hombre trabaja.

de dicha variable es ambigua. Por una parte, si una mujer lleva poco tiempo trabajando en una empresa puede ser arriesgado para ella adoptar la decisión de tener familia, por los inconvenientes (bajas maternales, permisos laborales, etc.) que este hecho ocasiona a las empresas y, en consecuencia, por las posibles represalias laborales que se pueden emprender contra la mujer. Pero, en cambio, si la mujer lleva un cierto tiempo en una empresa, durante el cual ha podido demostrar su valía profesional y dedicación al trabajo, puede tener una base para afrontar con más seguridad y decisión la maternidad. En cualquier caso, también hay que tener en cuenta que la experiencia laboral de la mujer está directamente relacionada con su capital humano, de forma que esta variable puede tener perfectamente una incidencia negativa en el deseo de tener hijos.

La **duración del matrimonio** (*TIMEMARR*), debería tener un efecto positivo sobre el tamaño familiar, puesto que cuanto más tiempo lleve casada la pareja mayor será la probabilidad de haber tenido más hijos.

Tabla 3: Características de la muestra

<i>VARIABLE</i>	<i>MEDIA</i>	<i>DESVIACION ESTANDAR</i>
<i>FAMSIZE</i>	1.65	1.019
<i>CHILDED</i>	1,04	0.70
<i>AGEFMAR</i>	23.42	3,93
<i>AGEF</i>	34.92	5.98
<i>FLFORCE</i>	0.49	0.50
<i>FEDUC</i>	8.67	3.93
<i>WORKEXP</i>	0.46	1.55
<i>INCMAL</i>	1,921,903	1,484,865
<i>INCCOUP</i>	2,495,993	1,898,242
<i>MEDUC</i>	8.54	4.07
<i>TIMEMARR</i>	11,50	6,85

5. RESULTADOS

Hemos estimado el tamaño familiar alcanzado por las unidades en que las mujeres están casadas y en edad fértil, utilizando los dos tipos de modelos descritos en la tercera sección: un modelo ordenado jerarquizado y un modelo Tobit (o probit censurado). Con ambos modelos hemos obtenido similares resultados, que se muestran consistentes con lo esperado desde un punto de vista teórico y con la evidencia obtenida en otros trabajos empíricos. Los resultados se presentan en la tabla 4.

En primer lugar, y tal como se viene resultando en los trabajos empíricos sobre el tema²⁰, la **deducción marginal por descendientes** influye positivamente en la decisión de tener hijos. La mayor renta que viene asociada a esta deducción incentiva claramente la demanda de hijos, aunque de forma modesta, puesto que la elasticidad de la demanda de hijos con respecto a la deducción por descendientes es, según el modelo censurado, sólo del 6,8%.

Tabla 4: Resultados de las estimaciones econométricas

	CENSURADO				ORDENADO	
	Coefficiente	z-Statistic	elasticidad		Coefficiente	z-Statistic
C	0.124000	0.682013				
MARCHILDED	0.112099	3.567437	0,06824030	MARCHILDED	0.219328	5.664776
AGEFMAR	-0.083420	-14.04883	-1,1435706	AGEFMAR	-0.093756	-12.63685
AGEF	0.098970	26.53830	2,02294330	AGEF	0.114511	23.44573
FLFORCE	-0.214843	-4.670817	-0,06162021	FLFORCE	-0.181083	-3.205954
FEDUC	-0.012951	-2.041095	-0,06572465	FEDUC	-0.016230	-2.079631
WORKEXP	-0.058687	-3.685948	-0,01580176	WORKEXP	-0.015904	-0.816399
INCMALE	3.62E-08	2.364454	0,04072357	INCMALE	5.01E-08	2.670053
R-squared		0.389914		Akaike info criterion		2.326549
Adjusted R-squared		0.387122		Log likelihood		-2032.874
S.E. of regression		0.770499		Restr. log likelihood		-2390.128
Sum squared resid		1037.733		LR statistic (7 df)		714.5086
Log likelihood		-2149.742		Probability(LR stat)		0.000000
Avg. log likelihood		-1.223530		Schwarz criterion		2.360804
Mean dependent var		1.643711		Hannan-Quinn criter.		2.339209
S.D. dependent var		0.984204		Avg. log likelihood		-1.157014
Akaike info criterion		2.457304		LR index (Pseudo-R2)		0.149471
Schwarz criterion		2.485331		LIMIT_1:C(9)		0.883343
Hannan-Quinn criter.		2.467663		LIMIT_2:C(10)		1.673478
SCALE:C(9)		0.860351		LIMIT_3:C(11)		2.937462
				LIMIT_4:C(12)		3.777015

La **edad de la mujer al casarse** tiene claramente un efecto negativo sobre el tamaño familiar. Esta variable está captando los factores biológicos que afectan a la fecundidad femenina, es decir, el hecho de que cuanto más tarde se case la mujer dispondrá de menos tiempo para materializar su fecundidad deseada y, por tanto, menor será la probabilidad de tener muchos hijos. De hecho, esta variable es de las que más influyen en el tamaño familiar, con una elasticidad del -114%. La edad de la mujer al casarse también se ha mostrado significativa en la literatura comparada -véase, por ejemplo, Cigno y Ermisch (1989) o Barmby y Cigno (1990)-.

²⁰ Véase Ermisch (1987), Whittington, Alm y Peters (1990), Whittington (1992, 1993), etc.

La **edad de la mujer** el año de estudio también influye, como era de esperar, en el tamaño familiar. Cuanto mayor es la edad de la mujer es más probable que tenga más hijos, puesto que ha tenido más tiempo para desarrollar su fecundidad. Esta variable es la que más influye en el tamaño familiar, siendo su elasticidad del 202%

Cuanto mayor es el **valor del tiempo de la mujer** menor es la demanda de hijos de la pareja, tal y como esperábamos desde un punto de vista teórico y se viene obteniendo en las principales aportaciones empíricas disponibles que explican la fecundidad²¹. Dado que los hijos son bienes intensivos en tiempo, igual que el trabajo, y dado que es la mujer la que suele dedicar a los hijos una mayor cantidad de tiempo, si la mujer pertenece al mercado laboral, las dificultades para compatibilizar trabajo y familia y, en definitiva, el mayor coste de oportunidad que para ella supone tener hijos, hacen que la demanda de hijos sea menor. El efecto de esta variable sobre la endógena, medido a través de su elasticidad, es del -6,16%. Cuando medimos el valor del tiempo de la mujer con la variable *TYPEWORKF* no se alteran de forma significativa los resultados.

Asimismo, ha resultado significativo el **nivel de estudios alcanzado por la mujer**. Como esperábamos, la educación femenina desincentiva la demanda de hijos en un 6,57%. Esta variable está capturando el impacto que tiene la educación sobre los gustos o preferencias de la mujer con respecto a la maternidad, es decir, el hecho de que la mujer más educada suele preferir no tener muchos hijos, pero invertir más en cada uno de los que tiene. Y, también capta el hecho de que una mayor educación hace que sea más probable que la mujer gane un buen sueldo y que, por tanto, mayor sea su coste de oportunidad de tener hijos. Trabajos como el de Álvarez (1997) y Handa (2000) obtienen este mismo resultado, si bien, hay otros como el de Cigno y Ermisch (1989) y Barmby y Cigno (1990) que obtienen un signo positivo.

La **renta** influye positivamente en el tamaño familiar, igual que en Cigno y Ermisch (1989), aunque sólo con una elasticidad del 4%. No obstante, en muchos estudios sobre fecundidad -Hotz y Miller (1988), Borg (1989), Barmby y Cigno (1990) o Whittington (1993), entre otros- viene siendo común una relación negativa que es reflejo del *trade-off* que existe entre calidad y cantidad de hijos²².

La **antigüedad de la mujer en la empresa en el momento de la boda** es otra variable que ha resultado significativa, si bien, sólo en el modelo censurado, y su efecto es el que menos importancia tiene sobre la endógena, puesto que su elasticidad es inferior al 1,6%. Quizás ello se deba al impacto ambiguo esperado para esta variable, esto es, al hecho de que una mayor experiencia laboral en el momento de la boda (que es cuando las parejas normalmente se empiezan a plantear la posibilidad de tener hijos), por un lado, puede no frenar la demanda de éstos, dado que la antigüedad en la empresa ofrece ciertas garantías de estabilidad en el puesto de trabajo; aunque, por otra parte, puede suponer

²¹ El valor del tiempo de la mujer se ha mostrado significativo en trabajos como los de Schultz (1969), Jones (1981), Shields y Tracy (1986), Ermisch (1987) o Álvarez (1997).

²² Cuando hemos medido la renta como *INCOUPLE* en vez de cómo *INCMALE*, los resultados del modelo Ordenado no cambian; mientras que en el Censurado esta variable pierde significatividad (su significatividad es del 22%).

también un mayor coste de oportunidad de tener hijos y esto puede frenar la demanda. En cualquier caso, es el signo negativo el de mayor importancia relativa o el que domina la relación.

Sin embargo, ni la *duración del matrimonio*, ni la *educación masculina* ha resultado significativa en la explicación del tamaño familiar.

Adicionalmente, hemos probado el impacto que tendría sobre el modelo la inclusión de otras variables de control, entre las que podemos mencionar el hecho de que algún miembro de la pareja sea inmigrante; si reciben subvenciones empresariales para el cuidado de hijos; el tipo de contrato femenino (indefinido o no); si la mujer trabaja en el sector público o en el privado; o si trabaja a tiempo parcial; y, por último, si el hombre trabaja en el sector primario, como una *proxy* de si la pareja vive en un medio rural²³. No obstante, ninguna de estas variables ha mostrado un resultado significativo.

Al objeto de comprobar que la no inclusión en el modelo de estas variables de control no genera ninguna distorsión en los resultados, hemos verificado mediante su inclusión que tienen un impacto reducido sobre el modelo óptimo.

El hecho de que con los dos modelos se obtengan prácticamente los mismos resultados corrobora la selección realizada de los modelos. No obstante, en principio y a nuestro juicio, el modelo censurado sería más adecuado para explicar la elección del tamaño familiar, puesto que incorpora no sólo la demanda real de hijos sino también la potencial. Sin embargo, es el modelo ordenado el que permite obtener más cantidad de información con respecto al efecto de la deducción. Dicha información la presentamos en la tabla 5, y la comentamos a continuación.

Tal y como puede verse en el cuerpo superior de la tabla 5, si la deducción marginal relativa y las demás variables explicativas del modelo tomaban el valor medio de la muestra, lo más probable era tener dos hijos (con una probabilidad del 43,8%). Aunque si no hubiera existido deducción alguna, las parejas también hubieran elegido tener dos hijos, y con una probabilidad sólo un poco inferior (del 39,4%). Si comparamos de esta forma las probabilidades de tener hijos cuando hay y cuando no hay deducción, podemos decir que la deducción marginal relativa por descendientes de 1996 sólo conseguía estimular la decisión de tener el segundo o sucesivos hijos (donde más efecto tenía, dado el diferencial de probabilidades, era en el tercer hijo), mientras que la probabilidad de no tener hijos o de tener el primero hubiera sido mayor si no hubiese habido deducción. En cualquier caso, los diferenciales en las probabilidades de tener hijos, con y sin deducción, son tan pequeños que el efecto de la deducción en la probabilidad de tener hijos es prácticamente irrelevante. Es decir, que las deducciones marginales que en 1996 se concedían por los descendientes, realmente apenas conseguían elevar la probabilidad de tener dos, tres o más hijos, lo cual es muestra de la debilidad de su efecto.

La elasticidad del tamaño familiar con respecto a la deducción aumenta, como puede verse en el cuerpo inferior del cuadro 5, con el número de hijos que se tienen hasta el tercero, que es cuando alcanza

²³ En cambio, al estar midiendo el tamaño familiar y no la decisión de tener o no un hijo, no hemos creído relevante incluir en el modelo el dato de si el hombre esté en paro o no el año del análisis, variable que sí considerábamos cuando hacíamos el estudio de la fecundidad de forma agregada, y que resultaba muy importante en la explicación de la fecundidad.

el máximo valor de 9,6%, aunque hay que tener siempre presente que realmente pocas parejas desean tener cuatro hijos. También es destacable el escaso efecto (un 0,11%) que la deducción tiene sobre la demanda de hijos cuando no se tiene ningún hijo. Todo ello nos llevaría a pensar que quizás deberían concentrarse los recursos en conceder deducciones por el segundo hijo, que es lo que realmente quieren tener, en media, las parejas. En cambio, la deducción por el primer hijo prácticamente no va a jugar ningún papel en la decisión de fecundidad de las parejas, que, además, tendrían su primer hijo aunque no hubiese deducción (la probabilidad acumulada de tener al menos un hijo es del 78% si no hay deducción)

Tabla 5: Elasticidades y probabilidades en el Modelo ordenado

PROBABILIDAD DE TENER	SI LA DEDUCCIÓN ESPERADA RELATIVA TOMA EL VALOR MEDIO ACTUAL	SI NO HAY DEDUCCIÓN
NINGÚN HIJO	0,156908907	0,21794787
UN HIJO	0,257153041	0,286437507
DOS HIJOS	0,438359538	0,394455807
TRES	0,117959965	0,08392385
CUATRO O MÁS HIJOS	0,029618548	0,017234965
ELASTICIDAD DE LA DEDUCCIÓN EN CASO DE TENER		
NINGÚN HIJO	0,00117672	
UN HIJO	0,05504314	
DOS HIJOS	0,08692703	
TRES	0,09623405	
CUATRO O MÁS HIJOS	0,00930702	

Por otra parte, el uso de microdatos nos permite analizar si la deducción por descendientes tiene efectos diferenciales en la fecundidad de diferentes subgrupos de población. De esta forma, podemos ver el efecto que la deducción fiscal tiene sobre las familias de diferente nivel de renta, nivel de educación, estatus laboral de la madre, edad de la madre, etc.

Con tal propósito, hemos dividido la muestra en dos grupos en función de la edad, para ver si alguno de los determinantes de la fecundidad, y en concreto la variable fiscal, han tenido comportamientos dispares según el tramo de edad considerado (comportamientos que pueden quedar enmascarados en un análisis conjunto para todas las mujeres en edad fértil). Para ello, hemos dividido a las mujeres en edad fértil (15 a 44 años) en dos grupos de edad, con el objeto de no complicar demasiado el análisis: las mujeres jóvenes (entre 15 y 29 años), las de edad avanzada (30-44), y (35-44), y hemos estimado de nuevo los dos tipos de modelos.

Los resultados los hemos reflejado en la tabla 6. En ella puede verse que la *deducción marginal por descendientes* y la *renta* dejan de ser significativas para las mujeres más jóvenes²⁴, y que el *nivel de estudios femenino* pierde también algo de significatividad en la explicación de la demanda de hijos de las

²⁴ En cambio, en Vallés y Zárate (2002) la deducción por descendientes influye siempre en la fecundidad, independientemente del tramo de edad considerado, y la renta influye de forma positiva en los sujetos jóvenes, y negativamente en los de más edad.

mujeres jóvenes²⁵. No obstante, la demanda de hijos de las mujeres de más edad depende de los mismos factores que comentábamos antes.

Tabla 6: Resultados de las estimaciones econométricas por estratos de edad

MODELO CENSURADO				
	15-29 años		30-44 años	
	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
C	6.011945	9.925095	3.454102	22.57884
MARCHILDED	-0.124040	-1.192143	0.114741	3.319466
AGEFMAR	-0.220380	-7.899405	-0.067303	-10.72250
FLFORCE	-0.708598	-4.416288	-0.083531	-1.648846
FEDUC	-0.043824	-1.724449	-0.030077	-4.433047
WORKEXP	-0.133503	-2.110973	-0.066887	-3.824923
INCMALE	9.15E-08	1.261138	7.55E-08	4.734250
MODELO ORDENADO				
	15-29 años		30-44 años	
	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
MARCHILDED	-0.020065	-0.201350	0.153940	3.652623
AGEFMAR	-0.067181	-2.607644	-0.066017	-8.520589
FLFORCE	-0.451534	-2.991881	-0.207251	-3.364420
FEDUC	-0.035316	-1.491608	-0.046266	-5.585448
WORKEXP	-0.132230	-2.384697	-0.073320	-3.438890
INCMALE	5.66E-08	0.820144	1.39E-07	7.154749

Si lo que consideramos son cuatro **tramos de renta familiar** (dividimos la muestra en cuatro en función de la renta familiar), también se producen alteraciones en los resultados, que se muestran en la tabla 7. La *deducción marginal por descendientes* deja de ser significativa en el tramo de rentas más bajo, igual que el *valor del tiempo de la mujer y su experiencia laboral al casarse*.²⁶ También el *nivel de estudios femenino* deja de ser significativo para los sujetos del tercer cuartil de renta (sujetos de renta media-alta). En la tabla 7 puede también verse como la elasticidad de la deducción por descendientes crece, con carácter general, con la renta familiar, lo que nos llevaría a pensar que quizá las deducciones deberían ser mayores conforme mayor fuese la renta de la pareja

²⁵ Si la muestra se divide más (en tres tramos de edad: 15-24, 25-34 y 35-44), los resultados son prácticamente los mismos, aunque adicionalmente, el *valor del tiempo de la mujer* deja de explicar la fecundidad de las mujeres jóvenes, en contradicción también con lo que se obtenía en Vallés y Zárate (2002) con un modelo agregado. La explicación a ese resultado lógico se exponía en dicho trabajo argumentando que cuando se es joven, como el término de la vida fértil está aún lejano, se puede retrasar la demanda de hijos para trabajar (trabajo e hijos son sustitutivos por ser ambos intensivos en tiempo de la madre), mientras que cuando se llega a una edad en la que biológicamente no se puede retrasar más el tener descendencia, para la mujer que no quiere renunciar a ser madre, el trabajo no impide el tener hijos (probablemente la mujer prefiera compaginar ambas actividades, aunque sea a costa de su tiempo de ocio).

²⁶ Si sólo dividimos en dos la muestra no se aprecian tantas disparidades (la deducción por descendientes, por ejemplo, sigue resultando siempre significativa). No hemos desglosado más el último cuartil de renta para no reducir en exceso las submuestras.

Tabla 6: Resultados de las estimaciones econométricas por estratos de renta

	MODELO CENSURADO							
	RENDA PAREJA <1.237.000		1.237.000 RENTA PAREJA < 2.120.280		2.120.280 RENTA PAREJA < 3.259.275		RENDA PAREJA 3.259.275	
	Coefficient	z-Statistic (elasticidad)	Coefficient	z-Statistic (elasticidad)	Coefficient	z-Statistic (elasticidad)	z-Statistic	z-Statistic (elasticidad)
C	0.888306	2.040586	-1.260452	-3.885471	-1.732163	-4.598639	-1.310961	-2.831848
CHILDED	-0.005242	-0.131197 (0,00313)	1.134949	10.54007 (0,66)	2.391737	11.26420 (1,49)	1.401723	4.829643 (0,87)
AGEFMARR	-0.097150	-7.107718	-0.053690	-6.082759	-0.065568	-6.282342	-0.071422	-5.433488
AGEF	0.096982	11.05699	0.076550	13.25108	0.075424	11.52457	0.105003	12.79782
FLFORCE	-0.116946	-1.050087	-0.117472	-1.643428	-0.252796	-3.464558	-0.295793	-2.880057
FEDUC	-0.046772	-2.423267	-0.023537	-1.989292	0.003709	0.342214	0.024228	2.033129
WORKEXP	-0.030689	-0.538451	-0.018557	-0.544263	-0.084245	-3.330509	-0.050053	-2.032493
	MODELO ORDENADO							
	RENDA PAREJA <1.237.000		1.237.000 RENTA PAREJA < 2.120.280		2.120.280 RENTA PAREJA < 3.259.275		RENDA PAREJA 3.259.275	
	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic	z-Statistic	z-Statistic
CHILDED	-0.000744	-0.016282	1.790322	10.32078	4.622287	11.30704	2.070387	5.352664
AGEFMARR	0.112015	10.22532	0.114270	11.97154	0.116749	9.822117	0.133031	11.47297
AGEF	-0.111506	-6.849522	-0.081675	-6.028346	-0.103835	-5.890637	-	-5.077320
FLFORCE	-0.131605	-1.032823	-0.122866	-1.141546	-0.356125	-2.905973	0.087313	-2.796586
FEDUC	-0.055447	-2.503500	-0.035447	-1.984243	0.012144	0.675550	0.373702	2.050040
WORKEXP	-0.035094	-0.542372	-0.011449	-0.223592	-0.090496	-2.275662	0.031699	-1.611375
							0.050887	

5. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido profundizar en el conocimiento de los determinantes socioeconómicos de la fecundidad en España y, en concreto, verificar si las ayudas públicas por descendientes que se conceden a través del IRPF influyen en dicha fecundidad.

Para ello, hemos utilizado la información contenida en la tercera y cuarta ola del PHOGUE, que nos ha permitido explicar para 1996 el tamaño familiar de las mujeres en edad fértil, casadas y con esposo presente, a través de dos modelos diferentes. Un modelo ordenado jerarquizado, puesto que cuando se trata de decidir el tamaño familiar se plantea la necesidad de estar en posesión o cumplir la primera condición para optar a la segunda, es decir, no se pueden tener dos hijos si no se ha tenido primero uno. Y un modelo Censurado, puesto que el problema de elección de la dimensión de la unidad familiar también puede contemplarse como un proceso de selección secuencial: una primera decisión hace referencia a la voluntad del agente de participar en una determina elección, como tener hijos o no; y si el individuo opta por tener hijos, se determina en una segunda elección la cantidad que está dispuesto a demandar.

Las variables que se han mostrado relevantes en la explicación del tamaño familiar se adecuan a lo esperado desde un punto de vista teórico por la teoría económica. La *deducción marginal por descendientes* incentiva, aunque de forma muy modesta, la demanda de hijos; la *edad de la mujer al casarse*, en cambio, reduce de forma muy significativa el tamaño familiar de las parejas; y la *edad de la mujer el año del estudio* explica asimismo de forma importante (y con signo positivo) la demanda de hijos. También el *valor del tiempo de la mujer*, su *nivel de educación*, su *antigüedad en la empresa cuando se casa*, y la *renta* influyen de forma moderada y negativamente en la fecundidad. Algunos de estos resultados son consistentes con los que se obtenían a nivel agregado para España en Zárate (2001). En dicho trabajo, también la *deducción por descendientes*, el *valor del tiempo de la mujer* y la *renta* explicaban, y con el mismo signo, la demanda de hijos²⁷.

La prácticamente despreciable elasticidad de la deducción por descendientes en caso de no tener ningún hijo (0,11%), de la que informa el modelo ordenado, y la mayor importancia de las elasticidades de la deducción por descendientes que se advierte conforme mayor es el número de hijos que se tiene, nos lleva a pensar que deberían concentrarse los recursos en incrementar las deducciones que se conceden por el segundo hijo y, en todo caso, el tercer hijo. Esto no sería así si simplemente atendiésemos a dichas elasticidades, puesto que la mayor elasticidad se obtiene cuando se tienen tres hijos (es decir, para la deducción por el cuarto), pero creemos que ha de tenerse en cuenta el hecho de que en España las parejas quieren, por término medio, tener dos hijos pero sólo tienen uno por las escasas ayudas públicas que existen (aunque es mayor la elasticidad que presenta la deducción por el cuarto descendiente, creemos que no conseguiríamos nada incrementando la deducción para esos sujetos, ya que, en realidad, son muy pocas las parejas que quieren tener cuatro hijos y, por una mayor deducción una pareja que no quiere tener un cuarto hijo, nunca se decidirá a tenerlo).

Cuando hemos replicado las estimaciones máximo verosímiles para diversos grupos de edad y de renta, con el objeto de poder extraer conclusiones y recomendaciones de política económica, los resultados obtenidos han demostrado que la *deducción marginal por descendientes* no se mostraba significativa en la explicación de la fecundidad de las mujeres jóvenes y de las parejas con muy poca renta, alejándose este resultado del que se obtenía en Vallés y Zárate (2002). Los resultados que obtenemos para el *valor del tiempo de la mujer* y la *renta* también difieren de los que se obtenían por tramos de edad en el citado estudio agregado.

En definitiva, y a la vista de los resultados obtenidos, podemos concluir que las deducciones por descendientes concedidas en el año 1996 apenas estimulaban la demanda de hijos, probablemente por la escasa magnitud de tales ayudas, siendo la demanda de hijos de las mujeres que no tenían ningún hijo y, en general, la de las mujeres jóvenes y la de las parejas de poca renta las que no reaccionaban ante la existencia de estas ayudas. Con todo, y aunque otras variables se han mostrado relevantes en los modelos explicativos de la fecundidad en España, al ser más fácil y rápido actuar sobre las variables fiscales que sobre otras, como el trabajo femenino o la renta, creemos que el sector público debería concentrar los

²⁷ Aunque la *renta* sólo resultaba significativa cuando se medía a través de la tasa de paro.

recursos en conceder deducciones fiscales por el segundo y, en todo caso, por el tercer descendiente, por ser más efectivas que la deducción por el primer hijo, y por contribuir a que las parejas tengan los hijos que desean. Asimismo, la deducción por descendientes debería concentrarse en las mujeres de más edad, y en las parejas que tuvieran una renta algo superior al millón de pesetas (dejamos aquí al margen las consecuencias que tendrían estas medidas en términos de equidad); y, como en términos generales, el efecto de la deducción es mayor cuanto mayor es la renta de la pareja, una forma de conseguir una mayor efectividad de la deducción en el objetivo de aumentar la natalidad sería conceder mayores ahorros fiscales cuanto mayor es la renta de la pareja. Esto es justamente lo que hace la reforma de 1999 (al conceder una reducción en la base imponible por cada descendiente en vez de adoptar el beneficio fiscal la forma de crédito fiscal), por lo que probablemente se consiga mayor efectividad en el estímulo de la demanda de hijos, puesto que los beneficios fiscales por descendientes crecen a partir de 1999 con la renta de la pareja, al depender éstos de su tipo marginal de gravamen.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahn, N. y P. Mira (1998): "Job bust, baby bust: the Spanish case", *Estudios sobre la Economía Española* 11, FEDEA.
- Álvarez García, S. y J. Prieto Rodríguez (2002). "Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española", *Workshop on Microeconometrics Models and Simulation Tools for Fiscal Policy*. IEF, Madrid, 22-25 Mayo 2002.
- Alvarez, G. (1997): *Determinantes de la decisión de fecundidad de las mujeres españolas*. Tesina CEMFI (Centro de Estudios Monetarios y Financieros) nº 9704.
- Barmby, T. y A. Cigno (1990): "A sequential probability model of fertility patterns", *Journal of Population Economics*, 3: 31-51.
- Becker, G. (1960): "An economic analysis of fertility", *Demographic and economic change in developed countries*, Princeton University para el National Bureau of Economic Research, Princeton, 1960. Versión traducida en Febrero, R. y P. Schwartz (1997), *La esencia de Becker*, Ariel, Barcelona: 257-283.
- Becker, G. (1965): "A theory of the allocation of time", *Economic Journal* 75 (299): 493-508. Versión traducida en Febrero, R. y P. Schwartz (1997), *La esencia de Becker*, Ariel, Barcelona: 125-150.
- Becker, G. (1987), *Tratado sobre la familia*. Madrid, Alianza.
- Becker, G. S. y N. Tomes (1976): "Child endowments and the quantity and quality of children", *Journal of Political Economy* 84 (4), part 2: s143-s162.
- Becker, G. y H. G. Lewis (1973): "On the interaction between the quantity and quality of children"; *Journal of Political Economy* 81: s279-s288
- Ben-Porath, Y. (1973): "Economic analysis of fertility in Israel: point and counterpoint", *Journal of Political Economy*, mar.-apr: s202-s233.
- Ben-Porath, Y. (1975): "First generation effects on second generation fertility", *Demography* 12: 209-231.
- Ben-Porath, Y. (1976): "Fertility response to child mortality: micro data from Israel", *Journal of Political Economy*, 84 (4), part. 2: s163-s178

- Blanchet, D. y O. Ekert-Jaffé (1994): "The demographic impact of family benefits: evidence from a micro-model and from macro-data", en J. ERMISCH y N. OGAWA (eds.), *The Family, the market and the state in aging societies*, Clarendon Press, Oxford: 79-103.
- Borg, M. (1989): "The income-fertility relationship: effect of the net price of a child", *Demography* 26 (2): 301-10.
- Butz, W. P y M. P Ward (1979): "The emergence of countercyclical U.S. fertility" *The American Economic Review* 69 (3): 318-328.
- Cabrer, B.; A. Sancho y G. Serrano (2001): *Microeconometría y decisión*, Madrid: pirámide.
- Cabrillo, F. (1996): *Matrimonio, familia y economía*, Minerva, Madrid.
- Cain, G. G. and M. D. Dooley (1976): "Estimation of a Model of Labor Supply, Fertility, and Wages of Married Women"; *Journal of Political Economy* 84 (4), part. 2: s179-s199.
- Carpio, M. et. al. (1999): "Familia, ahorro y política fiscal. Un análisis comparado con la Unión Europea", en Carpio, M. (coord.), *Política fiscal y familia*, Fundación Argentaria, Madrid 21-77.
- Caudill, S. B. y F. G. Mixon (1993): "A note on the effects of AFDC payments on birthrates", *International Review of Economics and Business* 40 (4): 379-384.
- Cigno, A. y J. Ermisch (1989): "A microeconomic analysis of the timing of births", *European Economic Review*, 33: 737-760.
- Chamie, J. (1977): "Religious differentials in fertility: Lebanon, 1971" *Population Studies* 31 (2): 365-382.
- Chen, J.; I. Bendaraf; W. Hicks y S. R. Johnson (1987): "The 'synthesis framework' and determinants of fertility in Syria", *Economic Development and Cultural Change* 36: 145-159.
- De Tray, D. N. (1973): "Child quality and the demand for children", *Journal of Political Economy* 81 (2), part. II: s70-295.
- Dickert-Conlin, S. y Chandra, A. (1999): "Taxes and the timing of births", *Journal of Political Economy* 107 (1): 161-177.
- Easterlin, R. A. (1966): "On the relation of economic factors to recent and projected fertility changes", *Demography* 3: 131-153.
- Ekert, O. (1986): "Effets et limites des aides financières aux familles: Une expérience et un modèle"; *Population* 41(2): 327-348.
- Ermish, J. (1980): "Time cost, aspirations, and the effect of economic growth on german fertility", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 42: 125-144.
- Ermish, J. (1987): *Econometric analysis of birth rate dynamics*, Discussion Paper 127. London: National Institute of Economic and Social Research.
- Folbre, N. R. (1994): "Children as public goods", *The American Economic Review* 84 (2): 86-90.
- Freedman, D. S. (1963): "The relation of economic status to fertility", *American Economic Review* 13 (3): 414-26.
- Freedman, D. y A. Thorton (1982): "Income and fertility: the elusive relationship", *Demography* 19 (1): 65-78.
- Gauthier, A. H. y J. Hatzius (1997): "Family benefits and fertility: an econometric análisis", *Population studies* 51: 295-306.
- Georgellis, Y. y Wall, H. J. (1992): The fertility effect of dependent tax exemptions: estimates for the United States, *Applied Economics* 24 (10): 1139-1145.
- Gohman, S. F. y R. L Ohsfeldt (1994): "The dependent tax exemption, abortion availability, and U.S. fertility rates", *Population Research and Policy Review* 13 (4): 367-81.

- Grogger, J. y S. G. Bronars (1997): *The effect of welfare payments on the marriage and fertility behavior of unwed mothers: results from a twins experiment*, Working Paper 6047, National Bureau of Economic Research.
- Haines, M. (1977): "Fertility, nuptiality and occupation: a study of coal mining populations and regions in England and Wales in the mid-nineteenth century"; *Journal of Interdisciplinary History* 8: 245-280.
- Handa, S. (2000): "The impact of education, income, and mortality on fertility in Jamaica", *World Development* 28 (1): 173-186.
- Heckman, J. J. (1980): "Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions," March, 1977 in J. Smith (ed.), *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, (Princeton University Press, 1980).
- Heckman, J. J. y J. R. Walker (1990): "The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: evidence from Swedish longitudinal data", *Econometrica* 58(6): 1411-1441.
- Hotz, V. J. y Miller, R. (1988): "An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply", *Econometrica* 56: 91-118.
- Hyatt, D. E. y W. J. Milne (1991): "Can public policy affect fertility?", *Canadian Public Policy* 17(1): 77-85.
- Iglesias de Ussel, J. y G. Meil (2001): *La política familiar en España*, Ariel, Barcelona.
- Jones, E. F. (1981): "The impact of women employment on marital fertility in the U. S.:1970-1975", *Population Studies*, July: 161-174.
- Michael, R. T. (1973): "Education and the derived demand for children". *Journal of Political Economy* 81 (2), part. II: s128-s164.
- Schultz, T. P. (1969): "An economic model of family planning and fertility", *Journal of Political Economy* 77 (2), part. II: 153-180.
- Schultz, T. P. (1994): "An economic model of family planning and fertility", *Journal of Political Economy* 77 (2), part II: 153-180.
- Schutjer, W. A., C. S. Stokes y G. Cornwell (1980): "Relationships among land, tenancy and fertility: a study of Philippine barrios", *Journal of Developing Areas* 15 (1): 83-96.
- Vallés, J. y A. Zárate (2002): "Do child tax allowances and social benefits affect the decision to have children?. An empirical study in Spain", *Serie Estudios sobre la Economía Española* 149, FEDEA.
- Ward, M. P. y P. W. Butz (1980): "Completed fertility and its timing", *Journal of Political Economy* 88 (5): 917-940.
- Weintraub, R. (1962): "The birth rate and economic development", *Econometrica* 40 (4): 812-817.
- Whittington, L. A. (1992): "Taxes and the family: the impact of the tax exemption for dependents on marital fertility", *Demography* 29 (2): 215-26.
- Whittington, L. A. (1993): "State Income Tax policy and family size: fertility and the dependency exemption", *Public Finance Quarterly* 21 (4): 378-98.
- Whittington, L. A.; J. Alm y H. E. Peters (1990): "Fertility and the personal exemption: implicit pronatalist policy in the United States", *The American Economic Review* 80 (3): 545-556.
- Willis, R. J. (1973): "A new approach to the economic theory of fertility behavior", *Journal of Political Economy* 81 (2), part II: s14-s64.
- Winegarden, C. R. y P. M. Bracy (1995): "Demographic Consequences of Maternal Leave Programs in Industrial Countries: Evidence from Fixed-Effects Models " *Southern Economic Journal* 61(4): 1020-35.
- Zárate Marco, A. (2001): "Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes", *Papeles de Trabajo*, 25. *Serie Economía*. Instituto de Estudios Fiscales.
- Zhang, J.; J. Quan y P. Van Meerbergen (1994): "The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88", *Journal of Human Resources* 29 (1): 181-201.