

DEDUCCIONES POR DESCENDIENTES EN LA BASE VERSUS EN LA CUOTA. UN ESTUDIO CON MICRODATOS PARA ESPAÑA

Jaime Vallés Giménez

Departamento de Estructura Económica y Economía Pública
Facultad de Económicas. Gran vía 2, 50005 Zaragoza, España.
(Tfno. 976 76 27 70, email: jvalles@unizar.es):

Anabel Zárate Marco

Departamento de Estructura Económica y Economía Pública
Escuela Empresariales (Edificio Lorenzo Normante), C/ María de Luna, Zaragoza, España.
(Tfno. 976 761000, ext 4982, email: azarate@unizar.es)

RESUMEN

El impuesto español que grava la renta personal (IRPF) concedía hasta 1998 una deducción en la cuota por los descendientes que cumplieren determinados requisitos, pero la reforma del impuesto que entró en vigor en 1999 la sustituyó por una deducción en la base a aplicar en similares circunstancias. La principal finalidad que persigue nuestro trabajo consiste en analizar la relación que puede existir entre la deducción por descendientes contemplada en el IRPF antes y después de la reforma y la decisión de tener hijos de las mujeres en edad fértil, con objeto de extraer alguna conclusión sobre la efectividad de dicha ayuda fiscal para elevar la natalidad. Para ello, a partir de la información contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea para España, hemos planteado la estimación de un logit condicional que contempla los años 1995-2000.

Los resultados obtenidos sugieren, con carácter general, que los aumentos en los ahorros marginales por descendientes que ha proporcionado el legislador en el IRPF han influido de forma positiva en la demanda de hijos tanto en el periodo anterior como en el posterior a la reforma. De la misma forma, permiten intuir que el mayor ahorro que proporcionó el cambio en la forma de aplicar la deducción que entró en vigor en 1999 estimuló también la fecundidad tras un tiempo requerido, por cuestiones naturales, para tener a los hijos. Ello responde a lo esperado desde un punto de vista teórico, dado que la cuantía del ahorro fiscal por descendientes fue mayor tras la reforma para cualquier contribuyente y por lo tanto menor fue el coste de los hijos que venía asociado a esta deducción.

PALABRAS CLAVE: ahorro marginal por descendientes, decisión de tener hijos, probabilidad.

J.E.L. CLASSIFICATION: H24, H31

DEDUCCIONES POR DESCENDIENTES EN LA BASE VERSUS EN LA CUOTA. UN ESTUDIO CON MICRODATOS PARA ESPAÑA

1. INTRODUCCION

La tasa de fecundidad española ha descendido de forma notable en las últimas décadas, hasta situar a nuestro país entre los de menor nivel de fecundidad de Europa (puede verse en la **tabla 1**). No obstante, todos los países de la Unión Europea presentan tasas de fecundidad que están por debajo del nivel de reemplazo demográfico (estimado en 2,1)¹, lo cual dificulta claramente el mantenimiento del tamaño de la población y acentúa el problema del envejecimiento que afecta a muchos de estos países².

Por estos y otros motivos, la mayor parte de los países desarrollados han establecido medidas que favorecen la natalidad mediante la reducción del coste de la crianza de los hijos. Entre estas políticas se encuentran las deducciones por descendientes en los impuestos que gravan la renta personal, las prestaciones sociales por hijo a cargo, los permisos remunerados de maternidad, etc. Y aunque realmente, como señala Pechman (1983), estas medidas se justifican no por influir en las decisiones de fecundidad sino por aligerar la presión fiscal y económica de las familias con baja renta, podrían ser, junto con otras variables como la edad o la renta, un factor relevante a la hora de explicar la decisión de tener hijos.

[POR AQUÍ, TABLA 1]

De hecho, como puede verse en la Tabla 1. A. del Anexo, distintos trabajos empíricos para Inglaterra, E.E.U.U o Canadá, 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 similares³. Los dos trabajos iniciales desarrollados en España

¹ Véase, por ejemplo, Delgado (2000).

² Para un estudio de las consecuencias que estos hechos pueden tener en una determinada zona puede verse Alvarado and Creedy (1998).

³ Ver Zárata (2001) y Vallés y Zárata (2003 y 2005) demostraban, 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) influía en la

se realizaron a nivel agregado y mostraban por primera vez en este país, que la política fiscal (en forma de deducciones por descendientes en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y las ayudas sociales) influían en la fecundidad de las mujeres en edad fértil, junto con el valor del tiempo de la mujer, la tasa de paro, y el coste de la vivienda. Un papel más reciente, utiliza datos de corte transversal para analizar la relación entre la deducción por hijos establecida en el IRPF y el tamaño familiar de las mujeres casadas y en edad fértil, encontrando que la deducción fiscal por descendientes establecida en 1996, junto con otras variables era relevante para explicar el tamaño familiar.

En este trabajo vamos a centrarnos en la reforma del IRPF que tuvo lugar en España en 1999. Antes de dicha reforma, hasta 1998, la deducción por descendientes se aplicaba en la cuota (por lo que todos los contribuyentes experimentaban, en principio, el mismo ahorro fiscal por cada hijo de un orden⁴), pero tras la reforma, desde 1999, la deducción por descendientes se aplica en la base imponible (por lo que el ahorro fiscal que proporciona depende del tipo de gravamen marginal del contribuyente). Pues bien, lo que pretendemos en este papel es utilizando un panel de datos (la información contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea para España), determinar si el cambio en la forma de aplicar la deducción ha estimulado la decisión de tener hijos. Este tópico es de particular interés justamente ahora que una nueva reforma del IRPF se está tramitando. En esta nueva reforma, que entrará en vigor en 2007, las deducciones por descendientes se seguirán aplicando en la base, aunque el ahorro fiscal que generarán los hijos será el resultado de multiplicar la exención por descendientes por el tipo de gravamen marginal mínimo del contribuyente, lo cual equivale en realidad a aplicar una deducción en la cuota para cada hijo de un orden de nacimiento dado.

Para ello, el trabajo presenta la siguiente estructura. En la segunda sección, describimos brevemente cuál ha sido la evolución de la deducción por descendientes contemplada en el IRPF español. En la tercera sección, explicamos el marco teórico y la especificación econométrica que puede emplearse en el análisis empírico. Posteriormente, en la cuarta sección, abordamos la descripción de las variables representativas de las diferentes hipótesis a contrastar y los datos utilizados para su construcción. En la sección quinta, presentamos los principales resultados obtenidos en la estimación econométrica del modelo. El artículo finaliza con una sección de consideraciones finales.

fecundidad de las mujeres en edad fértil, junto con el valor del tiempo de la mujer, un conjunto de distintas medidas de política social, la tasa de paro, y el coste de la vivienda.

⁴ Como veremos más adelante, la cuantía de la deducción a menudo varía dependiendo del orden de nacimiento del hijo.

2. LA DEDUCCION POR DESCENDIENTES EN ESPAÑA

Las ayudas públicas por descendientes en España, al igual que en los demás países desarrollados, se han articulado 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. Tradicionalmente, la política fiscal, a través de los impuestos que han gravado la renta, ha intentado proteger a la familia estableciendo beneficios fiscales en función de las circunstancias personales y familiares del sujeto pasivo. Por tanto, antes de intentar evaluar empíricamente la incidencia potencial de la deducción por descendientes contemplada en el IRPF español sobre la fertilidad, debemos revisar, aunque sea brevemente, cuál ha sido la evolución que ha experimentado dicha figura tributaria en la normativa nacional. Prestaremos una especial atención al diseño específico de la deducción que procede aplicar entre 1995 y 1998, por un lado, y entre 1999 y 2000 por otro, ya que son los años para los que vamos a disponer de todos los datos necesarios para del estudio.

En este sentido, cabe mencionar que durante el periodo que concluye con 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 escaso número de personas obligadas a presentar declaración de la renta. Ello hacía que muy pocos sujetos se beneficiasen de dichas desgravaciones, por lo que no puede decirse que el sistema fiscal atendiese, realmente y de manera generalizada, a las cargas familiares hasta la aprobación de la Ley 44/1978, que regulaba el IRPF y entraba en vigor en 1979.

Con esta Ley, el IRPF se establecía como un Impuesto sintético, personal y progresivo, que tenía en cuenta la menor capacidad económica asociada a distintas cargas familiares mediante una serie de deducciones en la cuota, entre las cuales estaba la deducción por descendientes. Para poder disfrutar de dicha deducción era necesario que el descendiente cumpliera una serie de requisitos, que hacen referencia al parentesco, a la edad y a los ingresos, y que han ido cambiando, como puede verse de forma resumida en Carpio *et al* (1999: 52).

En los años considerados en este estudio, las deducciones por descendientes adoptaron la siguiente forma. En el período previo a la reforma (es decir, hasta 1998), la deducción por descendientes se aplicaba en la cuota, y a ella se tenía derecho por cada descendiente soltero, menor de 30 años, que conviviese con el contribuyente, y que no obtuviese rentas superiores al salario mínimo interprofesional garantizado para mayores de 18 años. Así, por cada uno de los dos primeros hijos se tenía derecho en 1995 a una deducción en la cuota de 124.41 € cantidad que aumentaba para el tercer hijo a 150,25 € y a 180.30 € para cada uno de los siguientes (estas cuantías eran de 129.22 € 156.26 € y 186.31 € respectivamente en 1996; y 132,82 € 160.47 € y

191.12 € respectivamente en 1997). En 1998, el primer hijo daba derecho al contribuyente a una deducción en la cuota de 150.25 € el segundo a 210.35 € y cada uno de los siguientes a 300.5 €. Es decir, que en el período previo a la reforma, la deducción por descendientes aumentó, especialmente en 1998 (los años anteriores eran prácticamente actualizaciones con el IPC), dependiendo la cuantía del orden de nacimiento del hijo.

Sin embargo, la reforma del IRPF que entra en vigor en 1999 supone un cambio importante en la filosofía del impuesto. El objetivo de esta reforma era delimitar el impuesto en base a la capacidad económica del sujeto, exceptuando de gravamen las cantidades que, en opinión del legislador deben destinarse a satisfacer las necesidades básicas de individuo y familia. Consecuentemente, esta reforma afectaba a la forma de aplicar la deducción. Tras dicha reforma, cada descendiente soltero, menor de 25 años, que conviviese con el contribuyente, y que no hubiese obtenido en el año natural rentas superiores al salario mínimo interprofesional garantizado para mayores de 18 años no dan derecho a una deducción fija en la cuota sino a una reducción fija en la base, por lo que, ahora el ahorro fiscal que generan los descendientes depende del tipo marginal del sujeto pasivo, siendo aquél mayor cuanto más elevado sea éste y, por lo tanto, la renta del sujeto. Concretamente, en los ejercicios 1999 y 2000, cada uno de los dos primeros hijos daba derecho a una reducción de 1.202 € y por el tercero y cada uno de los siguientes la deducción era de 1.803 €, existiendo complementos en función de la edad de 150 y 300 € para los hijos entre 0 y 2 años, y 3 y 16 años, respectivamente.

Esta modificación en el diseño tributario del IRPF puso de actualidad en el ámbito político y académico español el debate que ya existía en la literatura sobre la superioridad, en términos de eficiencia y equidad, de las deducciones en la cuota o de las reducciones para el tratamiento del tamaño familiar en la imposición sobre la renta personal⁵. De hecho, en España, ha sido tras la reforma del IRPF en 1998 cuando ha proliferado la literatura que ha tratado directa o indirectamente este tema, encontrándose entre las principales aportaciones que analizan dicha cuestión los trabajos de Álvarez y Carrascal (2000), Pazos (2000), Bádenes, López Laborda y Onrubia (2001) o Álvarez y Prieto (2003).

En la **tabla 2**, hemos recogido la evolución de la cuantía de las deducciones por descendientes, si bien, atendiendo a criterios de claridad y simplicidad, no reflejamos los requisitos que deben cumplir los hijos para dar derecho a la deducción. No obstante, atendiendo al ejercicio empírico que se desarrolla posteriormente, sí hemos destacado la diferente cuantía de la deducción que, según el orden de nacimiento del hijo, procede aplicar determinados años.

⁵ Véase, por ejemplo, Brannon y Mors (1973) o Lambert (1997).

(INSERTAR AQUÍ LA TABLA 2)

Por otra parte, la **tabla 3** muestra que antes de la reforma, el ahorro fiscal que un hijo proporcionaba a un contribuyente equivalía a la cuantía de la deducción en la cuota, mientras que después de la reforma el ahorro fiscal depende del tipo marginal de contribuyente, y éste es mayor cuanto mayor es la renta del contribuyente. Si tenemos en cuenta que los tipos marginales de gravamen oscilaban entre el 18% y el 40% en los años 1999 y 2000, el primer hijo daba derecho a los padres a un ahorro fiscal que podía estar entre los 216,36 y los 576,96 € es decir, que era mayor que el ahorro fiscal que un hijo proporcionaba a sus padres antes de la reforma, incluso cuando el tipo de gravamen marginal era el mínimo.

(INSERTAR AQUÍ LA TABLA 3)

3. MARCO TEORICO RELATIVO A LA DECISIÓN DE TENER HIJOS

El modelo de fertilidad que utilizamos en este trabajo está en la línea del de Becker (1960), Becker y Lewis (1973) y Cigno (1986). En estos modelos los hijos entran en la función de utilidad de la misma forma que cualquier bien tradicional. No obstante, siguiendo a Georgellis y Wall (1992) y Alm y Whittington (1995), nosotros vamos a utilizar una versión simplificada de dichos modelos y no vamos a considerar la calidad de los hijos.

De esta forma, el problema de elección al que se enfrenta el sujeto es maximizar una función de utilidad cuasicóncava como la señalada en la ecuación [1], 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, dada una restricción presupuestaria. Estos artículos que les proporcionan utilidad son los hijos C , y otros bienes como la salud, ocio, etc., que combinamos en una mercancía agregada, Z .

$$\text{Max } U = U(C, Z) \quad [1]$$

El sujeto (en adelante consideraremos que nuestra unidad de análisis es la mujer) tendrá un hijo adicional, si la utilidad esperada por unidad de coste esperado de un hijo adicional es superior a la que pudiera derivarse de cualquier otro gasto.

Para ilustrar el efecto de la deducción por descendientes en la decisión de tener hijos, vamos a suponer que todo el tiempo que no se destina a trabajar es utilizado por la mujer en la crianza de los hijos, de forma que el salario será el coste de oportunidad de los hijos, en vez del coste del ocio

y de los hijos. Consideremos que el total de tiempo disponible, T , para la mujer se reparte entonces entre el trabajo y los hijos. Supongamos que cada hijo requiere de una unidad de tiempo, y que L es la cantidad de tiempo que se destina a trabajar en el mercado, por lo que la restricción de tiempo será:

$$T = L + C, \text{ siendo } C \text{ el número de hijos.} \quad [2]$$

La restricción presupuestaria al problema de maximización de la utilidad será entonces:

$$I + WL = p_C C + \pi_Z Z = p_C C + Z \quad [3]$$

donde I es la renta que no procede del trabajo en el mercado de la mujer (se trataría en realidad de la renta del marido y de la renta del capital de la mujer), y que es gastada también en bienes y en los hijos; WL es la renta de la mujer ganada en el mercado (siendo W el salario y L la cantidad de tiempo trabajado); p_C es el coste monetario de la crianza y educación de los hijos⁶; y π_Z es el coste de Z , que normalizamos a 1.

Si consideramos en este esquema el Impuesto sobre la Renta (que por cuestión de simplicidad suponemos consta de un tipo marginal constante, t), la restricción presupuestaria quedará de la siguiente manera:

$$(1-t)I + (1-t)WL = p_C C + Z \quad [4]$$

Sustituyendo [2] en [4], tenemos:

$$(1-t)I + (1-t)W(T-C) = p_C C + Z \quad [5]$$

o

$$C = \frac{(1-t)I + (1-t)WT - Z}{p_C + (1-t)W} \quad [6]$$

donde el numerador de la expresión [6] es la renta total después de impuestos que queda para destinar a los hijos (renta total después de impuestos menos la renta destinada a otros bienes), y el denominador es el precio total de cada hijo, integrado por el coste de mercado de cada hijo y el tiempo o coste de oportunidad después de impuestos de cada hijo.

Si el impuesto sobre la renta tuviese en cuenta la existencia de cargas familiares mediante un crédito fiscal por cada descendiente, que denominaremos " ϕ ", tal y como se hacía hasta 1998, la restricción presupuestaria quedaría de la siguiente manera antes de la reforma

⁶ En p_C incluimos todos aquellos gastos derivados de la adquisición en el mercado de los bienes y servicios para los hijos, es decir, los gastos monetarios de alimentación, vivienda, ropa, educación, etc.

$$C_{98} = \frac{(1-t)I + (1-t)WT - Z}{p_C + (1-t)W - \phi} \quad [7]$$

Si el impuesto sobre la renta reconociera la existencia de cargas familiares mediante una reducción en la base (o exención, que llamaremos “ δ ”), como ocurre desde 1999, la restricción presupuestaria quedaría como sigue, después de la reforma:

$$C_{99} = \frac{(1-t)I + (1-t)WT - Z}{p_C + (1-t)W - \delta t} \quad [8]$$

De esta forma, la deducción por descendientes afectaría potencialmente a la demanda de hijos, vía el denominador de las ecuaciones [7] y [8] o coste de cada hijo. Es decir, que un aumento en el crédito fiscal por descendientes, ϕ , anterior a la reforma, o en la exención por hijos, δ , posterior a la reforma, reducirá el coste de cada hijo y, por tanto, puede influir positivamente en la demanda de hijos⁷.

Como puede verse en el denominador de la ecuación [8], y hemos explicado previamente, la reducción en el coste de los hijos posterior a la reforma (y por lo tanto, el ahorro fiscal generado por los hijos) dependerá del tipo de gravamen, t , aplicable al contribuyente. Sin embargo, dados los tipos de gravamen existentes tras la reforma, siempre será mayor que el ahorro disfrutado antes de la reforma, es decir, que

$$\delta t > \phi \quad \text{para todo sujeto} \quad [9]$$

por lo que, el coste de los hijos siempre será menor después de la reforma

$$C_{99} < C_{98} \quad [10]$$

El valor de la deducción por descendientes no ha permanecido constante en el tiempo, sino que, como vimos en la sección 2, el legislador ha ido modificando la cuantía de la deducción, como hizo el año 1998, cuando aumentó especialmente la deducción para segundos y posteriores hijos, o el año 1999, cuando la deducción pasó a aplicarse en la base en vez de en la cuota. Además, los cambios en el índice de precios erosionan el valor de un nivel fijo de deducción, que es lo que ocurre en el año 2000 (cuando no se altera el valor de la deducción). Asimismo, la evolución de la

⁷ De la misma forma, variaciones en otras variables monetarias pueden producir efectos en la decisión de tener hijos: un aumento de la renta salarial de la mujer o del coste de oportunidad del tiempo de la mujer, W , tiene efectos renta y sustitución opuestos sobre el número de hijos, siendo su efecto final ambiguo; un aumento de la renta, I , elevará el número de hijos si éstos son bienes normales. Aunque también pueden influir en el número de hijos otras variables de tipo sociodemográfico, como la edad de la mujer, su experiencia laboral, su educación, etc.

renta del sujeto también condiciona el valor de la deducción por descendientes a la que va a tener derecho el sujeto.

Utilizando el panel de datos del PHOGUE hemos estimado un modelo que observa los nacimientos de las parejas en un periodo de tiempo, en función de una serie de variables, que incluyen el ahorro fiscal que proporciona la deducción por descendientes. Esto permite tener en cuenta el efecto que cambios en el valor de la deducción tienen sobre la fecundidad.

Supongamos, siguiendo a Whittington (2002) que cada pareja tiene una propensión a tener un hijo

$$y_i^* = \beta' X_i' + \alpha_i, i = 1, \dots, n \quad [11]$$

donde y_i^* es la propensión de la pareja i a tener hijos y X es un vector de características observables del hogar. La propensión a tener hijos no es observable, mientras que el nacimiento de un hijo en un ejercicio sí es observable. De esta forma, si la propensión a tener un hijo sobrepasa un umbral, la familia tendrá un hijo. Si el umbral, que difiere entre familias, no se excede, no se observará ningún nacimiento. Por tanto, el resultado observado es dicotómico.

La probabilidad de observar un nacimiento en una familia es función de un vector de variables observables del hogar y de una serie de características no observables, α_i , que influyen en la propensión de la pareja a tener hijos. Excluir las características inobservables podría distorsionar los resultados de la regresión (Heckman, Hotz y Walker, 1985), por lo que necesitamos estimar un modelo que permita efectos fijos. Estas características inobservables de la pareja, como por ejemplo la preferencia por los hijos, suponemos que son constantes en el corto plazo.

Chamberlain (1980) demostró que un modelo logit condicional genera estimadores consistentes cuando se tienen datos agrupados (o de panel). El logit condicional para datos de panel, que es un modelo en primeras diferencias, permite tener en cuenta las características inobservadas, α_i , de la pareja. En general, maximizar una función de probabilidad con efectos fijos genera estimadores inconsistentes si hay un número pequeño de observaciones para cada grupo, porque el número de parámetros de incidencia aumenta con el tamaño de la muestra, generándose problemas con los grados de libertad. En este caso, como los efectos fijos se suponen constantes para una pareja, no contribuyen a la fecundidad de cada periodo. Esto significa que el logit condicional no depende de α_i , que no es estimable, por lo que se evita el problema de inconsistencia.

El modelo de probabilidad de un modelo logit condicional es

$$\text{prob } Y_{it} = (1|x, \beta, \alpha) = F(\beta' X_{it} + \alpha_i) \quad [12]$$

donde Y_{it} es el nacimiento de un hijo en la familia i -ésima en el período t . X es el vector de características del hogar, β es un vector de coeficientes, y α_i es la constante específica de la familia, que capta las características inobservables de la familia.

Supongamos que se estiman dos ejercicios. Si $T = 2$, entonces $Y_{i1} + Y_{i2} = \Sigma Y_{it}$. Esto sumará 1, 1, o 2 en el modelo de dos ejercicios. Si $\Sigma Y_{it} = 0$, entonces $Prob(0 \text{ y } 0 / \Sigma = 0) = 1$. Si $\Sigma Y_{it} = 2$, entonces $Prob(1 \text{ y } 1 / \Sigma = 2) = 1$. Si tomamos logaritmos, estos casos se pierden.

El caso que interesa es aquel en el que $\Sigma Y_{it} = 1$, lo cual puede deberse a $(Y_{i1}, Y_{i2}) = (0, 1)$ o $(1, 0)$. Supongamos que $\varepsilon_i = 1$ si el resultado es $(0, 1)$ y que $\varepsilon_i = 0$ si el resultado es $(1, 0)$. La densidad condicional será

$$prob(\varepsilon_i = 1 / Y_{i1} + Y_{i2} = 1) = \frac{prob(\varepsilon_i = 1)}{prob(\varepsilon_i = 0) + prob(\varepsilon_i = 1)} =$$

$$\frac{e^{\beta'(x_{i2} - x_{i1})}}{1 + e^{\beta'(x_{i2} - x_{i1})}} = F[\beta'(X_{i2} - X_{i1})] \quad [13]$$

la cual no depende de α_i .

La función de probabilidad será

$$L = \sum_{i=1} \{ \varepsilon_i \ln F[\beta'(x_{i1} - x_{i2})] + (1 - \varepsilon_i) \ln F[-\beta'(x_{i2} - x_{i1})] \}, I = \{iY_{i1} + Y_{i2}\} \quad [14]$$

El modelo estimado no incluye las variables que no varían ni las que varían lo mismo para cada individuo en todo el período, tales como la edad. Estos son efectos específicos de cada familia, captados por α_i , de forma que al introducir diferencias no afectarán a la probabilidad de que una familia tenga un hijo un año con respecto a otro.

El modelo es capaz entonces de generar estimadores consistentes de la relación entre los cambios en una variable independiente y los cambios en la variable dependiente. La limitación del modelo es que no determina los efectos en niveles. Los coeficientes estimados medirán cómo un cambio en el valor de una variable afecta a la fertilidad observada de una pareja, pero no como el nivel de una variable afecta a su fertilidad en comparación con como un valor diferente de esa variable afecta a la fertilidad de otra pareja.

4. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS

4.1 Base de Datos

Nuestras estimaciones se van a realizar 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 personas. 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 en el momento de realizarse el trabajo de campo (edad, sexo, estado civil, formación, situación laboral, etc.), y los ingresos en el año anterior a la entrevista. En nuestro estudio vamos a trabajar con la información correspondiente a los años 1995-2000, que son los años para los que disponemos de toda la información necesaria⁸.

Nosotros nos vamos a centrar en las mujeres en edad fértil (16-44), casadas, y con esposo presente, porque es la única forma de poder trabajar con unidades homogéneas de decisión, identificar al cónyuge-padre, y conocer sus datos socioeconómicos (fundamentalmente la renta), que creemos decisivos en la elección de tener hijos⁹. De esta forma, sólo las 779 mujeres que han permanecido casadas en todo el período de análisis (1995-2000) se han incluido en la muestra. Por otra parte, hay que tener en cuenta que sólo van a aportar información a la función de probabilidad las parejas que hayan tenido alguna variación en la variable dependiente (es decir, que eliminamos tanto a las parejas que no hayan tenido ningún hijo en el período de estudio como a las que han tenido hijos en todos y cada uno de los años del estudio), lo cual nos deja reducida la muestra a 245 mujeres. En la **tabla 4** puede verse el número de parejas que han tenido algún hijo en cada año del periodo de estudio.

(POR AQUÍ TABLA 4)

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, previamente revisado, y de las diversas aplicaciones empíricas que han explicado la fecundidad. En la **tabla 1.A del Anexo**, hemos sintetizado los aspectos más relevantes de los trabajos que estudian la influencia de las ayudas fiscales por descendientes en la fecundidad. En ella recogemos, entre otras cosas, las variables explicativas que utilizan dichos

⁸ No podemos incluir en el estudio el año 1994 porque el PHOGUE no da cierta información para el primer ciclo, como por ejemplo si han tenido algún hijo el año 1994.

⁹ 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 en España. En 1998, sólo el 14% de los nacimientos tuvieron lugar fuera del matrimonio. En 1999, el porcentaje fue del 16%.

trabajos (entre las que destacan los beneficios fiscales por hijos), la variable a explicar, y el método de estimación utilizado¹⁰. En concreto, y tras dicho análisis, las variables que hemos considerado son las que aparecen en la siguiente función:

$$Hijo = f(\text{deducción marginal por descendientes, valor del tiempo de la mujer, renta, tamaño familiar el año anterior}) \quad [17]$$

En la **tabla 5**, 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 con mayor detalle.

(AQUÍ TABLA 5)

La variable dependiente que vamos a utilizar es una variable dicotómica **HIJO** que toma valor 1 si la pareja tiene un hijo y valor 0 en otro caso. Si una pareja tuviera más de un hijo en un año se considera que toma valor 1.

El ahorro fiscal marginal por descendientes (MCHILDSAVE). Esta es la variable independiente de interés en este artículo. Con ella queremos medir el ahorro fiscal esperado por los padres cada uno de los años de estudio, por tener un hijo adicional ese año. Es decir, se trataría de considerar, en función del tamaño familiar que cada pareja tenga el año previo al estudio, el ahorro marginal por descendientes al que tendría derecho la pareja si tuviese un hijo adicional.

Para calcular el ahorro marginal al que tendría derecho una pareja si tuviera un hijo adicional cualquier año del período previo a la reforma (**MCHILDSAVE**), basta con calcular la deducción a la que tendría derecho la pareja por ese hijo adicional (*dhijoad*) y que se podría practicar en la cuota, lo cual va a depender tanto de los hijos que ya tiene y que le dan derecho a deducción (*dhijos*), como de la cuota íntegra que en principio tiene que pagar ese año según su renta (*CI*). De esta forma, si

$$(CI - dhijos) \geq dhijoad, MCHILDSAVE = dhijoad$$

Pero si

$$(CI - dhijos) < dhijoad, MCHILDSAVE = CI - dhijos$$

¹⁰ En la **tabla 2.A del Anexo**, señalamos las variables más relevantes que utilizan algunos de los principales trabajos que, sin tener en cuenta las ayudas públicas por descendientes, también explican la fecundidad.

En cambio, para calcular el ahorro fiscal que proporcionaría un nuevo hijo en el período posterior a la reforma, hay que tener en cuenta que los hijos dan derecho a partir de 1999 a un mínimo familiar por descendientes que reduce la parte general de la renta, una vez deducida de ésta el mínimo personal y el mínimo por los descendientes que ya tenía y que le daban derecho a deducción. De esta forma, el ahorro que da derecho un hijo en 1999 será el resultado de multiplicar el mínimo por descendientes por el tipo marginal de gravamen del sujeto (calculado éste una vez reducida la renta con el mínimo personal y el mínimo por los descendientes que ya tenía y que le dan derecho a deducción).

En ambos casos (antes y después de la reforma), hemos considerado que la pareja elegirá la modalidad de tributación (conjunta o la suma de las individuales) que le resulte más favorable según el número de hijos que ya tiene la pareja y que le va a dar derecho a deducción.

En cualquier caso, tal como apuntábamos en la sección anterior, esperamos que tanto el impacto de esta variable sobre la endógena sea positivo (puesto que la reducción por descendientes reduce el coste de los hijos¹¹), como que el efecto de esta variable sea mayor después de la reforma, puesto que los ahorros generados por los hijos son mayores cuando la deducción se practica en la base imponible (como hemos explicado en la sección segunda y tercera).

Ya hemos comentado en la sección tres que en las variaciones del valor de la variable fiscal pueden influir diversos factores, como las variaciones en la cuantía de la deducción fiscal permitida por el legislador, la alteración en los índices de precios al consumo, o incluso en la renta de la pareja; por lo que una cuestión que nos preocupa es que la variable fiscal, tal y como nosotros la estamos midiendo, esté capturando tanto el efecto subsidio o precio provocado por el aumento del nivel de deducción, como el efecto renta provocado por el aumento de la renta de la pareja. Para solucionar este problema, Feenberg (1987) sugiere utilizar un instrumento que mida los cambios que tienen lugar en la variable fiscal independientemente de las variaciones de renta. Para ello, y siguiendo a Whittington (1993), hemos calculado la variable fiscal del período 1995-2000, utilizando la renta del año 1994. De esta forma, con la renta constante, los cambios en el valor real de la variable fiscal se deberán sólo a cambios en el nivel de deducción, en los tipos de gravamen o en el índice de precios al consumo, midiendo de forma más realista el efecto precio que tiene la

¹¹ Whittington (1992) y Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994: 186) señalan que la cuantía del efecto de esta variable dependerá de la importancia que tenga el beneficio fiscal en relación al coste de un hijo. Para hacernos una idea de la importancia cuantitativa que tienen los beneficios que reducen el coste directo de los hijos en España, podemos situar en 3.600 €/año el coste anual de un hijo, según la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, por lo que podemos decir que los beneficios fiscales y sociales por descendientes apenas suponen un alivio para la economía doméstica.

deducción por hijos en la fecundidad. A la variable fiscal así calculada la hemos llamado *MCHILDAVE94*¹².

En cualquier caso, todas estas conclusiones tendrían que ratificarse con el análisis de las correspondientes elasticidades.

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, y 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), se produce también un efecto sustitución negativo sobre la fecundidad, que probablemente pese más que el efecto renta.

Nos hemos aproximado a esta variable a través de la renta salarial femenina (*WAGEF*). Si bien, para corregir el sesgo que resulta de la no observabilidad de esta variable para las mujeres que no trabajan, hemos estimado el salario para todas las mujeres de la muestra mediante la técnica de selección de Heckman por máxima verosimilitud. Esto es lo que se ha venido haciendo en los últimos años en la literatura comparada o, por ejemplo, para el caso español, han aplicado Prieto y Álvarez (2002). Así, en primer lugar, hemos estimado un modelo *probit* para la opción de trabajar en el mercado o no hacerlo. Después, hemos estimado la ecuación salarial usando mínimos cuadrados ordinarios para aquellas mujeres que se incorporan al mercado de trabajo, teniendo en cuenta el sesgo de selección resultante del modelo *probit*. Este procedimiento nos permite utilizar los salarios estimados para imputar a todas las mujeres un salario y, por tanto, también para las que no trabajan. El signo y los valores de los coeficientes de las variables empleadas son consistentes con las predicciones teóricas y los resultados alcanzados por los trabajos empíricos previos. Las variables que hemos empleado en dichas estimaciones se encuentran entre las habituales en la literatura: la antigüedad en la empresa, el nivel educativo, la edad de la mujer, los ingresos del marido y el número de hijos de la pareja.

¹² Otra cuestión relevante es que el valor de la variable fiscal puede ser endógena a la decisión de fecundidad, puesto que si la mujer decide su oferta laboral y su fecundidad simultáneamente, la variable fiscal puede determinarse junto a la decisión de tener hijos. Esto será así especialmente en el período posterior a la reforma, que es cuando el ahorro fiscal que proporcionan los hijos depende del tipo marginal de gravamen de la pareja. Como la mujer es a menudo el segundo perceptor de rentas en la pareja, su comportamiento en el mercado de trabajo puede determinar el tipo de gravamen marginal de la pareja. Por ello, podría ser interesante estimar los tipos marginales de gravamen del segundo perceptor en el período posterior a la reforma mediante variables instrumentales. Actualmente estamos trabajando en dicha estimación por variables instrumentales.

La **renta** tiene *a priori* un efecto indeterminado sobre la fecundidad. Esto es así, 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 duraderos. Es más, Becker y Lewis (1973) y Ermisch (1980), 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 considerado 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, **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*.

Asimismo, creemos que la decisión de tener un hijo adicional no es independiente de los hijos que ya tiene la pareja, por lo que hemos incluido entre las variables explicativas una variable, **TAMFAM-1** que mide el tamaño familiar o número de hijos de la pareja el año anterior al estudio .

Las variables monetarias las hemos deflactado utilizando el Índice de Precios al Consumo.

5. RESULTADOS

Los resultados de la estimación logit condicional se presentan en la **tabla 6**. Como paso previo al comentario de los resultados alcanzados, queremos remarcar la necesaria cautela con que deben ser tomados, debido especialmente a la aproximación que hemos realizado de la variable fiscal objeto de análisis, y a la aproximación al valor del tiempo de la mujer mediante la corrección del sesgo de selección, que resulta de la no observabilidad del salario para las mujeres que no trabajan¹³.

[POR AQUÍ, TABLA 6]

¹³ Los estadísticos descriptivos de las variables explicativas aparecen en la **tabla 3.A del Anexo**.

En ninguno de los tres modelos (con o sin retardos en las explicativas) que analizan la fecundidad de las parejas para todo el periodo estudiado 95-00 resulta significativa la variable fiscal, lo cual está en contra del resultado esperado desde un punto de vista teórico y de los resultados obtenidos en trabajos empíricos previos¹⁴.

Sin embargo, cuando el análisis se hace por separado para cada uno de los dos periodos, para tener en cuenta el posible efecto diferencial que tiene la deducción por descendientes antes y después de la reforma fiscal, los resultados son distintos y bastante interesantes.

Cuando no se incluyen retardos en las explicativas (modelo 1) la variable fiscal no resulta significativa en ninguno de los dos periodos, lo cual nos da muestra de que los sujetos no anticipan, no tienen en cuenta los cambios que van a acontecer en el IRPF a la hora de tomar sus decisiones sobre fecundidad.

Cuando el modelo incluye un retardo en las explicativas¹⁵ para tener en cuenta que desde que se adopta la decisión de tener un hijo hasta que se produce el nacimiento transcurre un tiempo mínimo (el modelo 2 retarda todas las variables explicativas, a excepción del tamaño familiar, que por su propia construcción ya hace referencia al año anterior; y el modelo 3 sólo retarda la variable fiscal) la significatividad de la variable fiscal aumenta considerablemente. El efecto de esta variable sobre la decisión de tener hijos fue negativo para el período previo a la reforma. Sin embargo, el periodo de sólo dos años que proporciona el PHOGUE desde 1999, impide estudiar si las variaciones en el ahorro fiscal tras la reforma influyeron en la fecundidad, si bien, es cierto que la cuantía de la deducción no ha variado entre 1999 y 2002, por lo que las alteraciones en la variable se habrán debido a cambios en la renta, tipos de gravamen o el IPC, lo cual no tiene especial interés en nuestro estudio.

La información que proporcionan las estimaciones de los modelos 2 y 3 para el periodo posterior a la reforma cuando se incluye un retardo en la variable fiscal es otra, y tiene un especial interés, puesto que lo que esos modelos están estimando es como influyó en la fecundidad del año 2000 el cambio en el ahorro fiscal del año 99 con respecto al año 98, lo cual da respuesta a la pregunta que nos hacíamos al plantearnos este estudio. El cambio en la forma de aplicar la deducción por descendientes influyó de forma positiva sobre la natalidad, después de un tiempo necesario (1 año en nuestra estimación) para la producción de los hijos. Lo cual responde a lo esperado desde un punto de vista teórico, dado que la cuantía del ahorro fiscal por descendientes fue

¹⁴ Whittington, Alm y Peters (1990), Whittington (1992, 1993) y los otros trabajos incluidos en la **Tabla 1.A. del Anexo**. Los estudios españoles previos, Zárte (2001) y Vallés y Zárte (2003 y 2005), también muestran resultados positivos y significativos.

¹⁵ Sólo incluimos un retardo porque no disponemos de demasiados años en el panel y además el modelo logit condicional trabaja en diferencias. Incluir más retardos supondría no poder estimar por períodos.

mayor tras la reforma para cualquier contribuyente y por lo tanto menor fue el coste de los hijos que venía asociado a esta deducción.

La **tabla 7** recoge los resultados de las estimaciones cuando calculamos la variable fiscal con la renta constante del año 1994, para neutralizar la influencia que en ella pueden tener las variaciones en la renta. Como puede verse en la **tabla 7**, el efecto precio de la variable fiscal muestra el resultado esperado cuando se realiza la estimación por periodos, es decir, aumentos en el valor de la variable fiscal influyen positivamente en la demanda de hijos. Y esto es así ahora, tanto cuando se incluyen retardos (modelos 2 y 3) como cuando no se tienen en cuenta (modelo 1), y tanto en el periodo previo a la reforma como en el periodo posterior a la misma. Además, los coeficientes de la variable fiscal que hemos calculado para una renta constante, *MCHILDSAVE94* (tabla 7) son superiores a los obtenidos cuando la renta utilizada es la corriente, *MCHILDSAVE* (tabla 6), lo cual nos está indicando que el efecto renta que existe en *MCHILDSAVE* reduce el impacto de la variable fiscal sobre la fecundidad, e incluso a veces lo hace negativo. En cualquier caso, estos resultados deberían ser refrendados con el cálculo de las correspondientes elasticidades.

Tal y como se viene obteniendo en las principales aportaciones empíricas disponibles que explican la fecundidad¹⁶, la variación en el *valor del tiempo de la mujer* suele influir, en general, de forma negativa en la decisión de tener hijos. Aunque cuando el estudio se hace por períodos los resultados que obtenemos suelen ser los contrarios, lo cual se corresponde con la ambigüedad del efecto esperado para esta variable

La variable que no parece resultar relevante en los modelos es la *renta obtenida por el marido*¹⁷, cuyo efecto esperado también es ambiguo, si bien su influencia parece ser positiva en nuestras estimaciones.

Un aumento en el tamaño familiar en el año previo al estudio, *TAMFAM-I*, por el contrario, tiene siempre un impacto claramente negativo en la decisión de tener un hijo adicional, lo cual nos indica que si las parejas acaban de tener un hijo, no se deciden a tener otro de forma inmediata, sino que prefieren espaciar más el tiempo que transcurre entre los nacimientos de sus hijos¹⁸.

6. CONCLUSIONES

¹⁶ 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).

¹⁷ Este resultado no es inusual en las investigaciones sobre fecundidad. En cualquier caso, hay trabajos, como el de Cigno y Ermisch (1989), en los que la variable renta influye de forma positiva en la fecundidad, y otros como los de Hotz y Miller (1988), Borg (1989), Barmby y Cigno (1990) o Whittington (1993), en los que la relación es negativa, reflejo del *trade-off* que existe entre calidad y cantidad de hijos. Cuando hemos medido la renta como *INCCOUP* en vez de cómo *INCMALE*, los resultados no se alteran significativamente.

El IRPF español concedía hasta 1998 una deducción en la cuota por los descendientes del contribuyente que cumpliesen determinados requisitos, pero la reforma del impuesto que entró en vigor en 1999 la sustituyó por una deducción en la base a aplicar en similares circunstancias. Con ocasión de esa modificación en la forma de tener en cuenta a los descendientes, hemos pretendido profundizar en el conocimiento de los determinantes socioeconómicos de la fecundidad en España. Concretamente, hemos tratado de verificar si la variación en las ayudas públicas por descendientes que se han concedido a través del IRPF han influido en la natalidad.

Para ello, hemos utilizado la información contenida en el PHOGUE, que nos ha permitido estimar la demanda de hijos de las mujeres en edad fértil, casadas, y con esposo presente, a través de un logit condicional, puesto que es un modelo que proporciona estimadores consistentes y permite tener en cuenta las características inobservables de la familia.

Los resultados obtenidos para estas estimaciones econométricas preliminares sugieren, con carácter general, que los aumentos en los ahorros marginales por descendientes que ha proporcionado el legislador en el IRPF han influido de forma positiva en la demanda de hijos tanto en el periodo anterior como en el posterior a la reforma. De la misma forma, permiten intuir que el mayor ahorro que proporcionó el cambio en la forma de aplicar la deducción que entró en vigor en 1999 estimuló también la fecundidad tras un tiempo requerido, por cuestiones naturales, para tener a los hijos. Ello responde a lo esperado desde un punto de vista teórico, dado que la cuantía del ahorro fiscal por descendientes fue mayor tras la reforma para cualquier contribuyente y por lo tanto menor fue el coste de los hijos que venía asociado a esta deducción.

La nueva deducción por descendientes que entrará en vigor en 2007 se aplicará formalmente en la base pero proporcionará un ahorro equivalente al resultado de multiplicar la cuantía de la deducción por el tipo de gravamen mínimo del contribuyente (δ_{min}).

Y como

$$t \gtrless t_{min},$$

siendo t el tipo de gravamen marginal del contribuyente para el año 2006 y t_{min} el tipo de gravamen mínimo de 2007, para una misma deducción δ ,

$$\delta t \gtrless \delta t_{min}$$

es decir, que no podemos saber si el ahorro fiscal que proporcionará un hijo adicional en 2007 será menor, mayor o igual que en 2006, y en consecuencia

¹⁸ Actualmente estamos trabajando estimando el modelo por separado para las parejas que tienen un diferente tamaño familiar, puesto que en ese caso los resultados generales obtenidos pueden ser diferentes.

$$C_{06} \approx C_{07}$$

Es decir, que el coste de un hijo en 2007, dependiendo de la renta del contribuyente podrá ser mayor, menor o igual que en 2006, si bien es cierto que, aunque el ahorro en 2007 equivaldrá de hecho a una deducción en la cuota igual para todos, la visibilidad del impuesto seguirá siendo mayor que cuando la deducción era en la cuota.

Finalmente, queremos señalar que las conclusiones anteriores responden al objetivo de paliar el grave problema de la baja natalidad y, por tanto, pretenden fundamentalmente incrementar la efectividad de la deducción fiscal por descendientes. No obstante, es preciso advertir al decisor público que a la hora de evaluar las potenciales reformas debe tener en cuenta los posibles costes en términos de equidad que la instrumentación de tales medidas podría tener, si bien, creemos que son de una cuantía reducida. En cualquier caso, debe tenerse presente que dichos efectos sobre la equidad son comunes a todas las medidas de incentivo, y que los aspectos básicos de equidad se garantizan con base al principio de capacidad pago definido previamente, limitándonos a proponer estímulos adicionales.

Tabla 1: Tasa de fecundidad total por países y período*

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002
Bélgica	1.57	1.62	1.65	1.56	1.59	1.59	1.66	1.62
Dinamarca	1.56	1.67	1.76	1.81	1.75	1.72	1.77	1.72
Alemania (1)	1.46	1.45	1.30	1.24	1.32	1.36	1.38	1.31
Grecia	1.50	1.39	1.38	1.35	1.30	1.29	1.29	1.25
España	1.45	1.36	1.32	1.21	1.17	1.15	1.24	1.25
Francia	1.81	1.78	1.73	1.66	1.72	1.75	1.88	1.89
Irlanda	2.17	2.11	1.99	1.85	1.88	1.95	1.90	1.97
Italia	1.36	1.33	1.31	1.21	1.20	1.19	1.24	1.26
Luxemburgo	1.51	1.61	1.64	1.72	1.76	1.68	1.76	1.63
Países Bajos	1.55	1.62	1.59	1.57	1.53	1.63	1.72	1.73
Austria	1.45	1.46	1.51	1.47	1.45	1.37	1.36	1.40
Portugal	1.62	1.57	1.54	1.44	1.44	1.48	1.55	1.47
Finlandia	1.69	1.78	1.85	1.85	1.76	1.70	1.73	1.72
Suecia	1.96	2.13	2.09	1.88	1.60	1.50	1.54	1.65
Reino Unido	1.82	1.83	1.79	1.74	1.72	1.71	1.64	1.64
Chipre	2.41	2.42	2.49	2.23	2.08	1.92	1.64	1.49
República Checa	1.94	1.89	1.72	1.44	1.18	1.16	1.14	1.17
Estonia	2.26	2.04	1.69	1.37	1.30	1.21	1.34	1.37
Hungría	1.81	1.87	1.78	1.65	1.46	1.33	1.32	1.30
Lituania	2.02	2.03	1.94	1.57	1.49	1.46	1.39	1.24
Letonia	2.16	2.01	1.73	1.39	1.16	1.10	1.24	1.24
Malta	2.07	2.05	2.12	1.89	2.10	..	1.72	1.46
Polonia	2.13	2.04	1.93	1.80	1.58	1.44	1.34	1.24
Eslovenia	1.63	1.46	1.34	1.32	1.28	1.23	1.26	1.21
Eslovaquia	2.15	2.09	1.98	1.66	1.47	1.38	1.30	1.19

*Número medio de hijos por mujer en edad fértil
(1) Alemania (incluye ex-RDA desde 1991).

Fuente: EUROSTAT, base de datos Newcronos

Tabla 2: Deducción por descendientes* en el IRPF (en euros.)

Year	1st child	2nd child	3rd child	4th child and over
1979	36.06	36.06	36.06	36.06
1980	48.08	48.08	48.08	48.08
1981	60.10	60.10	60.10	60.10
1982	72.12	72.12	72.12	72.12
1983	78.13	78.13	78.13	108.18
1984	84.14	84.14	84.14	114.19
1985	90.15	90.15	90.15	90.15
1986	96.16	96.16	96.16	96.16
1987	100.97	100.97	100.97	100.97
1988	105.78	105.78	105.78	105.78
1989	108.78	108.78	108.78	108.78
1990	114.19	114.19	114.19	114.19
1991	120.20	120.20	120.20	120.20
1992	120.20	120.20	120.20	120.20
1993	120.20	120.20	120.20	120.20
1994	120.20	120.20	120.20	120.20
1995	124.41	124.41	150.25	180.30
1996	129.22	129.22	156.26	186.31
1997	132.82	132.82	160.47	191.12
1998	150.25	210.35	300.5	300.5
1999	1,202.02	1,202.02	1,803.04	1,803.04
2000	1,202.02	1,202.02	1,803.04	1,803.04
2001	1,202.02	1,202.02	1,803.04	1,803.04
2002	1,202.02	1,202.02	1,803.04	1,803.04
2003	1,400	1,500	2,200	2,300
2004	1,400	1,500	2,200	2,300
2005	1,400	1,500	2,200	2,300
2006	1,400	1,500	2,200	2,300
2007	1,800	2,000	3,600	4,100

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

Entre 1999 y 2002, además de la deducción o mínimo por descendientes propiamente dicho había derecho a un complemento por cada hijo menor de tres años de 300 €, y a otro de 150 € en concepto de material escolar para hijos entre 3 y 16 años.

En 2003 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.

Tabla 3: Deducción y ahorro fiscal por hijo

	Deducción	Ahorro fiscal	Deducción	Ahorro fiscal	Deducción	Ahorro fiscal	Deducción	Ahorro fiscal
	por el primer hijo		por el segundo hijo		por el tercer hijo		por el cuarto y siguientes hijos	
1996	129.22	129.22	129.22	129.22	156.26	156.26	156.26	156.26
1997	132.82	132.82	132.82	132.82	160.47	160.47	160.47	160.47
1998	150.25	150.25	210.35	210.35	300.5	300.5	300.5	300.5
1999	1,202.02	1,202.02 * t	1,202.02	1,202.02 * t	1,803.04	1,803.04 * t	1,803.04	1,803.04 * t
2000	1,202.02	1,202.02 * t	1,202.02	1,202.02 * t	1,803.04	1,803.04 * t	1,803.04	1,803.04 * t

Tabla 4: Distribución de la muestra

Número de	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Mujeres casadas, en edad fértil y con esposo presente que han tenido un hijo el año de estudio	45	55	58	45	42	34

Fuente Elaboración propia.

Tabla 5: Variables del modelo y efectos esperados

VARIABLE	DESCRIPCION DE LA VARIABLE	EFECTO ESPERADO
HIJO	Dummy que toma valor 1 si la pareja tiene un hijo el año t , y valor 0 en caso contrario	
MCHILDSAVE	Ahorro marginal por descendientes del que disfrutarían los padres en el IRPF si tuvieran un hijo adicional.	+
MCHILDSAVE94	Ahorro marginal por descendientes del que disfrutarían los padres en el IRPF si tuvieran un hijo adicional calculado con la renta del año 94.	
WAGEF	Estimación del salario para todas las mujeres de la muestra mediante la técnica de selección de Heckman por máxima verosimilitud.	ζ^-
INCMALE	Renta total neta ingresada por el hombre	ζ^+
INCCOUP	Renta total neta de la pareja, a excepción de la renta femenina del trabajo dependiente o por cuenta ajena	ζ^+
FAMSIZ-1	Número de hijos de la pareja el año $t-1$	
AGEF	Edad de la mujer el año t	+
FEDUC	Dummy que toma valor 1 si la mujer tiene educación superior, y valor 0 en caso contrario	ζ^-
WORKEXP	Antigüedad en la empresa de la mujer al casarse (en años)	ζ

Fuente Elaboración propia.

Tabla 6: Probabilidad de que una pareja tenga un hijo, 1995-2000 (el valor del t-estadístico está entre paréntesis)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 3
	95-00	95-00	95-00	95-98	99-00	95-98	99-00	95-98	99-00
MCHILDSAVE	-1.96E-06 (-0.42)	3.26E-06 (0.72)	4.22E-06 (0.94)	0.000021 (1.30)	8.62E-06 (0.81)	-0.000046 (-2.23)	0.000137 (4.94)	-0.0000375 (-1.60)	0.00014 (5.19)
WAGEF	-0.000246 (-2.63)	-0.0000538 (-0.87)	-0.000245 (-2.62)	0.008804 (4.81)	0.00165 (2.38)	-0.0004438 (-3.75)	0.0022317 (3.35)	0.0089 (4.87)	0.002417 (2.59)
INCMALE	1.61E-07 (1.71)	5.51E-08 (0.70)	1.53E-07 (1.63)	2.72E-07 (1.21)	-7.14E-08 (-0.29)	1.63E-07 (1.04)	1.08E-07 (0.25)	2.73E-07 (1.19)	1.04E-06 (2.23)
FAMSIZE-1	-1.062 (-8.30)	-1.17 (-9.39)	-1.1032 (-8.63)	-27.3667 (-4.03)	-5.4703 (-3.88)	-5.531 (-5.36)	-2.014 (-4.97)	-27.46 (-3.90)	-12.01 (-5.43)
Log likelihood	-403.18	-406.72	-402.609	-66.87	-63.77	-79.86	-30.037	-66.42	-29.135

Modelo 1: no incluye retardos en las variables explicativas

Modelo 2: incluye un retardo en todas las variables explicativas, a excepción de FAMSIZE-1

Modelo 3: incluye un retardo en la variable fiscal

Fuente Elaboración propia.

Tabla 7: Probabilidad de que una pareja tenga un hijo, 1995-2000 – El valor de la variable fiscal se ha calculado para una renta constante (la del año 1994). El valor del t-estadístico está entre paréntesis

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 3
	95-00	95-00	95-00	95-98	99-00	95-98	99-00	95-98	99-00
MCHILDSAVE94	-5.02E-06 (-0.80)	-0.000011 (-2.30)	-8.88E-06 (-1.72)	0.000476 (3.18)	0.0000743 (3.18)	0.000087 (2.04)	0.000225 (4.65)	0.000093 (1.53)	0.000217 (4.98)
WAGEF	-0.000239 (-2.58)	-0.0000626 (-1.02)	-0.000229 (-2.39)	0.0592 (3.01)	0.0018 (0.011)	-0.0004021 (-3.43)	0.00229 (3.44)	0.008511 (4.62)	0.00347 (3.28)
INCMALE	1.63E-07 (1.75)	1.05E-07 (1.33)	1.57E-07 (1.68)	2.91E-07 (0.94)	-1.34E-07 (-0.51)	2.11E-07 (1.36)	1.02E-06 (1.89)	2.92E-07 (1.33)	1.85E-07 (0.72)
FAMSIZE-1	-1.0296 (-7.60)	-1.1251 (-9.31)	-1.057 (-8.54)	-24.335 (-3.67)	-6.82 (-4.74)	-5.93 (-5.16)	-14.304 (-5.05)	-26.37 (-3.94)	-13.185 (-5.14)
Log likelihood	-403.139	-404.45	-401.669	-50.643	-57.39	-79.83	-28.48	-66.094	-29.88

Modelo 1: no incluye retardos en las variables explicativas

Modelo 2: incluye un retardo en todas las variables explicativas, a excepción de FAMSIZE-1

Modelo 3: incluye un retardo en la variable fiscal

Fuente Elaboración propia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahn, N. y P. Mira (1998): "Job bust, baby bust: the Spanish case", *Estudios sobre la Economía Española* 11, FEDEA.
- 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.
- 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.
- 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.

- 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.
- Feenberg, D. (1987): "Are tax price models really identified?. The case of charitable giving", *National Tax Journal* 40 (4): 629-34.
- 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 Sates, *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 fro m 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.; V. J. Hotz y J. R. Walker (1985): "New evidence on the timing and spacing of births", *American Economic Review* 75 (2): 179-84.
- 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.
- Jones, E. F. (1981): "The impact of women employment on marital fertility in the U. S.:1970-1975", *Population Studies*, July: 161-174.
- Joseph, H. (1980): "Estimation of fertility using a stock-adjustment model"; *Review of Economics and Statistics*, November: 545-554.
- McDonald, J. (1983): "The emergence of countercyclical U.S fertility: a reassessment of the evidence", *Journal of Macroeconomics* 5 (4): 421-37.
- Michael, R. T. (1973): "Education and the derived demand for children". *Journal of Political Economy* 81 (2), part. II: s128-s164.
- Moffit, R. (1984): "Profiles of Fertility, labour supply and wages of married women: a complete life cycle model", *Review of Economic Studies* 51: 263-278.

- Rosenzweig, M. R. (1999): "Welfare, marital prospects, and nonmarital childbearing", *Journal of Political Economy* 107 (6), part. II: s3-s32.
- Phipps, S.A. (2000): "Maternity and Parental Benefits in Canada: Are There Behavioural Implications?", *Canadian Public Policy* 26 (4): 415-36.
- 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.
- Shields, M. P. y R. L. Tracy (1986): "Four themes in fertility research", *Southern Economic Journal* 53 (1): 201-216.
- Vallés, J. y A. Zárate (2002): "Do chil tax allowances and social benefits affect the decision to have children?. An empírical Study in Spain", *Public Economics (revista on line www.ssrn.com)*.
- 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.
- Wolfe, B. (1980): “Childbearing and/or labor force participation: the education connection”, *Research in Population Economics* 2: 365-385.
- 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.

ANEXO

Tabla 1.A: Trabajos que explican la fecundidad en función de variables fiscales*

	Ermisch (1987)	Whittington, Alm y Peters (1990)	Hyatt y Milne (1991)	Georgelis y Wall (1992)	Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994)	Gohmann y Ohsfeldt (1994)
Variable dependiente	Logaritmo natural de la tasa de nacimientos condicionada (por el número de hijos existentes)	Tasa general de fertilidad: tasa de natalidad por cada 1000 mujeres entre 15-44 años	Logaritmo de la tasa total de fertilidad	Nº nacimientos * 1000/ mujeres entre 15 y 44 años	Tasa total de fertilidad	Tasa general de fertilidad Tasa total de fertilidad
Variable independientes	<ul style="list-style-type: none"> • Deducción adicional por un hijo • Salario por hora neto masculino • Salario por hora neto de impuestos mujer/hombre • Tasa de empleo de la cohorte nacida en k • Tamaño relativo de la generación de la cohorte nacida en k • Tasa de desempleo masculino • IPC • Precio vivienda • Porción de la cohorte k en riesgo de tener un hijo n° j a la edad a 	<ul style="list-style-type: none"> • Exención personal por dependientes x tipo marginal de gravamen medio • Renta: renta salarial del hombre + renta del capital familiar • Coste de tiempo: estimación del salario femenino neto de impuestos • Tasa de mortalidad infantil • Desempleo • Tasa de inmigración • II GM: ausencia de hombres jóvenes (<i>dummy</i>) • Píldora anticonceptiva (<i>dummy</i>) • Tendencia temporal • Población urbana • Raza <p>Variabes alternativas:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Educación femenina en vez del salario femenino 	<ul style="list-style-type: none"> • Subvenciones por hijo • Deducción en cuota por hijo para familias de poca renta • Baja maternal remunerada • Renta masculina • Si la mujer trabaja o no • Salario femenino 	<ul style="list-style-type: none"> • Exención personal por dependientes x tipo marginal de gravamen medio • Exención al cuadrado • Renta familiar excepto la de la mujer • Salario femenino neto de impuestos • Mortalidad infantil • Tasa de desempleo • Tasa de inmigración • II GM • Píldora (<i>dummy</i>) • Aborto (<i>dummy</i>) 	<ul style="list-style-type: none"> • Exención por descendientes • Beneficio social por descendiente • Deducción en cuota por hijos (reembolsable) • Baja maternal remunerada • Renta masculina • Salario femenino • Mortalidad infantil • Tasa de desempleo • Inmigración femenina • IIGM (mide la ausencia de hombres en esos años de guerra) • Píldora anticonceptiva • Tendencia temporal • Educación femenina 	<ul style="list-style-type: none"> • Exención personal por dependientes x tipo marginal de gravamen medio • Exención al cuadrado • Renta familiar neta de las ganancias femeninas • Salario femenino después de impuestos • Tasa de mortalidad infantil • Tasa desempleo • Tasa de inmigración • II GM • Píldora • Aborto • Tendencia
Periodo	1971-85	1913-1984	1948-86	1913-1984	1921-1988	1915-88
País	Inglaterra	USA	Canada	USA	Canada	USA
Método de estimación	Método de Corrección de Error de Engle Granger en dos etapas	Mínimos Cuadrados Generalizados Método de corrección de la autocorrelación de primer orden: Yule-Walker:	-	Mínimos Cuadrados Generalizados. Método de corrección de la autocorrelación de primer orden: Yule-Walker	Mínimos Cuadrados Generalizados. Método de corrección de la autocorrelación de primer orden Cochrane-Orcutt	-

(Continúa ...)

Tabla 1.A (continuación): Trabajos que explican la fecundidad en función de variables fiscales

	Cigno y Ermisch (1989)	Barmby y Cigno (1990)	Whittington (1992)	Whittington (1993)	Gauthier y Hatzius (1997)	Dickert-Conlin y Chandra (1999)
Variable dependiente	Tamaño de la familia en los matrimonios que duran 10 años Frecuencia de la fertilidad: proporción de niños nacidos durante los primeros 10 años de matrimonio cuyos nacimientos ocurrieron en los 3 y 4 primeros años	Probabilidad de que nazca un niño en el año t Tamaño familiar en 10 años de matrimonio Momento del 1º nacimiento	Medida Binaria de nacimientos (1 si tiene un hijo; o 0 si no tiene un hijo)	Medida Binaria de nacimientos (1 si tiene un hijo; 0 si no tiene un hijo)	Logaritmo de la tasa total de fertilidad en el país i en el año t+1	Dummy que toma valor 1, si el nacimiento se produce en la última semana de diciembre, ó 0, si ocurre en la primera semana de enero
Variable independientes	<ul style="list-style-type: none"> • Inversa de beneficios por hijos • Ganancias vitalicias del marido • Ganancias del marido después de impuestos • Tipo de empleo antes del 1º hijo: 6 dummies según la cualificación • Generaciones de mujeres nacidas cada 5 años • Edad de la mujer al casarse • Años de educación femenina no obligatoria • Años de experiencia laboral al casarse • Tasa salarial de la mujer después de impuestos 	<ul style="list-style-type: none"> • Beneficios fiscales por el 1º hijo • Beneficios fiscales por el 2º hijo • Ganancias anuales brutas del marido • Tipo de ocupación de la mujer antes de tener hijos: 5 <i>dummy</i> para 5 categorías desde no cualificado a muy cualificado • Salario relativo mujer/hombre • Edad de la mujer al casarse • Año de nacimiento de la mujer • Experiencia laboral de la mujer al casarse • Años de educación no obligatoria de la mujer 	<ul style="list-style-type: none"> • Exención personal por dependientes x t/g marginal • Renta del hogar después de impuestos: renta salarial del hombre + renta del capital familiar • Coste de tiempo: salario femenino neto de impuestos (Heckman 2 etapas) • Tasa de mortalidad infantil • Desempleo • Tasa de inmigración • IIGM: ausencia de hombres jóvenes (<i>dummy</i>) • Píldora anticonceptiva (<i>dummy</i>) • Tendencia temporal • Población urbana 	<ul style="list-style-type: none"> • Exenciones estatales por descendientes x t/g marginal estimado (por instrumentales) • Exención federal por descendientes* t/g marginal estimado • Deducción en cuota por el cuidado de hijos • Renta neta de las ganancias femeninas • Salario femenino estimado por Heckman • Edad de la mujer 	<ul style="list-style-type: none"> • Beneficios familiares por 1, 2 y 3 hijos/ ganancias medias masculinas • Duración de la baja maternal • Remuneración durante la baja • Logaritmo del salario masculino • Logaritmo del salario femenino • Tasa de desempleo • Diferencia de 1º orden en la tasa de desempleo 	<ul style="list-style-type: none"> • Ahorro fiscal que obtiene la familia si se tiene al hijo la última semana de diciembre en vez de la primera semana de enero • Renta familiar • Ganancias de la madre • Edad de la madre • 1º o 2º hijo de la madre • Educación de la madre • Estatus marital de la madre • Residencia Urbana • Afro-americana <p>Variable complementaria:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Renta familiar x ahorro fiscal al adelantar el parto
Periodo	1980	1954-1980	1979-1983	1982-85	1970-90	1979-93
País	Inglaterra	Inglaterra	USA	USA	22 países de la OCDE	USA
Método de estimación	Probit ordenado	Máxima verosimilitud	Logit condicional	Logit condicional (efectos fijos)	Método Generalizado de Momentos (GMM)	<i>Probit</i>

* Estos son los trabajos más relevantes, aunque hay otros estudios adicionales que pueden consultarse, como el de Blau y Robbins (1989), Blanchet y Ekert-Jaffe (1994), Ekert (1986). Asimismo, hay otros trabajos que tienen en cuenta el efecto de diversos beneficios sociales en la fecundidad, como Entwisle y Winegarden (1984), Caudill y Mixon (1993), Winegarden y Bracy (1995), Stevans (1996), Fairlie y London (1997), Hoffman y Foster (1999), Rosenzweig (1999), Grogger y Bronars (2001) o Phipps (2000).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2.A: Principales variables utilizadas por trabajos que explican la fecundidad sin utilizar como explicativas variables fiscales*

<i>VARIABLE</i>	<i>TRABAJOS QUE UTILIZAN LA VARIABLE</i>
<i>Edad de la mujer</i>	Ben-Porath (1973), Butz y Ward (1979), Joseph (1980), Ward y Butz (1980), Newman y McCulloch (1984), Rosenzweig y Schultz (1985), Schultz (1994), Álvarez (1997), Verdugo y Cal (2000)
<i>Tasa de actividad femenina</i>	Freedman (1963), Gregory, Campbell y Cheng (1972), Conger y Campbell (1978), Butz y Ward (1979), Joseph (1980), Ermisch (1980), Ward y Butz (1980), Winegarden (1984), Shields y Tracy (1986), Chen, Bendaraf, Hicks y Johnson (1987), Groot y Pott-Buter (1992), Álvarez (1997), Masih y Masih (2000), Verdugo y Cal (2000)
<i>Renta mujer</i>	Freedman (1963) Joseph (1980), Ermisch (1980), Ward y Butz (1980), Winegarden (1984), Groot y Pott-Buter (1992), Schultz (1994)
<i>Renta del hombre</i>	Ben-Porath (1973), Conger y Campbell (1978), Butz y Ward (1979), Gregory, Campbell y Cheng (1972), Ermisch (1980), Joseph (1980), Ward y Butz (1980), Rosenzweig y Schultz (1985), Groot y Pott-Buter (1992), Schultz (1994), Shields y Tracy (1986), Masih y Masih (2000)
<i>Experiencia laboral de la mujer</i>	Freedman (1963), Wolfe (1980), Cigno y Ermisch (1989), Barmby y Cigno (1990)
<i>Educación femenina</i>	Ben-Porath (1973), Conger y Campbell (1978), Joseph (1980), Newman y McCulloch (1984), Rosenzweig y Schultz (1985), Groot y Pott-Buter (1992), Álvarez (1997)
<i>Educación masculina</i>	Ben-Porath (1973), Joseph (1980), Newman y McCulloch (1984), Álvarez (1997)
<i>Mortalidad infantil</i>	Gregory, Campbell y Cheng (1972), Ben-Porath (1976), Shields y Tracy (1986), Masih y Masih (2000)
<i>Raza</i>	Gregory, Campbell y Cheng (1972), Joseph (1980)

*Éstos son algunos de los trabajos más relevantes.

Fuente Elaboración propia

Tabla 3.A: Características de la muestra

<i>VARIABLE</i>	<i>MEDIA</i>	<i>DESVIACION ESTANDAR</i>
<i>HIJO</i>	0.1938	0.4056
<i>MCHILDSAVE</i>	0.888	0. 72
<i>MCHILDSAVE94</i>	0.8154	0.5294
<i>FAMSIZE</i>	1.40	1.05
<i>WHMUJER</i>	6,599.38	1,358.152
<i>INCMALE</i>	1,643,625	1,040,001