

*X Encuentro de Economía Pública*  
(Tenerife, 6 y 7 de febrero de 2003)

**LA INCIDENCIA DE LAS AYUDAS POR DESCENDIENTES SOBRE LA FECUNDIDAD.  
UN ESTUDIO PARA ESPAÑA POR TRAMOS DE EDAD**

Jaime Vallés Giménez  
[jvalles@posta.unizar.es](mailto:jvalles@posta.unizar.es)

Anabel Zárate Marco  
[azarate@posta.unizar.es](mailto:azarate@posta.unizar.es)

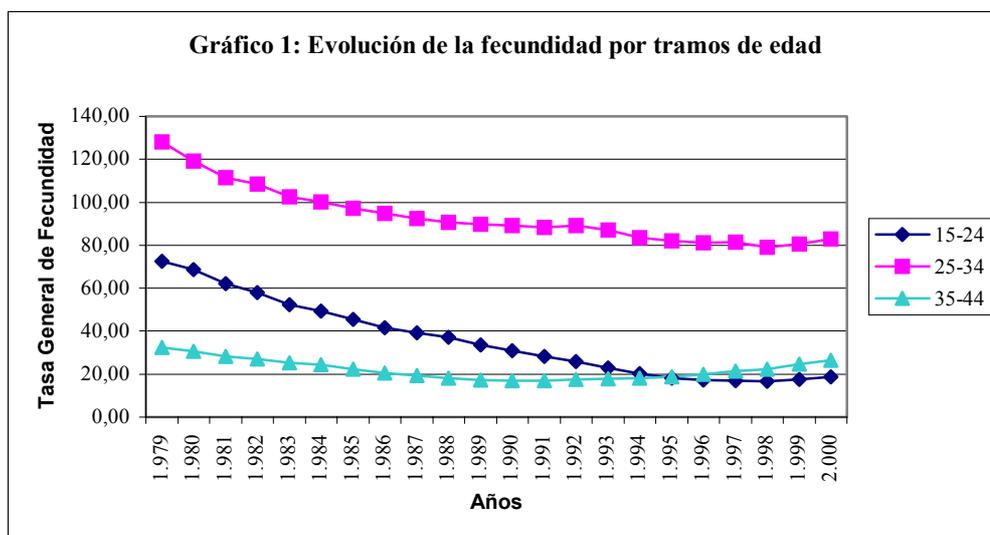
Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública  
*Universidad de Zaragoza*

# LA INCIDENCIA DE LAS AYUDAS POR DESCENDIENTES SOBRE LA FECUNDIDAD. UN ESTUDIO PARA ESPAÑA POR TRAMOS DE EDAD

Jaime Vallés Giménez  
Anabel Zárate Marco  
*Universidad de Zaragoza*

## 1. INTRODUCCIÓN

En nuestro país la fecundidad ha experimentado un agudo descenso desde la segunda mitad de los años setenta, y hoy está por debajo tanto del nivel necesario de reemplazo<sup>1</sup> como del nivel de hijos deseado. Además, actualmente tenemos el menor nivel de fecundidad del mundo, y aunque existen indicios de que la caída de la fecundidad está tocando fondo, al empezar a materializarse los nacimientos diferidos en el entorno de los treinta años, esto no basta para sustentar una recuperación duradera, sino que es necesario que aumente también la fecundidad de los más jóvenes. En el gráfico 1 puede verse la evolución dispar que han tenido en España las tasas generales de fecundidad por tramos de edades.



Fuente: Elaboración propia a partir del INE

Además, como señala Delgado (1993: 201), junto al descenso en la fecundidad se ha apreciado un importante retraso en la edad a la que se contrae matrimonio y, en consecuencia, en la edad a la que se tienen los hijos, todo lo cual está ligado a fenómenos estructurales, como son el alargamiento de la escolaridad y la mayor participación de la mujer en el mercado de trabajo, que la lleva a tener a sus hijos más tarde; y también a problemas coyunturales (paro, precariedad del

<sup>1</sup> Véase Delgado (2000: 24).

empleo, carestía de la vivienda) que dificultan la integración de los jóvenes y provocan una disminución de los matrimonios, no compensada por uniones de hecho y nacimientos fuera del matrimonio<sup>2</sup>.

En consecuencia, lo que se está produciendo es una adaptación profunda y duradera a la nueva situación de las mujeres y de las familias, que se traduce en una disminución del número medio de hijos, y en un desplazamiento, de carácter permanente, de la fecundidad hacia edades más avanzadas. Aunque, en realidad, todo esto no son más que hipótesis que han de contrastarse en trabajos como el que aquí pretendemos desarrollar.

Según la teoría económica sobre la fecundidad, desarrollada por Becker (1960), la demanda de hijos depende, entre otras, de una serie de variables que afectan a los beneficios y a los costes que generan los hijos, de forma que los padres tendrán hijos mientras los beneficios que les genere un hijo adicional superen los costes que ese hijo adicional les ocasiona. Entre las variables que pueden afectar a la demanda de hijos se encuentran las ayudas que el Sector Público concede por descendiente. De hecho, los Impuestos sobre la Renta contienen habitualmente deducciones por descendientes, y las políticas sociales suelen establecer prestaciones por hijo a cargo, además de otras medidas que pueden implícitamente afectar a la decisión de tener hijos. Junto a dichas variables, otras como el valor del tiempo de la mujer o el desempleo pueden ser factores relevantes con influencia en la natalidad.

Distintos trabajos empíricos para diversos países han demostrado que dichas ayudas por descendientes influyen favorablemente en la decisión de tener hijos. En nuestro país, donde tradicionalmente se han venido utilizando medidas fiscales y sociales de las señaladas, también se han obtenido similares resultados, aunque con un análisis agregado -véase Zárte (2001a)-. En dicho trabajo demostramos, 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) han influido entre 1979 y 1999 en la decisión de tener hijos de las mujeres en edad fértil. Por eso, lo que ahora pretendemos es ver como influyen estas ayudas en la fecundidad de dichas mujeres pero agrupadas por tramos desagregados de edades, puesto que las medidas agregadas pueden verse distorsionadas por cambios según las pautas de comportamiento por edades.

---

<sup>2</sup> En España, aunque ha aumentado, tiene poca relevancia la fecundidad no matrimonial. Según datos del INE, en el 2000 sólo el 17,5% de los nacimientos españoles tenían lugar fuera del matrimonio (en 1992 el 10,5%). En Francia y Suecia, en cambio, estos nacimientos suponen el 40 y el 50% del total, respectivamente.

Concretamente, vamos a considerar tres tramos de edades: entre 15 y 24, entre 25 y 34, y entre 35 y 44 años, con la idea de ver si entre los factores que determinan la fecundidad hay comportamientos dispares por tramos de edades, esto es, si hay variables que afectan a la fertilidad de las mujeres más jóvenes pero no a las de más edad y viceversa, o si hay elementos que influyen de una forma en la fecundidad de las mujeres jóvenes y de distinta manera en la de las mayores. Podíamos haber planteado grupos de edad más pequeños, o haber considerado otros grupos de edad diferentes (20-29 y 30-39), pero no lo hemos hecho por simplificar el análisis, y por dividir a las mujeres en edad fértil, que son las que consideramos en Zárte (2001a), en tres grupos: las mujeres jóvenes (15-24), las de edad media (25-34) y las mayores (35-44).

En adelante, el trabajo presenta la siguiente estructura. En la sección segunda, describimos brevemente el tratamiento fiscal y social que han recibido los hijos en España desde 1979 hasta la actualidad. En la sección tercera formulamos las hipótesis a contrastar, detallando la construcción de las variables y exponiendo algunas limitaciones de nuestro análisis. En la sección cuarta, presentamos la estimación y los resultados obtenidos. El artículo finaliza con una sección de consideraciones finales.

## **2. LAS AYUDAS POR DESCENDIENTES EN ESPAÑA.**

### **2.1. BENEFICIOS FISCALES.**

La política fiscal, a través de los impuestos que han gravado la renta, ha venido protegiendo a la familia, en mayor o menor medida, 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 que la existencia de cargas familiares provoca mediante una serie de deducciones en la cuota, entre las cuales, estaba la deducción por descendientes, 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), teniendo siempre en cuenta que la

determinación de las circunstancias familiares debe realizarse en la fecha de devengo del impuesto y que las deducciones por descendientes las practica siempre el progenitor con el que conviven<sup>3</sup>.

En el cuadro 1 del anexo hemos recogido la evolución de la cuantía de las deducciones por descendientes, y puede verse como en los ejercicios 1983, 1984 y de 1995 a 2000, las cantidades a deducir han sido diferentes según el número de descendientes. También hay que destacar que en 1999 cambia la concepción del Impuesto (que ahora ya no grava la renta que obtienen los sujetos, sino el resultado de disminuir la renta en la cuantía del mínimo personal y familiar), y los descendientes no dan derecho a una deducción fija en la cuota sino a una reducción fija en la base (que se incrementa con un complemento para hijos menores de 3 años, y con otro en concepto de material escolar, para hijos entre 3 y 16 años), por lo que, el ahorro fiscal que generan los descendientes depende ahora del tipo marginal del contribuyente, siendo aquél mayor cuanto más elevado sea éste y, por lo tanto, la renta del sujeto<sup>4</sup>.

En el mismo cuadro hemos dejado reflejada la deducción por gastos de custodia de hijos menores de tres años que introdujo la Ley 18/1991, y que estuvo vigente desde el ejercicio impositivo 1992 hasta 1998<sup>5</sup>.

## **2.2. BENEFICIOS SOCIALES.**

Durante el franquismo se centró la protección a la familia, sobre todo, en las prestaciones directas de la Seguridad Social, que concedía dos tipos de asignaciones de pago periódico (una asignación mensual por esposa a cargo, y una por hijo), y otras dos de pago único (al contraer matrimonio, y al nacimiento de cada hijo), ninguna de las cuales se revalorizó desde 1971.

Posteriormente, la Ley 26/1985 suprimió todas las prestaciones familiares que no fueran por hijo a cargo, aunque el RD 2364/1985 estableció un complemento mensual por hijo a cargo en razón de los menores ingresos de los beneficiarios (que serían los pensionistas perceptores de

---

<sup>3</sup> De esta forma, cuando en 1988 se estableció la posibilidad de que los miembros de la unidad familiar tributasen por separado, se determinó que cuando la tributación fuera individual las deducciones familiares debían prorratearse entre los cónyuges de acuerdo con el criterio de convivencia (artículo 9 de la Ley 20/1989).

<sup>4</sup> Puede verse una comparación de ambos métodos (deducciones en la cuota *versus* en la base) en Zárte (2000a).

<sup>5</sup> Además de estas deducciones, los descendientes con una minusvalía de, al menos, el 33%, han dado y dan derecho a deducciones adicionales. Estas, 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 cierta 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 agregado a nivel nacional, y, por lo tanto, dejamos la consideración de los aspectos diferenciales autonómicos para futuras investigaciones.

pensiones mínimas, los beneficiarios del subsidio por desempleo, y los desempleados con derecho a prestación de asistencia sanitaria, todos ellos con cargas familiares).

Más tarde, la Ley 26/1990, de Prestaciones no Contributivas, formalizó la concepción selectiva de las prestaciones familiares de la Seguridad Social, pero con carácter universalista, concediendo prestaciones anuales por hijo a cargo a toda familia, afiliada o no a la Seguridad Social, pero únicamente si tiene ingresos inferiores a determinada renta, quedando las demás familias excluidas de la prestación. La consecuencia de esta nueva orientación fue la asistencialización de la política familiar, reconvertida en protección social de algunas familias, pero no por sus circunstancias familiares sino por su carencia de recursos. Puede verse la evolución de estas ayudas en el cuadro 1 del anexo.

Además, junto al proceso de asistencialización de la protección familiar se ha asistido, a partir de los años setenta, al desarrollo de un nuevo ámbito de intervención pública en la dinámica familiar, que se está constituyendo en la principal dimensión de la política familiar: la conciliación de la vida familiar y laboral, al hilo de la política de lucha contra la discriminación por razón de sexo, y de las recomendaciones y directivas de la Unión Europea. Así, se ha ido alargando la duración del permiso por maternidad y ampliando su cobertura (puede verse su evolución en el cuadro 1 del anexo). Además, ahora dicho permiso lo puede utilizar también el padre si los dos cónyuges trabajan, se han mejorado las condiciones de excedencia por cuidados de los hijos con reserva del puesto de trabajo. También desde 1998, con el objetivo de eliminar los obstáculos de los empleadores a la política de permisos y favorecer la creación de empleo, se exime a los empresarios de pagar las cuotas a la Seguridad Social por el trabajador contratado en sustitución de la trabajadora en baja maternal<sup>6</sup>.

### **3. ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA DEMANDA DE HIJOS, OBJETIVO E HIPÓTESIS DEL MODELO.**

#### **3.1. TEORÍA ECONÓMICA SOBRE FECUNDIDAD**

Podemos distinguir dos teorías económicas distintas que sirven para explicar el descenso demográfico en los países desarrollados. La enmarcada dentro del ámbito de la Nueva Economía de la Familia, y desarrollada por el premio Nobel Gary Becker, que es en la que nosotros vamos a basarnos; y la procedente de la Hipótesis de Easterlin, cuya variable fundamental es la renta

---

<sup>6</sup> Por otra parte, la Ley 42/1994 redujo el número de hijos necesarios para tener derecho a los distintos títulos de familia numerosa; y la Ley 8/1998 amplió el criterio de familia numerosa para dar un mejor tratamiento a las familias con niños minusválidos, de forma que, la presencia de minusválidos implica el cómputo de un hijo como dos hijos. Los principales beneficios a los que da derecho la condición de familia numerosa pueden verse en Iglesias de Ussel y Meil (2001: 148).

relativa, esto es, el cociente entre los ingresos potenciales de los jóvenes y sus aspiraciones materiales -véase Easterlin (1966)-

En su análisis sobre la fecundidad, Becker (1960: 257-258) ya apuntaba que los hijos son para los padres, por una parte, una fuente de renta psíquica o de satisfacciones, por lo que pueden considerarse bienes de consumo y, por otra parte, una fuente de renta monetaria, por lo que también tienen la consideración de bienes de producción. También explicaba que como ni los gastos provocados por los hijos ni la renta por ellos producida son fijos, sino que varían con la edad de los mismos, pueden tratarse como bienes duraderos de producción y consumo, es decir, que la teoría de la demanda de bienes de consumo duraderos es un marco adecuado para analizar la demanda de hijos.

Según la teoría económica de la fecundidad desarrollada por Becker, cada familia maximiza una función de utilidad, cuyos argumentos son los artículos que producen en el hogar empleando los bienes y servicios comprados en el mercado y el tiempo de los padres. Estos artículos que les proporcionan utilidad son los hijos,  $H$ , y otros bienes como la salud, ocio, alimentos, etc., que combinamos en una única mercancía agregada  $Z$ <sup>7</sup>.

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

Esta función de utilidad se maximiza sujeta a una restricción presupuestaria

$$I = p_H H + \pi_z Z.$$

donde  $I$  es la renta total,  $p_H$  el coste de la crianza y educación de los hijos, y  $\pi_z$  el coste de  $Z$ .

La solución al problema de maximización de la utilidad de la familia sujeta a esa restricción, genera la siguiente función de demanda de hijos:

$$D_H = D_H(p_H, \pi_z, I, v) \tag{1}$$

donde  $v$  representa a otras variables que pueden influir en la demanda de hijos, como los gustos o la educación; y donde  $D_H$  puede hacer referencia, en realidad, tanto a la cantidad como a la calidad de hijos, puesto que, como señala Becker (1960: 259), una familia no debe decidir sólo cuántos hijos va a tener, sino también, cuánto se va a gastar en ellos, es decir, qué “calidad” van a tener (haciendo referencia tanto a los recursos materiales como al tiempo dedicado a ellos), siendo ambas variables sustitutivas<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> Puede verse un análisis en profundidad de este problema de maximización en Willis (1973) o Becker (1987).

<sup>8</sup> En Becker y Lewis (1973) y Becker y Tomes (1976) se explica la interacción entre la cantidad y la calidad de los hijos.

Por tanto, la demanda de hijos depende de una serie de variables que afectan a los beneficios y a los costes que generan los hijos, de forma que los padres tendrán hijos mientras los beneficios que les genere un hijo adicional superen los costes que ese hijo adicional les ocasiona.

Cuando se habla del coste de los hijos,  $p_H$ , normalmente se piensa en los gastos monetarios que su crianza y educación exigen, es decir, en todos aquellos gastos que son consecuencia de la adquisición en el mercado de los bienes y servicios necesarios para los hijos, como la alimentación, vivienda, ropa, educación, etc. Pero no son éstos los únicos costes que un hijo ocasiona, ya que hay que tomar en consideración, al menos, otros dos. El primero, el coste físico que para una mujer supone el embarazo, el parto y la lactancia del niño, coste difícil de cuantificar en términos económicos, si bien, como indica Cabrillo (1996: 149), de indudable relevancia en muchos casos; y el segundo, el coste de oportunidad que para una persona (fundamentalmente la madre, por ser ésta la que dedica más tiempo a su crianza) supone tener hijos. Este coste de oportunidad, viene determinado por el salario que deja de obtener la madre por tener que abandonar el mercado laboral para tener al hijo y criarlo, así como por las consecuencias laborales futuras que se derivarán en su sueldo y puesto de trabajo, por haber renunciado al trabajo durante la crianza del hijo (este coste será mayor cuantas más probabilidades tenga la mujer de ocupar puestos bien remunerados en el mercado de trabajo, de forma que para una mujer sin cualificación profesional el coste de oportunidad de tener hijos será mucho más bajo que para otra con una capacitación técnica elevada).

### **3.2. OBJETIVO E HIPÓTESIS DEL MODELO. VARIABLES: DESCRIPCIÓN Y FUENTE.**

En este papel pretendemos completar el trabajo de Zárte (2001a), en el que estimamos un modelo agregado sobre fecundidad en España para las mujeres en edad fértil (15 y 44 años), centrándonos fundamentalmente en las ayudas por descendientes que concede el Sector Público. En dicho trabajo obtuvimos que las variables fundamentales que influían en la tasa general agregada de fecundidad eran, los beneficios fiscales y sociales por descendientes, el valor del tiempo de la mujer, y la tasa de paro, aunque también la vivienda, y las variaciones en la renta generadas por los cambios en el IRPF influían transitoriamente en la natalidad.

Lo que ahora pretendemos es averiguar los determinantes económicos de la fecundidad en España pero por tramos desagregados de edades, puesto que es de esperar que haya comportamientos dispares según el tramo de edad considerado. Así, por ejemplo, sería razonable

---

Asimismo, la familia debe decidir cuándo va a tener a los hijos, es decir, cuándo va a tener el primer hijo y con qué frecuencia se van a suceder los demás, o lo que es lo mismo, si los va a espaciar mucho o poco. Véase Cigno y Ermisch (1989).

suponer que el coste de la vivienda influye negativamente en la tasa de natalidad de las mujeres más jóvenes, pero no en la de las de más edad. Y de la misma forma, podremos ver si las ayudas públicas por descendientes tienen efectos no deseados sobre algún tramo de población.

Para dicho análisis vamos a dividir a las mujeres en edad fértil en tres grupos de edad: entre 15 y 24 años, entre 25 y 34, y entre 35 y 44 años. El período de tiempo que vamos a considerar en el análisis comienza en 1979, que es cuando se introduce por primera vez el IRPF en España, y termina en el 2000, que es hasta donde disponemos de todos los datos necesarios. Y las variables que vamos a incluir en nuestro análisis son concretamente las de la siguiente función.

$$\text{Fecundidad} = f(\text{beneficios fiscales y sociales por hijo, impuesto sobre la renta, valor tiempo mujer, renta hombre, educación de los padres, coste vivienda, paro, tasa de mujeres casadas}) \quad (2)$$

### 3.2.1. Variable dependiente

La variable dependiente puede medirse de diferentes formas, pero nosotros vamos a utilizar **la tasa general de fecundidad**, que llamaremos  $TGF^i$ , construida como el número de nacimientos de mujeres en el tramo de edad  $i$ , dividido por el número de mujeres en ese grupo de edad, ya que es una medida sensible a los cambios en la composición por edad y sexo de la población<sup>9</sup>, donde  $i = 15-24, 25-34, \text{ y } 35-44$  años.

Aunque en algunos casos los hijos nacidos, e incluidos en el numerador de la variable dependiente, son los segundos, terceros o posteriores en una familia, como en media la población española tiene un solo hijo, podemos considerar que dicha variable endógena es una buena *proxy* de la fecundidad de las mujeres que tienen su primer hijo, pero no la de las que tienen su segundo y menos su tercer hijo.

Una variable aun más refinada, y que utilizaremos como medida alternativa, es **la tasa total de fecundidad** ( $TTF^i$ ), definida como la suma de las tasas de fecundidad de diferentes edades dentro del tramo de edad  $i$ , siendo la tasa de fecundidad de una edad  $x$ , el número de nacimientos de mujeres de edad  $x$  dividido por el número de mujeres en ese grupo de edad. La tasa total de fecundidad para el tramo de edad  $i$  es entonces igual al número total de niños que una

---

<sup>9</sup> La tasa bruta de fecundidad (número de nacimientos en un año dado dividido por la población total de ese año) no presenta, en cambio, esa característica, por lo que no es considerada una variable dependiente adecuada, ya que una población envejecida presentaría una tasa bruta de fecundidad descendente, aunque las familias en sus años fértiles estuviesen teniendo el mismo número de niños. Algunos estudios, como el de Gregory, Campbell y Cheng (1972), intentan mitigar el problema que presenta esta medida incluyendo una variable independiente que recoja la edad y el sexo, pero esta variable independiente puede ser realmente una *proxy* inintencionada de otras variables económicas o demográficas, por lo que no se cree sea la solución adecuada.

mujer tendría si viviese entera la vida fértil de ese tramo de edad y experimentara las tasas de fecundidad de cada edad<sup>10</sup>.

### 3.2.2. Variables explicativas

La selección de variables explicativas a utilizar en nuestro modelo se ha hecho a partir del análisis teórico de la demanda de hijos que Becker (1960) planteó, y de las diversas aplicaciones empíricas que han explicado la fecundidad. En el cuadro 2 del anexo 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 dependiente, todo lo cual va a ser a continuación analizado en profundidad. Las fuentes que hemos utilizado para la elaboración de estas variables están recogidas en el cuadro 3 del anexo.

**BENEFICIOS FISCALES Y SOCIALES POR HIJO.** Tal como vimos en la sección segunda de este trabajo, cada uno de los años de nuestro período objeto de estudio coexisten diversos beneficios fiscales y sociales por descendientes, aunque como la pareja no siempre va a tener derecho a disfrutar de todos, ya que suelen estar condicionados al nivel de renta del beneficiario, para determinar a qué beneficios van a tener derecho los sujetos cada uno de los años analizados, vamos a trabajar con sujetos medios. Los beneficios son los siguientes:

**Beneficios fiscales.** Desde 1979, por el lado del ingreso, los padres han podido tener derecho en el IRPF a una deducción familiar por descendientes, y a una deducción por gastos de custodia de hijos menores de tres años<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup> Una cuestión importante es si las tasas de fecundidad utilizadas deben referirse al total de mujeres o sólo a las casadas. Ya hemos señalado en la sección introductoria que la fecundidad extramatrimonial, aunque creciente, aún es muy pequeña en España, de forma que aquellas variables que explican la fecundidad dentro del matrimonio puede decirse que están explicando en realidad toda la fecundidad, por lo que nosotros estimaremos para España las tasas de fecundidad de las mujeres independientemente de su estatus marital. En cualquier caso, la inclusión como explicativa de una variable que mida el porcentaje anual de mujeres casadas nos indicaría si el estatus marital es relevante a la hora de explicar la fecundidad.

Además, como señala Ariza (2001: 15), un problema de las medidas que estamos empleando para analizar la fecundidad es que son medidas de período, de forma que cuando vemos la evolución de las tasas específicas de fecundidad para un determinado grupo de edad a lo largo del tiempo estamos observando a las diferentes cohortes de mujeres que van pasando por esta edad, por lo que las tasas generales de fecundidad pueden ser una medida engañosa, puesto que no hay ningún grupo de mujeres que vaya a tener una paridad como indica la tasa general de fertilidad en un año. Además, la TGF está influida por cambios en la edad a la que las mujeres tienen sus hijos, de modo que puede ser interpretada erróneamente. Una alternativa sería estudiar la fecundidad por cohorte, es decir, seguir durante toda su vida fértil a las mujeres que han nacido un determinado año, ya que el número de hijos así obtenido será exactamente la paridad que ha tenido esa generación de mujeres, independientemente de que la haya alcanzado a una o a otra edad. El problema de esta medida es que sólo se consigue cuando las mujeres han acabado su vida fértil, por lo que no pueden emplearse los datos más recientes para las generaciones más jóvenes.

<sup>11</sup> En Zárte (1999 y 2000b) se analiza cómo si la pareja no estaba casada, hasta la última reforma del IRPF los hijos daban derecho no sólo a una deducción fiscal por descendientes (aparte de la de custodia de hijos menores, entre 1992 y 1998) sino que también permitían multiplicar las unidades familiares con todas las ventajas que ello conllevaba. Sin embargo, en este trabajo sólo vamos a tener en cuenta la deducción por descendientes, puesto que los otros beneficios

- ***Deducción familiar o ahorro fiscal por descendientes (AFi)***

Lo que queremos determinar es la deducción fiscal de la que disfrutarían los padres de cada tramo de edad si tuvieran un hijo cada uno de los años de nuestro período objeto de estudio. Para calcular este beneficio, hay que tener en cuenta que los padres sólo pueden disfrutar de la deducción fiscal por descendientes si presentan la declaración de la renta. Pero cada año ha habido un límite diferente de renta para quedar excluido de la obligación de presentar declaración, por lo que hemos de saber las rentas obtenidas por cada uno de los padres (sujetos medios) de edad  $i$  durante todo el período que estamos analizando 1979-00, para saber si se van a beneficiar el año del nacimiento de este ahorro fiscal por descendientes.

Para ello, primero hemos tomado como renta de la pareja de edad  $i$  para cada uno de los años analizados, siendo  $i = 15-24, 25-34, \text{ y } 35-44$  años, el doble de la media aritmética simple de la renta nacional *per capita* a precios de mercado para sujetos de edad  $i$ , que hemos calculado a partir de la función de la evolución de la renta con la edad de Navarro (1998) y de la renta nacional *per capita* a precios de mercado del período 1979-2000<sup>12</sup>.

En segundo lugar, como necesitamos saber la renta de cada sujeto, hemos repartido la renta de las parejas entre sus miembros, según las proporciones resultantes de multiplicar la ratio salarial (mujeres/hombres) media del período 1989-00 por las tasas de actividad relativas (mujeres/hombres) <sup>$i$</sup>  de cada año<sup>13</sup>. Si utilizásemos como ponderación únicamente la proporción marcada por el salario relativo, estaríamos repartiendo la renta entre la pareja según el salario relativo medio de las familias en las que la mujer trabaja, es decir, estaríamos representando sólo a las familias en las que la mujer trabaja, mientras que haciéndolo de esta manera estamos tomando una representación media de la proporción relativa media de los salarios en las tasas relativas de actividad por tramos de edades, representándose así también a las personas que pertenecen al mercado de trabajo, aunque no estén trabajando.

En tercer lugar, y en función de estas rentas asignadas a cada miembro de la pareja y de la legislación fiscal de cada año, vemos si los sujetos tienen obligación de declarar, y calculamos el impuesto que deberían pagar (para simplificar los cálculos de la cuota suponemos que las rentas

---

se obtenían indirectamente en casos puntuales (sólo si la pareja no estaba casada, que no es lo habitual en España) a causa de cómo estaba articulado el IRPF.

<sup>12</sup> Véase dicho cálculo en el anexo.

<sup>13</sup> Como la información salarial desagregada por sexos y, por lo tanto, la ratio salarial, sólo existe desde 1989, no hemos podido emplear la ratio salarial de cada año para calcular esa ponderación anual, por lo que hemos hecho una media aritmética simple de la ratio salarial de 1989 a 2000, y es esa media la que hemos empleado para dicha ponderación. Concretamente, utilizamos las ganancias medias/mes en jornada normal y extraordinaria, correspondientes a pagos ordinarios. La ratio salarial mujeres/hombres es la misma desagregada por edades que sin desagregar, por lo que da igual emplear una u otra, mientras que las tasas de actividad sí las desagregamos por edades.

son del trabajo personal), para ver si van a poder disfrutar de toda la deducción por descendientes a la que tienen derecho, o sólo a una parte de ella por no caberles más en la cuota. Para ello, hay que tener en cuenta la modalidad de declaración que tienen obligación de presentar o la que les resulta más favorable, en caso de tener opción.

De esta forma, nos encontramos con que hasta 1987 las unidades familiares tenían obligación de hacer la declaración conjunta, mientras que desde 1988, según el tramo de edad (15 a 24, 25 a 34 o 35 a 44) y, por lo tanto, el volumen de renta de las parejas medias consideradas y cómo se reparte ésta entre sus miembros, en unos casos resultaba mejor tributar conjuntamente y en otros individualmente, pudiendo beneficiarse cada año, según la edad, de distinta cuantía de la deducción por descendientes (puede verse en el cuadro 4 del anexo).

Tenemos, entonces, que los sujetos más jóvenes, es decir, los sujetos de entre 15 y 24 años, pocos años tienen derecho a la deducción íntegra por el primer descendiente, porque generalmente les corresponde la mitad de la deducción (por no tener la mujer que presentar declaración y perder, por lo tanto, derecho a la mitad de la misma), el importe de la cuota íntegra (por no ser ésta lo suficientemente grande como para que quepa toda la deducción), o no tienen derecho a deducción alguna (por ser nula la cuota). En cambio, los sujetos de edad media (24 a 35 años) y los mayores (35 a 44) van a disfrutar de la deducción íntegra por el primer descendiente todos los años de nuestro período objeto de estudio.

Además, hemos de tener en cuenta que hasta 1998, como la deducción por descendientes se practicaba en la cuota, el ahorro fiscal que generaba era equivalente a la cuantía misma de la deducción, mientras que desde 1999, como la deducción es en la base, el ahorro fiscal que genera depende del tipo marginal de gravamen del contribuyente, o más concretamente, del que corresponde a su renta o base imponible, después de haberla reducido con el mínimo personal de 550.000 ptas.

Es importante destacar que este ahorro fiscal por descendientes lo van a poder disfrutar los padres durante todos los años en los que el hijo es considerado como dependiente según la legislación fiscal (cuando cumpla una serie de requisitos, como tener menos de una determinada edad, no ganar más de una renta determinada, vivir con los padres, etc), por lo que, en realidad, la deducción por descendientes puede considerarse como un flujo de subvenciones fiscales al nacimiento y no un pago único. Por eso, nosotros vamos a considerar en nuestra estimación el valor presente, a una tasa de descuento determinada, de dicho flujo anual de subvenciones fiscales por hijo para las mujeres de cada tramo de edad.

Para el cálculo de dicho valor actualizado ( $AF_i$ ), hemos de tener en cuenta que los padres que tienen un hijo el año  $t$ , conocen la legislación fiscal vigente ese año (por la cual les

corresponde según sus rentas,  $af_i$  pesetas de ahorro/hijo, siendo, como hemos visto antes,  $af_i$  unos años la deducción íntegra, otros la mitad, otros una proporción de la misma, y otros nula), pero que no saben cómo va a evolucionar la deducción en el futuro. Por ello, vamos a suponer que los sujetos consideran que la legislación existente el año  $t$ , y por lo tanto la deducción de cuantía  $af_i$ , va a permanecer constante los años futuros, lo mismo que la renta media que les hemos asignado a los padres del tramo de rentas  $i$  el año del nacimiento (es decir, también vamos a suponer que es la misma durante todo el período de dependencia del hijo, para que así tengan derecho cada uno de esos años al mismo importe de deducción que el calculado para el año del parto)<sup>14</sup>.

Y si este flujo de ahorros fiscales en términos reales para el tramo de edad  $i$  (es decir, expresado en pesetas de cada uno de los años de dependencia del hijo, mediante el IPC del año del parto  $t$ <sup>15</sup>) lo actualizamos al año del parto, según una tasa de descuento determinada<sup>16</sup>, obtendremos el valor presente del flujo anual de subvenciones fiscales:

$$AF_i^t = af_i^t + af_i^t \frac{(1 + IPC^t)}{(1 + dto_r^t)} + af_i^t \frac{(1 + IPC^t)^2}{(1 + dto_r^t)^2} + \dots + af_i^t \frac{(1 + IPC^t)^{LD}}{(1 + dto_r^t)^{LD}} = \sum_{j=0}^{LD} af_i^t \frac{(1 + IPC^t)^j}{(1 + dto_r^t)^j}$$

siendo  $t$ , el año considerado y el año a su vez del nacimiento, con  $t = 1979, \dots, 1999$ ;  $j$ , la edad del hijo, con  $j = 0, 1, \dots, LD$ ;  $LD$ , la edad límite para la deducción, con  $LD = 24$  para  $t \leq 1989$  y  $1999$  y  $LD = 29$  para  $1990 \leq t \leq 1998$ , e  $i$  el tramo de edad considerado, con  $i = 15-24, 25-34$  y  $35-44$ <sup>17</sup>.

- **Deducción por custodia de hijos.**

Entre 1992 y 1998 se pudo disfrutar de una deducción fiscal por la custodia de los hijos menores de tres años. Sin embargo, los requisitos que se exigían para poder practicar dicha deducción eran tan restrictivos (pueden verse en el cuadro 1) que realmente en muy pocas

<sup>14</sup> Hasta 1998 la cuantía de la deducción por descendientes era independiente de su edad, siendo únicamente relevante, algunos años, el puesto que ocupaba el descendiente, es decir, si era el primer, segundo hijo, etc., (nosotros vamos a trabajar con los beneficios que se conceden por el primer hijo, dado que ya hemos explicado que la variable dependiente es una buena *proxy* de la fecundidad de las mujeres que tienen su primer hijo), por lo que el importe de la deducción que nosotros consideramos será constante durante todo el período de dependencia. Sin embargo, desde 1999, la cuantía de la deducción y, por lo tanto, el ahorro fiscal que genera el hijo es distinto según su edad, puesto que además del mínimo familiar por descendientes de 200.000 ptas. al que da derecho hasta que cumpla 25 años, genera también el derecho a un complemento de 50.000 ptas. hasta que cumpla 3 años, y a otro de 25.000 ptas. cuando tenga entre 3 y 15 años (ambas edades inclusive), en concepto de material escolar.

<sup>15</sup> Esto es, que el IPC también lo suponemos constante durante todo el período de dependencia del descendiente.

<sup>16</sup> La tasa de descuento real que aplicamos, y que ya utilizamos en López Laborda y Zárate (1999), es la rentabilidad de las obligaciones eléctricas. Esta tasa de descuento la mantenemos constante durante todo período de dependencia del hijo, es decir, que para obtener el valor actualizado a 1979 del flujo de deducciones por descendientes hemos utilizado la rentabilidad de las obligaciones eléctricas en 1979.

<sup>17</sup> Deflactaremos esta serie, así como el resto de las que vengan medidas en unidades monetarias, con el IPC en base 92, para expresarla en pesetas constantes del año 1992.

ocasiones se tenía derecho a ella<sup>18</sup>, por lo que nosotros no la vamos a considerar en nuestro análisis.

**Beneficios sociales.** Por el lado del gasto, los padres se han podido beneficiar desde 1979 de una prestación social por hijo a cargo, un complemento a ésta por menores ingresos del beneficiario, un pago único por nacimiento, y la baja remunerada por maternidad.

- **Prestación social por hijo a cargo ( $PS_i$ )**

Hasta 1990 esta prestación social por hijo a cargo se concedía a quienes estaban afiliados a la Seguridad Social, mientras que desde 1991 tiene carácter universalista, si bien, como ya comentamos anteriormente, sólo se concede a las familias con rentas inferiores a una determinada cuantía. De esta forma, nos encontramos con que hasta 1990 todas las parejas de nuestro análisis, independientemente del tramo de edad considerado, tienen derecho a dicha prestación social por hijo a cargo, por no depender ésta de su nivel de renta; mientras que, a partir de 1991 no se beneficiarán de la misma, por exceder su renta media, según los cálculos explicados antes, del límite máximo permitido para tener derecho a ella. La cuantía de la prestación es, entonces, la misma para los tres tramos de edad (puede verse en el cuadro 4).

La prestación social por hijo a cargo  $ps_i$ , se concede, al igual que la deducción fiscal por descendientes, durante el tiempo en que el hijo sea considerado como dependiente, en este caso según la legislación de la Seguridad Social, por lo que puede considerarse también, suponiendo constante la renta media de las parejas y la cuantía de la prestación, como un flujo anual de subvenciones sociales de cuantía  $ps_i$  y no un pago único. Por ello, nosotros vamos a incluir en nuestra estimación, el valor presente, a la misma tasa de descuento que antes, de dicho flujo anual de subvenciones sociales por hijo.

$$PS_t = PS_t^i = ps^i + ps^i \frac{(1+IPC^t)}{(1+dto_r^t)} + ps^i \frac{(1+IPC^t)^2}{(1+dto_r^t)^2} + \dots + ps^i \frac{(1+IPC^t)^{LP}}{(1+dto_r^t)^{LP}} = \sum_{j=0}^{LP} ps^i \frac{(1+IPC^t)^j}{(1+dto_r^t)^j}$$

siendo  $LP$  la edad límite para tener derecho a la prestación, con  $LP = 18$  años para todo  $t$ , e  $i$  el tramo de edad considerado.

- **Complemento por menores ingresos**

Entre 1985 y 1990 se podía obtener un complemento por hijo a cargo, aunque sólo cuando las rentas de los padres eran muy pequeñas. Concretamente se establecían como beneficiarios de dicho complemento a los pensionistas perceptores de pensiones mínimas, a los beneficiarios del

---

<sup>18</sup> Carpio *et al* (1999: 63) señalan que, en 1996 esta deducción sólo afectó al 0,79% de los contribuyentes, y que su cuantía media era la más baja de todas las deducciones de la cuota, 12.071 ptas.

subsidio por desempleo, y a los desempleados con derecho a prestación de asistencia sanitaria (todos con cargas familiares), por lo que nosotros no vamos a tener en cuenta dicho complemento en nuestra estimación, por entender que el perfil de los sujetos medios de nuestro análisis no se corresponde con el de los beneficiarios de dicho complemento.

- ***Pago único por nacimiento (PN)***

Hasta 1985 incluido se concedió, independientemente de la renta ganada por los padres, un pago único de 3.000 ptas. por el nacimiento de cada hijo, que nosotros vamos a considerar en nuestra estimación.

- ***Baja remunerada por maternidad (BMT)***

Hasta 1980 se concedía a la madre una baja remunerada por maternidad de 12 semanas, si bien, desde 1981 tiene una duración de 14 semanas, y a partir de 1990 es de 16 semanas. Hasta 1994 esa remuneración fue del 75% de la base reguladora, pero desde 1995 es ya del 100% de dicha base.

Esta baja remunerada por maternidad (***BMT***) la hemos incluido en la estimación mediante una variable cualitativa que recoge los meses de remuneración completa, es decir, que toma el valor resultante de multiplicar el porcentaje de remuneración por las semanas de permiso divididas entre 4.

Dada la distinta naturaleza de los beneficios que hemos venido exponiendo, vamos a dividirlos en dos grupos, y a tener en cuenta, por una parte, el efecto que tiene sobre la fecundidad la baja remunerada por maternidad, que puede considerarse como un beneficio que reduce el coste de oportunidad de tener hijos; y, por otra parte, el resto de los beneficios sociales y fiscales, a los que denominaremos en adelante, de forma genérica, beneficios que reducen el coste directo de los hijos.

A su vez, consideraremos cada uno de estos dos grupos de beneficios tanto de forma agregada, como aislando cada uno de sus componentes. Es decir, que analizaremos el efecto que tienen sobre la fecundidad, tanto los meses de baja con remuneración completa (***BMT***), como la duración de la baja por una parte (***SBM***) y la remuneración obtenida durante ese período - expresado como un porcentaje del sueldo que se paga estando de baja- por otra (***RBM***); y, de la misma forma, estudiaremos el impacto que tiene sobre la endógena la totalidad de los beneficios que reducen el coste directo de los hijos (***BT***), el ahorro fiscal (***AF***), y los beneficios sociales (***BS***)<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> Como puede verse en el cuadro 2 del anexo, hemos denominado *AF* al ahorro fiscal que obtiene el contribuyente con la deducción por descendientes, *PS* a la prestación social por hijo a cargo, *PN* al pago único por nacimiento, *BS* a

Una mayor remuneración durante la baja (**RBM**) reduce el coste de oportunidad de la crianza de los hijos y, por lo tanto, es probable que tenga un efecto positivo sobre la fecundidad. En cambio, el efecto esperado de la duración de la baja (**SBM**) puede estar menos claro, ya que, cuanto mayor sea la baja más tiempo tendrá la mujer para recuperarse del parto, manteniendo su puesto de trabajo; mientras que, por otra parte, cuanto más tiempo esté la mujer alejada del mercado de trabajo, mayores serán sus pérdidas en términos de depreciación de sus habilidades y de pérdida de oportunidades de promoción y formación (aparte de la posible pérdida de sueldo), lo cual influirá negativamente en la fecundidad. El efecto conjunto de ambos componentes (**BMT**) será también entonces *a priori* indeterminado, aunque es de esperar que acabe siendo positivo.

El efecto de los beneficios que reducen el coste directo de los hijos sobre la fecundidad es de esperar que sea positivo (independientemente de si se considera el efecto aislado de cada uno de ellos, o de todos ellos en conjunto), ya que lo que cada uno de estos beneficios públicos hace es aumentar la renta de la pareja y, por lo tanto, deberían elevar el tamaño familiar. Barmby y Cigno (1990) explican que, como al aumentar el beneficio por un primer 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 hijo<sup>20</sup>.

**EL IMPUESTO SOBRE LA RENTA (IR<sub>t</sub>)** es una variable que creemos puede influir en la fertilidad, al medir el cambio que tiene lugar de un año a otro en la renta neta de la pareja debido a modificaciones en la normativa del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. Esta variable la aproximamos mediante una *dummy* que toma valor 1 cuando la pareja paga, para una misma renta, menos impuesto este año que el año anterior, es decir, cuando aumenta su renta neta gracias al cambio en el IRPF; y que toma valor 0 cuando no es así. El efecto esperado de esta variable será entonces positivo, ya que cuanto más favorablemente trate el IRPF a la pareja más renta tendrá y,

---

la suma de la prestación social por descendientes y el pago único por nacimiento, y *BT* a la suma del ahorro fiscal, la prestación social por descendientes y el pago único por nacimiento.

<sup>20</sup> Véase Whittington (1992) y Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994: 186).

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 de 1996. Según esta encuesta el coste de un primer hijo se situaría en 596.160 ptas./año, por lo que podemos decir que los beneficios fiscales y sociales por descendientes apenas suponen un alivio en la economía doméstica.

por lo tanto, podrá tener más descendientes, aunque como veremos más adelante, esa mayor renta puede destinarse en realidad a elevar tanto la cantidad como la calidad de los hijos<sup>21</sup>.

Para dar valores a la *dummy* hemos de calcular los impuestos que paga la pareja, y para ello hemos tomado como renta de la pareja de edad  $i$ , para cada uno de los años analizados, el doble de la media aritmética simple de la renta nacional *per capita* a precios de mercado para sujetos de ese tramo de edad, que hemos repartido entre sus miembros como explicamos al exponer la construcción de la variable anterior. Y con esa renta hemos calculado, en primer lugar, para cada año de nuestro período objeto de estudio, el impuesto óptimo que pagaría la pareja con la legislación vigente cada uno de esos años y, en segundo lugar, el impuesto que hubiera pagado la pareja cada uno de los años anteriores si hubiera obtenido la misma renta (para ello hemos llevado la renta de cada año  $t$  al año anterior  $t-1$  utilizando el IPC del año  $t$ ). Haciendo la diferencia entre esos impuestos obtenemos si, para una misma renta, la pareja pagará más o menos impuesto este año que el año anterior, es decir, si la *dummy* toma valor 0 o 1.

**EL VALOR DEL TIEMPO DE LA MUJER O SU OPORTUNIDAD DE GANAR RENTA** puede tener *a priori* un efecto ambiguo sobre la fecundidad, ya que, por una parte, cuanto más renta gane la mujer más hijos podrá tener, vía 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 unos bienes intensivos en tiempo de la madre -véase Garrido (1993)-, y al tener un hijo la madre pierde la oportunidad de ganar renta adicional o de emprender otras actividades (y esa oportunidad, como ya vimos, es un componente muy importante del coste de criar a los hijos), se produce también un efecto sustitución negativo sobre la fecundidad, que es de esperar que pese más que el positivo, vía renta.

En la práctica es difícil medir el valor del tiempo de la mujer o las oportunidades que la mujer tiene de ganar renta, ya que, como explica Schultz (1969), la tasa salarial hace referencia sólo a las que trabajan en el mercado, lo cual no es representativo de toda la población y, en consecuencia, puede no ser representativo del coste de oportunidad del tiempo de la mujer<sup>22</sup>; y las ganancias anuales tampoco es una buena medida de dicha oportunidad, desde el momento en que

---

<sup>21</sup> Aunque este trabajo no analiza, como tampoco lo hacen el resto de trabajos empíricos, el efecto de determinadas variables sobre la calidad de los hijos, sino sobre la cantidad, resulta necesario hacer constantes referencias al efecto de las distintas variables sobre la calidad de los hijos, dada la estrecha conexión que existe entre cantidad y calidad. De esta forma, cuanto más renta gane la pareja más puede gastar en cada hijo (puede tener hijos de más calidad), lo cual significa que un hijo adicional cuesta más, y ello puede frenar la demanda de hijos, sin ello significar, como veremos más adelante, que los hijos sean bienes inferiores.

<sup>22</sup> Aunque como Cain y Dooley (1976. s181-s184) indican y Cigno y Ermisch (1989) sugieren, una de las ventajas de utilizar datos agregados es que la oferta laboral media de las mujeres puede relacionarse con un salario medio observado, cosa que no puede hacerse con datos individuales al ser la tasa salarial sólo observable para las mujeres que trabajan.

muchas mujeres trabajan a tiempo parcial o sólo parte del año. Por ello, quizás lo mejor sea utilizar como *proxy* de esta medida la tasa femenina de participación en el mercado de trabajo, o incluso como hace Handa (2000) la educación. Si bien, teniendo en cuenta que, como veremos más adelante, la educación puede captar otros efectos aparte de los que pueda tener a través de la renta; y que, debido a la alta tasa de paro femenino en España, la educación puede no ser una buena *proxy* de la oportunidad de la mujer de ganar renta, nosotros vamos a recoger el efecto del valor del tiempo de la mujer de edad  $i$  a través de la **tasa de actividad de las mujeres del tramo de edad  $i$  ( $TACF_i$ )**.

También utilizaremos como *proxy* del valor del tiempo de la mujer perteneciente al tramo de edad  $i$  el resultado de multiplicar el salario real medio de los sujetos de edad  $i$  ( $SAL_i$ )<sup>23</sup> por la tasa de ocupación femenina de esta misma edad, igual que hace Wachter (1975: 613), como una forma de medir el salario real multiplicado por la probabilidad de tener un trabajo, dado que perteneces al mercado de trabajo, a lo que llamaremos **salario esperado femenino ( $SEF_i$ )**.

**LA RENTA DEL HOMBRE.** 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 del marido, 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 del padre eleve la cantidad gastada en los hijos, si bien, ese mayor gasto puede concentrarse en elevar tanto 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), Ermisch (1980), y Okun<sup>24</sup> consideran que la elasticidad renta respecto a la calidad de los hijos puede ser tan alta que contribuya a una negativa elasticidad renta 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<sup>25</sup>.

La renta del hombre es también difícil de medir en la realidad, por lo que hemos de utilizar nuevamente *proxies* de la misma. Una buena aproximación sería la **renta media de los sujetos del tramo de edad  $i$  ( $RN_i$ )**.

---

<sup>23</sup> Hemos calculado  $SAL$  igual que la media aritmética simple de la  $RN_{pc}$  para sujetos entre 15 y 44 años, que describimos en el anexo, pero utilizando, en vez de la  $RN_{pc}$  a precios de mercado, el salario medio/mes en jornada normal y extraordinaria, correspondiente a pagos ordinarios.

<sup>24</sup> Véase en Becker (1960).

<sup>25</sup> En esta misma línea de argumentación, Cigno y Ermisch (1989) consideran que las mujeres que están casadas con hombres de mucha renta, es de esperar que tengan a sus hijos pronto, aunque no necesariamente que tengan más hijos, porque gastarán más en cada hijo.

**EDUCACION DE LOS PADRES.** La educación de los padres está íntimamente relacionada con su oportunidad de obtener renta (puesto que eleva su capital humano) y, por lo tanto, también con el coste de oportunidad que supone para los padres el tiempo dedicado a la crianza de los hijos. Es decir, que la educación de los padres generaría, por una parte, efectos renta positivos o negativos (dependiendo de su efecto sobre la cantidad y sobre la calidad de los hijos) pero, por otra, efectos sustitución negativos sobre la demanda de cantidad y calidad de niños.

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: 156) 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. La educación, de hecho, ayuda a ser receptivo a nuevas ideas, y como el control de la fecundidad comprende un amplio grupo de técnicas de producción que requiere diversos grados de precisión en su uso, se convierte en una actividad productiva en la que la educación puede tener mucho que ver. De esta forma, la educación puede reducir el coste relativo del control de la fecundidad, al reducir además el coste de información. Además, la educación, como explican Michael (1973) y Handa (2000) puede influir perfectamente en la fecundidad alterando las preferencias de los sujetos, esto es, a través de la función de utilidad 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 de los padres sobre la fecundidad, aunque indeterminado, es muy probable que sea negativo. Sin embargo, hay que tener siempre presente que esta variable, que nosotros aproximamos a través de la **tasa de población perteneciente al tramo de edad  $i$  con educación superior ( $TPES_i$ )**, influye también en la fecundidad de forma indirecta, a través de la renta de la mujer y del hombre, cuando nosotros ya estamos midiendo los efectos de las rentas por sexos con las variables anteriores.

**EL COSTE DE LA VIVIENDA O LA DISPONIBILIDAD DE UNA VIVIENDA ( $V$ )** es una variable que también puede influir en la decisión de tener hijos, ya que, como indica Garrido (1993: 166, 172), para vivir como una familia independiente y tener hijos, es casi una condición acceder a una vivienda que pueda ser utilizada como domicilio autóctono. Cuanto mayor sea, entonces, el coste de una vivienda, más dificultades económicas o menos holgura económica tendrá la pareja para hacer frente a los gastos que un hijo ocasiona. Sin embargo, este *trade-off* entre vivienda e hijos será más importante, como apunta Ermisch (1987), para los recién llegados al mercado de la vivienda, que justamente son los que se plantean formar una familia; y, más que reducir el número

de hijos, lo que probablemente haga esta variable sea retrasar la decisión de comenzar a tener descendencia.

No obstante, como si se dispone de renta el alto “precio de una vivienda” nunca será un impedimento para la procreación, y como para los que ya son propietarios de una vivienda el alto precio de las mismas no hace más que reforzar su riqueza (de hecho, De Tray (1973) utiliza el precio medio de la vivienda como proxy de la renta), el efecto esperado de esta variable, en realidad, es ambiguo *a priori*.

Como en España la población tiende a adquirir la vivienda más que a vivir de alquiler<sup>26</sup>, la medida relevante para nosotros será el precio de la vivienda y no el precio de los alquileres, aunque, en cualquier caso, serán variables que evolucionarán más o menos a la par. Y como, por cuestiones económicas, resulta prácticamente imposible adquirir una vivienda sin ayuda de financiación, la casi totalidad de los individuos adquiere su vivienda a través de préstamos hipotecarios<sup>27</sup>. Por ello, entendemos que será mejor utilizar como medida de la accesibilidad a la vivienda los tipos de interés del mercado hipotecario, en vez del precio medio de la vivienda (que además no existe para todo el período que estudiamos).

No obstante, tampoco resulta sencillo disponer de una serie completa de tipos de interés que reflejen adecuadamente la evolución de los precios de los préstamos hipotecarios a los que se ha tenido que enfrentar el individuo desde 1979, ya que las series más interesantes y adecuadas para nuestro propósito, como el MIBOR a 1 año, o el Índice de la Asociación Hipotecaria, o cualquier tipo de referencia del mercado hipotecario, no existen hasta bien entrados los años 80. Por este motivo, hemos tenido que recurrir al tipo real de interés del mercado interbancario a tres meses, por considerarla la serie completa más similar a las ideales comentadas.

**LA TASA DE PARO ( $TP_i$ )**, puede considerarse como un indicador del grado de incertidumbre en la economía y tener un efecto ambiguo sobre la tasa de fecundidad, ya que, por una parte, como el desempleo reduce el coste de oportunidad del tiempo gastado en los hijos, influye positivamente en la probabilidad de tener hijos; pero, como por otra parte, el desempleo genera transitoriamente una menor renta, si los hijos son un bien normal las altas tasas de desempleo reducirán la natalidad, o por lo menos la retrasarán, siendo probablemente este efecto renta el que pese más, puesto que, en realidad, desde un punto de vista económico, la tasa de paro puede considerarse como la inversa de la renta. Además, la dificultad y la incertidumbre en el empleo disminuirá los

---

<sup>26</sup> Según el INE, a principios de la década de los noventa el 77,52% de las viviendas se tenían en régimen de propiedad, mientras que sólo el 14,86% eran arrendadas.

<sup>27</sup> Alberdi (1990, p. 67) afirma que más del 90% de los compradores de una vivienda lo hacen a través de un crédito hipotecario, aun cuando cuenten con el importe procedente de la venta de otra vivienda.

costes de oportunidad de la prolongación de los estudios, por lo que la probable mayor dedicación al estudio disminuirá la probabilidad media de que las diversas cohortes tengan hijos.

Asimismo, las esposas pueden trabajar más en el mercado como una estrategia aseguradora frente a los shocks negativos sobre los salarios y empleos de los esposos, lo cual probablemente lleve a una menor fecundidad; y pocas esposas empleadas abandonarán el trabajo para tener hijos, en la medida en que un abandono del mercado laboral dañaría seriamente sus perspectivas laborales futuras, siendo este efecto más importante cuanto más incertidumbre haya en el mercado de trabajo o mayor sea la tasa de desempleo.

Vamos a medir esta variable con la **tasa de paro de la población de edad  $i$  ( $TP_i$ )**, siendo el efecto esperado de esta variable indeterminado, aunque probablemente tenga una mayor influencia sobre la fecundidad el efecto renta que indica que a mayor paro hay menos hijos.

**LA TASA DE MUJERES CASADAS ( $TMC_i$ )**, que medimos como el porcentaje de mujeres casadas del tramo de edad  $i$  sobre el total de mujeres de esa misma edad<sup>28</sup>, puede ser en España, como indica Delgado (2000: 23), un factor de capital importancia a la hora de explicar la evolución de las tasas de fecundidad, ya que el proceso de formación de la familia tiene el matrimonio como vía claramente preferente. Sin embargo, como hoy en día el matrimonio ya no es realmente un instrumento para controlar la natalidad, dado que para ello se dispone de otros métodos altamente eficaces y accesibles, los determinantes del matrimonio y de la fecundidad hay que buscarlos ahora en la realidad económica y social que nos rodea, y que ya hemos recogido con las variables anteriores, es decir, el paro y la inestabilidad laboral a la que se enfrentan los sujetos, la dificultad para acceder a una vivienda, los cambios que se han producido en el papel de la mujer, que cada vez trabaja más en el mercado extradoméstico, etc. Es por ello, que quizás el stock de mujeres casadas no sea relevante en el modelo, aunque de no ser así, su efecto esperado sobre la endógena sería, en cualquier caso, positivo.

Gran parte de los estudios empíricos sobre fecundidad incluyen en sus modelos la tasa de mortalidad infantil<sup>29</sup>, con la que se pretende captar dos ideas. Por una parte, que si las familias se preocupan de completar un tamaño familiar, la muerte de un niño puede aumentar la natalidad, (efecto de reemplazo); aunque por otra parte, la mortalidad infantil incrementa el coste de producir un hijo superviviente y, por lo tanto, influye negativamente en la natalidad. No obstante, nosotros

---

<sup>28</sup> Véase el anexo.

<sup>29</sup> Véase Weintraub (1962), Phillips, Votey y Maxwell (1969), Simon (1969), Schultz (1969), Gregory, Campbell y Cheng (1972), De Tray (1973), Ben-Porath (1976), Haines (1977), Hazledine y Moreland (1977), Schultz (1978), Olsen (1980, 1983), Lee y Schultz (1982), Rosenzweig y Schultz (1983), Newman y McCulloch (1984), Shields y Tracy (1986), Chen, Bendaraf, Hicks y Johnson (1987) Whittington, Alm y Peters (1990), Eldin (1994), Gohmann y Ohsfeldt (1994), Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994), Handa (2000).

no creemos que la mortalidad infantil sea relevante para explicar la fecundidad en España, dada la poca importancia que tiene<sup>30</sup>, por lo que no la hemos incluido en nuestro análisis.

## 4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

### 4.1. MÉTODO DE ESTIMACIÓN.

Los escasos datos de series temporales con los que contamos para nuestro análisis hacen que los resultados de nuestra estimación deban ser tomados con ciertas cautelas, dado que los estadísticos y contrastes existentes son eficientes en un marco asintótico, y nuestra muestra se compone sólo de 22 observaciones, siendo imposible ampliarla, justamente por la naturaleza de la materia que estamos analizando: si influyen los ahorros fiscales en el IRPF y las prestaciones sociales por hijos en la fecundidad. El IRPF se introduce en nuestra legislación en 1979, por lo que no podemos retroceder más allá de esta fecha. Esta limitación debemos tenerla presente al interpretar cualquier resultado que obtengamos.

Vamos además a tener en cuenta el proceso de reproducción humana, y a estimar la ecuación de fecundidad con un retardo en las variables explicativas<sup>31</sup>. Y aunque somos conscientes de que a los nueve meses del embarazo habría que añadirle, en realidad, el tiempo requerido para la concepción, que, como apunta Michael (1973), depende de variables como la edad, la frecuencia del coito, etc., y que hacen que quizás lo más adecuado sea considerar más retardos, para no perder más grados de libertad trabajaremos sólo con uno. En consecuencia, el objetivo de nuestra estimación va a ser la ecuación 3:

$$\text{Fecundidad}_i^t = f(\text{beneficios fiscales y sociales por hijo}_{t-1}^i, \text{impuesto sobre la renta}_{t-1}^i, \text{valor tiempo mujer}_{t-1}^i, \text{renta hombre}_{t-1}^i, \text{educación de los padres}_{t-1}^i, \text{coste vivienda}_{t-1}^i, \text{paro}_{t-1}^i, \text{tasa de mujeres casadas}_{t-1}^i) \quad (3)$$

Como casi todas nuestras variables son integradas<sup>32</sup>, para la estimación de nuestro modelo debemos emplear la técnica de cointegración. La evidencia de cointegración entre las variables elimina la correlación espuria e implica que hay al menos causalidad de Granger en una dirección, aunque no detecta la dirección de la causalidad de Granger, lo cual ha de determinarse a través del

---

<sup>30</sup> En 1979 era del 14,27% y en 1998 del 4,37%.

<sup>31</sup> Aunque, como explica Ermisch (1987), los retardos pueden relacionarse tanto con motivos biológicos, como con la formación de expectativas sobre las variables económicas en una realidad económica con incertidumbre, o con la inercia del comportamiento.

<sup>32</sup> Los estadísticos de los contrastes están a disposición del lector.

Mecanismo de Corrección de Error (MCE)<sup>33</sup>. Se trata, por tanto, de determinar el modelo siguiente:

$$\Delta y_t = \lambda(y_{t-1} - \beta x_{t-2}) + \alpha \Delta x_t + v_t \quad (4)$$

Y para ello, vamos a seguir a Bewley (1979), Banerjee *et al* (1986), y Wickens y Breusch (1988), quienes explican que es innecesario estimar primero el parámetro a largo plazo  $\beta$  y después los parámetros  $\alpha$  y  $\lambda$  a corto plazo –como sugieren Engle y Granger (1987)- y que es más eficiente estimar todos los parámetros de forma simultánea para obtener estimadores más eficientes del parámetro  $\beta$ . Por tanto, vamos a estimar simultáneamente la dinámica a corto y a largo plazo recogida en la ecuación (4) o MCE, mediante mínimos cuadrados no lineales<sup>34</sup>.

Lo relevante del modelo es la relación a largo plazo entre la endógena y las variables explicativas, es decir, la relación de cointegración (los parámetros  $\beta$  que acompañan a las variables a largo plazo); y de la dinámica a corto plazo es fundamental el coeficiente  $\lambda$ , que, como indica Enders (1995: 366-371), representa la velocidad de ajuste al equilibrio, de forma que, cuanto mayor sea ese parámetro  $\lambda$ , más reaccionará la variable dependiente ante las desviaciones del equilibrio a largo plazo del período anterior. Concretamente, si la desviación es positiva ( $y_{t-1} - \beta x_{t-2} > 0$ ), la endógena debería disminuir, es decir,  $\lambda$  debería ser negativo. El parámetro  $\alpha$ , por su parte, muestra cómo varía la dependiente ante desviaciones de las exógenas respecto de su tendencia a largo plazo.

## 4.2. RESULTADOS

Para la determinación del modelo óptimo, hemos procedido a estimar primero un modelo de corrección de error que incluya una relación de equilibrio a largo plazo entre variables del mismo orden de integración, porque el método de estimación por mínimos cuadrados no lineales utiliza un procedimiento iterativo que difícilmente lograría la convergencia si se introdujeran muchas explicativas de una sola vez. Una vez obtenida esa estimación inicial, hemos incluido más variables explicativas en la dinámica a largo<sup>35</sup> (como la variable cualitativa, *BMT*), y hemos

---

<sup>33</sup> El MCE, explica Greene (1998: 735) describe la variación de la dependiente alrededor de su tendencia a largo plazo,  $\Delta y_t$ , en términos de la corrección del error, que es el error de equilibrio en el modelo de cointegración, es decir,  $y_{t-1} - \beta x_{t-2}$ ; y de las variaciones de las independientes respecto de su tendencia a largo plazo,  $\Delta x_t$ . Es decir, que en realidad en un MCE hay dos partes bien diferenciadas. La primera es la relación a largo plazo o relación de cointegración (representada por  $\beta$ ), y la segunda es la dinámica a corto (representada por  $\lambda$  y  $\alpha$ ), que está influenciada por la desviación del equilibrio. El MCE permite entonces detectar no solo la dirección de causalidad, sino también distinguir entre la causalidad de Granger a corto y a largo plazo.

<sup>34</sup> Este mismo procedimiento es el que siguen Montañes y Sanso (2000) en su estudio del comercio exterior español y el que utilizamos en Zárate (2001a) para estimar los determinantes en España de la tasa general de fecundidad de las mujeres en edad fértil (15 a 44 años).

<sup>35</sup> Véase Pagan y Wickens (1989).

incorporado otras variables en la dinámica a corto<sup>36</sup>. También hemos cuidado de que las variables que conforman la dinámica a largo plazo no presenten una alta correlación entre ellas, para que el modelo recoja adecuadamente los efectos que tiene cada variable explicativa sobre la fecundidad.

El programa informático utilizado ha sido el TSP 4.4, y la especificación que mejor resultados econométricos arroja, recogida en los modelos del cuadro 4 del anexo, resulta prácticamente en todos los casos la siguiente:

$$\Delta TGF_t = cte + \lambda [TGF_{t-1} - (a.BT_{t-2} + b.BMT_{t-2} + c.TACF_{t-2} + d.TP_{t-2})] + f.\Delta TP_{t-1} + g.IR_{t-1}$$

Si bien, en algunos casos resulta relevante en el modelo alguna variable adicional. Además, como veremos a continuación, según los tramos de edad los signos de una misma variable son en ocasiones diferentes. En consecuencia, es en general más difícil extraer conclusiones que en un análisis agregado como el de Zárate (2001a).

Salvo contadas excepciones, las variables muestran el signo esperado desde un punto de vista teórico (si bien, es cierto que en muchos casos dicho efecto era ambiguo), y todos los modelos presentan un  $R^2$  elevado y no muestran problemas graves de autocorrelación (estadístico de Ljung-Box).

Si nos centramos primero en la relación a largo plazo podemos ver que los principales determinantes de la tasa general de fecundidad son, igual que en el análisis agregado de Zárate (2001a), los beneficios que reducen el coste directo de los hijos, los que reducen el coste de oportunidad de tener hijos, el valor del tiempo de la mujer, y la tasa de paro.

La mayor renta asociada a los beneficios que reducen el coste directo de los hijos incentiva claramente su demanda, tanto si se incluyen de forma conjunta (**BT**), como desagregada (**AF** y **BS**)<sup>37</sup>, si bien, para el primer tramo de edad, los beneficios sociales por descendientes, **BS**, muestran el resultado contrario al esperado desde un punto de vista teórico (aunque también es cierto que su significatividad es moderada)<sup>38</sup>.

Para entender este contradictorio resultado nos hemos planteado la posibilidad de que el signo negativo de dicha variable, **BS** (que es la suma de la prestación social por hijo a cargo, **PS**, y del pago por nacimiento, **PN**), se deba a cómo está construida **PS**, su componente fundamental, es

<sup>36</sup> En la dinámica a corto sólo hemos considerado un retardo, para no perder más grados de libertad.

<sup>37</sup> Aunque los coeficientes estimados de los beneficios que reducen el coste directo de los hijos son muy pequeños, hay que tener en cuenta que las medias de estas variables son enormes (están disponibles a petición del lector).

<sup>38</sup> Para el primer tramo de edad **AF** y **BS** no están correlacionadas, por lo que pueden incluirse en el modelo simultáneamente (aunque si las metemos por separado **BS** no resulta significativa). En cambio, para los otros dos tramos de edad sí están altamente correlacionadas, por lo que hemos de incluirlas por separado.

decir, al hecho de que desde 1991 nuestras parejas no obtengan la prestación social por hijo a cargo puesto que desde ese año esta ayuda se recibe sólo cuando la renta de los beneficiarios no supera un determinado umbral, requisito que no cumplen nuestras parejas medias. Para comprobarlo, hemos desglosado la variable **PS** en dos componentes. Por una parte, hemos analizado el efecto de una variable que mide la cuantía de prestación por hijo que se recibiría si se concediese la ayuda al margen la renta. Y por otra, hemos analizado el efecto de una *dummy* que toma valor 1 hasta 1990, es decir, mientras la prestación se recibe independientemente de la renta obtenida, y valor 0 desde 1991, esto es, cuando la prestación depende de la renta y nuestras parejas, por lo tanto, no tienen derecho a la misma. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que ninguno de estos dos componentes influye de forma significativa en la endógena, de todo lo cual cabe deducir que, sencillamente, esta variable **BS**, para este tramo de edad, no muestra el resultado esperado, es decir, que para los más jóvenes las ayudas sociales como las concedidas, en función de la renta, desincentivan la demanda de hijos.

Los beneficios que reducen el coste de oportunidad de tener hijos, **BMT**, también afectan a la tasa de natalidad, y generalmente de forma positiva, siendo la remuneración de la baja, **RBM**, la que genera dicho efecto positivo. Únicamente en el tramo medio de edad la **BMT** influye negativamente en la demanda de hijos, siendo justamente la remuneración, **RBM**, la que ocasiona dicho efecto contrario al esperado. A nuestro juicio, esto puede deberse a que justo es en este tramo medio de edad en el que la tasa de actividad y la educación femenina son mayores y, por lo tanto, en el que el coste de oportunidad de tener hijos es mayor<sup>39</sup>.

La duración de la baja, **SBM**, por el contrario, no suele resultar significativa. Sólo tiene presencia en el modelo que explica la fecundidad de las más jóvenes, y su influencia es negativa, lo cual quiere decir que para este tramo de edades las pérdidas para la mujer en términos de depreciación de sus habilidades y de pérdida de oportunidades de formación y consolidación, pesan más que las ventajas que una baja más larga le ofrece para recuperarse del parto y cuidar del hijo recién nacido, lo cual es especialmente razonable cuando la mujer es muy joven, ya que acaba de incorporarse al mercado de trabajo y debe demostrar su valía como profesional, así como aprovechar todas las oportunidades de consolidación que tenga a su alcance.

En definitiva, la duración del permiso no suele influir en la demanda de hijos (excepto para las mujeres más jóvenes, para las que constituye un desincentivo a la natalidad), si bien, la remuneración que se concede durante el permiso suele constituir un estímulo tan elevado que

---

<sup>39</sup> Ello explicaría que para una mujer que está deseando trabajar y que se ha preparado para ello (la del tramo medio de edad), la remuneración durante la baja, por muy elevada que sea, no compense lo suficiente las oportunidades laborales que dicha mujer pierde si tiene hijos, puesto que lo que falta a estas edades es tiempo y no renta. En

normalmente acaba compensando las pérdidas de oportunidad que dicho permiso ocasiona (salvo para las mujeres de edad intermedia, que son las que han completado su formación y que pueden y desean llegar a puestos de trabajo bien remunerados, a las cuales la remuneración obtenida durante el permiso paradójicamente les desincentiva a tener hijos).

El valor del tiempo de la mujer, *TACF*, influye negativamente en la demanda de hijos hasta los 34 años, pero después lo hace de forma positiva, lo cual quiere decir que para este tramo de edad ya avanzada, el que la mujer trabaje o, lo que es lo mismo, el coste de oportunidad de tener hijos no impide el tener hijos, sino todo lo contrario, lo cual tiene explicación si se piensa que los hijos requieren tiempo y dinero, y que justamente es ese el último tramo de edad fértil<sup>40</sup>.

Este resultado nos está indicando que a cierta edad se simultanea más trabajo y maternidad que cuando se es joven, quizás porque 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, la mujer que ya ha consolidado su puesto de trabajo o se ha labrado una carrera profesional, y que no quiere renunciar a ser madre, prefiere compaginar ambas actividades, aunque sea a costa de su tiempo de ocio. Esto estaría en consonancia con lo que sostiene Ariza (2001: 3) de que las mujeres que han decidido educarse y participar en el mercado de trabajo retrasan el nacimiento de los hijos hasta haber logrado cierta estabilidad laboral que no ponga en peligro su empleo una vez deciden tener hijos.

Además, cuando se es joven, como la escasa renta de la que se dispone impide acceder al mismo tiempo a vivienda y a hijos, y aun se tiene tiempo, biológicamente hablando, para tener hijos, la renta del trabajo femenino se suele destinar principalmente al pago de la vivienda y se renuncia temporalmente a los hijos. Mientras que cuando se tiene cierta edad, la renta obtenida vía trabajo femenino puede destinarse en mayor proporción a financiar el coste que suponen los hijos, al haberse liberado, además, la pareja de una parte del coste de la vivienda.

La tasa de paro, *TP*, sí reduce el incentivo a la natalidad, como era de esperar, por las dificultades económicas que lleva asociada. No obstante, para el tercer tramo de edades sólo influye en la demanda de hijos de forma transitoria, esto es, a corto plazo, quizás porque para este tramo de edades la tasa de paro es cuantitativamente menos importante que para los anteriores, y porque en ese tramo de edad el paro es, en gran medida, friccional.

---

cualquier caso, esto justificaría la falta de significatividad de esta variable *RBM*, pero no su influencia negativa sobre la endógena, por lo que el resultado es especialmente sorprendente.

<sup>40</sup> Si el valor del tiempo de la mujer se mide con *SEF* en vez de con *TACF*, la variable resulta menos significativa y en general los modelos también (solo en el tercer tramo de edad los resultados son los mismos e igual de significativos).

En cuanto a la dinámica a corto plazo, la velocidad de ajuste es siempre negativa y significativa (apoyando la relación de cointegración), lo cual quiere decir que la tasa de fecundidad se ajusta a corto plazo en respuesta a los cambios en los beneficios fiscales y sociales por hijo, el valor del tiempo de la mujer y la tasa de paro (cuando la tasa de fecundidad excede de su relación de equilibrio con respecto a esas variables, se ajusta a la baja). No obstante, es especialmente elevada para el tramo medio de edad, y apenas perceptible para los más jóvenes, lo cual quiere decir que para los más jóvenes la fecundidad reacciona muy lentamente ante desviaciones del equilibrio a largo plazo en el período anterior. Por el contrario, para los sujetos de edad media, gran parte de las desviaciones de la senda de equilibrio en las variables se corrige en el período siguiente a producirse, como corresponde a una relación de cointegración.

A corto plazo influyen en la fecundidad la tasa de paro, **TP**; la renta, medida en unos casos como la renta que genera las variaciones en el IRPF, **IR**, y, en otros, como la renta del hombre, **RN**; y el coste de la vivienda, **VI**.

La influencia a corto plazo de la tasa de paro, **TP**, sobre la fecundidad es generalizada y, como era de esperar, negativa. La renta, por su parte, influye coyunturalmente en la demanda de hijos, en unos casos a través de la variable **IR** que mide el aumento de renta que experimenta la pareja ante cambios en el IRPF, y en otros a través de la renta del hombre **RN**, si bien, lo hace de forma directa en los más jóvenes (15-24 años), y de forma inversa en los de más edad (25-34 y 35-44). Ello es consistente con el hecho de que sean los sujetos del tramo medio y alto de edad los que están más educados, porque esa mayor educación puede estar haciendo que una mayor renta, y sobre todo si es ocasional, no se oriente hacia una demanda de mayor cantidad de hijos sino hacia una demanda de mayor calidad. Este signo negativo también puede estar indicando que los hombres y mujeres de este grupo de edad dedican realmente tiempo a la crianza de sus hijos, de forma que un aumento en su renta eleva el coste de oportunidad que para ellos supone tener hijos, y eso frena su demanda de hijos<sup>41</sup>.

En cambio, el coste de la vivienda, **VI**, únicamente se ha mostrado "parcialmente" significativo para el tramo medio de edad, influyendo negativamente en la fecundidad<sup>42</sup>, cuando desde un punto de vista teórico esperábamos que estas variables (vivienda e hijos) estuviesen inversamente (directamente) relacionadas para los sujetos más jóvenes (para los más mayores). El resultado obtenido puede tener cierto sentido si se tiene en cuenta que el grueso de los sujetos

---

<sup>41</sup> Esto también puede resultar consistente con el hecho de que en este tramo de edad la *RBM* influya de forma negativa en la natalidad, signo evidente de que estas parejas no se dejan influir por la renta tanto como las más jóvenes o viejas.

<sup>42</sup> La vivienda ya se mostraba sólo parcialmente significativa cuando hacíamos el estudio agregado para todas las mujeres en edad fértil.

retrasa su incorporación al mercado laboral por haber prolongado sus estudios, por lo que el *trade off* vivienda-hijos esperado para los más jóvenes es normal que se produzca en el tramo medio de edad. En cambio, el coste de la vivienda no influye de forma positiva en la fecundidad de los de mayor edad, como esperábamos desde un punto de visto teórico por el efecto riqueza, lo cual puede entenderse si se tiene en cuenta que esa mayor riqueza no es una riqueza disponible, puesto que nadie vende su vivienda para tener hijos.

Las restantes variables (*TPES*, *SMC*) no están presentes en el modelo, lo cual es razonable puesto que, como ya indicamos en la sección anterior, una de las principales vías de influencia de la educación de los padres (*TPES*), que es la renta, ya está siendo recogida por *TACF*, *TP*, *RN* y *IR*; y la fecundidad, más que depender de si se está casado (*SMC*) depende de factores económicos que ya han sido contemplados en el modelo.

Finalmente, hemos analizado algunos problemas econométricos que podía presentar nuestro modelo. Por una parte, hemos tenido en cuenta, como se ha hecho en otros trabajos<sup>43</sup>, la posible endogeneidad de la tasa femenina de participación en el mercado de trabajo, puesto que una mujer que elige una carrera e invierte tiempo y dinero en mejorar sus capacidades en el mercado laboral, puede estar eligiendo al mismo tiempo tener pocos hijos<sup>44</sup>. Para ello hemos utilizado el test de Wu-Hausman. Sin embargo, siempre hemos tenido que aceptar la exogeneidad de esta variable, probablemente porque, dada la alta tasa de paro que hay en España, la actividad femenina puede que dependa de la evolución de la economía más que de la fecundidad<sup>45</sup>. Por otra parte, hemos testado la sensibilidad de los modelos del cuadro 4 a la elección de la endógena, y los resultados han sido exactamente los mismos, por lo que podemos decir que los modelos presentados son robustos.

## 5. CONCLUSIONES

Con este trabajo hemos querido avanzar en el estudio de los determinantes de la fecundidad en España que comenzamos en Zárate (2001a), y en el que obtuvimos que las ayudas por hijos establecidas por el Sector Público tanto a través del sistema fiscal como a través del sistema de la seguridad social, han influido en la decisión de las mujeres en edad fértil de tener hijos, junto con variables como el valor del tiempo de la mujer, la tasa de paro, el coste de la

---

<sup>43</sup> Véase Haines (1977), Butz y Ward (1979), Shields y Tracy (1986) y Alvarez (1997), entre otros.

<sup>44</sup> Los instrumentos utilizados para contrastar la exogeneidad de *TACF* han sido *TMES* y *TPM*.

<sup>45</sup> También hemos contemplado la posibilidad de que la *SMC* fuera endógena, pero siempre hemos aceptado la hipótesis nula de exogeneidad. Los instrumentos utilizados para contrastar la exogeneidad de *SMC* han sido *TMES* y *RX*.

vivienda, y las variaciones de renta que ha experimentado la pareja vía modificaciones y actualizaciones en el IRPF.

El objetivo concreto de este estudio ha sido aportar evidencia empírica de que algunos de esos determinantes de la tasa de fecundidad han tenido comportamientos dispares según el tramo de edad considerado (comportamientos que quedaban enmascarados en un análisis agregado para todas las mujeres en edad fértil), para extraer alguna recomendación de política económica en el campo de las ayudas públicas por descendientes. Para ello, hemos dividido a las mujeres en edad fértil (15 a 44 años) en tres grupos de edad: las mujeres jóvenes (entre 15 y 24 años), las de edad media (25-34), y las de edad avanzada (35-44), y hemos estimado, de manera agregada y con datos de series temporales, los factores que influyen en las tasas de fecundidad de las mujeres de estos tramos de edad, considerando nuevamente de forma especial entre esos factores las ayudas por descendientes que concede el Sector Público, así como la incidencia del IRPF sobre la renta de la pareja.

Las variables que se han mostrado relevantes en la explicación de la endógena son las mismas que explicaban en Zárte (2001a) la fecundidad de todas las mujeres en edad fértil (15-44 años), aunque hemos podido apreciar, tal como esperábamos, comportamientos diferentes por tramos de edad.

De esta forma, la mayor renta que generan los beneficios que reducen el coste directo de los hijos incentivan claramente la demanda de estos, aunque los beneficios sociales por descendientes, *BS*, es decir, las ayudas que se conceden en función de la renta, desincentivan la fecundidad de las mujeres más jóvenes. Por su parte, la duración del permiso por maternidad no suele influir en la demanda de hijos, si bien, la remuneración que se concede durante la baja suele constituir un estímulo tan elevado que normalmente acaba compensando las pérdidas de oportunidad que dicho permiso ocasiona, incentivando la demanda de hijos (salvo para las mujeres de edad intermedia, que son las que han completado su educación y que pueden y desean llegar a puestos de trabajo bien remunerados, a las cuales la remuneración obtenida durante la baja paradójicamente les desincentiva a tener hijos).

La tasa de paro, *TP*, por el contrario, reduce inequívocamente el incentivo a la natalidad independientemente de tramo de edad considerado. Y el valor del tiempo de la mujer, *TACF*, variable fundamental en la explicación de la fecundidad, influye negativamente en la demanda de hijos de las mujeres de poca y mediana edad, aunque favorablemente en la de las mujeres de edad avanzada. Como los hijos requieren tiempo y dinero, es lógico que sólo les dediquen estos recursos las mujeres de edad avanzada (35-44 años), que son las que están a las puertas del umbral de vida fértil, puesto que las demás probablemente dediquen su tiempo al mercado estradoméstico

y su renta a financiar otros bienes como la vivienda, retrasando la decisión de tener hijos, puesto que biológicamente puede hacerlo.

La renta (medida como *RN* o como *IR*), en cambio, sólo influye coyunturalmente en la demanda de hijos, y lo hace de forma directa en los más jóvenes (15-24 años) y de forma inversa en los de más edad (25-34 y 35-44), lo cual es consistente con el hecho de que sean estos últimos los que están más educados, puesto que esa mayor educación puede estar haciendo que una mayor renta, sobre todo si es ocasional, no se oriente hacia una demanda de mayor cantidad de hijos sino hacia una demanda de mayor calidad.

El coste de la vivienda, *VI*, únicamente influye, y de forma negativa, en la fecundidad de las mujeres de edad media, lo cual es razonable dado que el grueso de los sujetos retrasa su incorporación al mercado laboral por haber prolongado sus estudios.

Los resultados obtenidos son entonces, en general, consistentes con las hipótesis establecidas teóricamente, si bien, las ayudas por descendientes muestran algún comportamiento un tanto sorprendente cuando se analizan por separado. En cualquier caso, hay que tener en cuenta que éste es un estudio agregado, de forma que lo que puede estar ocurriendo es que estas ayudas estén afectando de forma especial a determinados colectivos, y que estos efectos no puedan ser captados por un estudio como el nuestro; o simplemente que la finalidad de estas ayudas sea diferente (mantenimiento de rentas, elevar la tasa de actividad femenina, conciliar la vida laboral y familiar), y que estén generando efectos colaterales no deseados en la fecundidad de determinados sujetos. Será aconsejable, por lo tanto, hacer un estudio microeconómico que permita dilucidar realmente los efectos de estas variables.

En cualquier caso, a la vista de los resultados obtenidos (y siendo conscientes de la prudencia con que deben ser interpretados), podemos decir que sería recomendable que el Sector Público fuera más generoso en las ayudas que concede por descendientes, especialmente en las ayudas fiscales, que son las que inequívocamente favorecen la natalidad; y que introdujera medidas para que la mujer pueda conciliar su vida familiar y laboral y no le resulte, en consecuencia, incompatible tener descendientes y un trabajo extradoméstico, que es lo que hace cuando tiene una edad ya avanzada. Esto último podría conseguirse si hubiera, por ejemplo, más guarderías subvencionadas, o si se concediesen deducciones por ayuda doméstica y por cuidado de hijos a quienes trabajan fuera de casa. Otra cuestión diferente sería si desde el punto de vista de la eficiencia y la equidad serían mejores las ayudas monetarias o las ayudas en especie<sup>46</sup>.

---

<sup>46</sup> Ya lo analizamos de forma sucinta en Zárate (2001b).

Con todo, somos conscientes de las grandes limitaciones que un estudio como este, a nivel agregado, tiene. El trabajo que aquí se ha presentado no tiene en cuenta, en realidad, el efecto diferencial de los beneficios familiares en función del número de hijos que ya se tienen, ni analiza el efecto de los mismos por tramos de renta. Tampoco estudia como varía el incremento en la tasa de fecundidad al aumentar el valor de estos beneficios. Por ello, el siguiente paso sería analizar la tasas de fecundidad utilizando microdatos para poder llevar a cabo un estudio dinámico de la fecundidad en España, puesto que ya hemos dicho que ésta tiene realmente un carácter secuencial, y que los beneficios públicos y demás variables pueden influir sobre la natalidad de forma distinta dependiendo del número de hijos que ya se tienen. Y, sobre todo, y en orden a extraer conclusiones y recomendaciones sobre política fiscal sería muy interesante realizar un estudio por tramos de renta. Concretamente la información contenida en el Panel de declarantes por el IRPF del Instituto de Estudios Fiscales permitiría extraer conclusiones relevantes

## BIBLIOGRAFÍA

- AHN, N. y P. MIRA (1998): “Job bust, baby bust: the Spanish case”, *Estudios sobre la Economía Española* 11, FEDEA.
- ALBERDI, B. (1990): “La adquisición de una vivienda y sus costes”, *Revista Española de Financiación a la Vivienda* 12: 67-73.
- ALVAREZ, G. (1997): *Determinantes de la decisión de fecundidad de las mujeres españolas*. Tesina CEMFI (Centro de Estudios Monetarios y Financieros) nº 9704.
- ARIZA, A (2001): “Fecundidad, actividad femenina y desempleo: el caso español” VI Congreso de la Asociación de Demografía Histórica, Castello Branco, abril 2001.
- BANERJEE, A.; J. DOLADO; D. F. HENDRY y G. SMITH (1986): “Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48: 253-277.
- 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. (1976): “Fertility response to child mortality: micro data from Israel”, *Journal of Political Economy*, 84 (4), part. 2: s163-s178
- BEWLEY, R. A. (1979): “The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model”, *Economic Letters* 3: 357-361.
- BUTZ, W. P. y M. P. WARD (1979): “The emergence of countercyclical U.S. fertility” *The American Economic Review* 69 (3): 318-328.
- 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.
- CIGNO, A. y J. ERMISCH (1989): “A microeconomic analysis of the timing of births”, *European Economic Review*, 33: 737-760.

- 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.
- DELGADO, M. (1993): "Cambios en las pautas de reproducción", en GARRIDO, L. y E. GIL, eds. (1993), *Estrategias familiares*, Alianza Universidad, Madrid: 201-229.
- DELGADO, M. (2000): "Los componentes de la fecundidad: su impacto en la reducción del promedio de hijos por mujer en España", *Economistas* 86: 23-34.
- EASTERLIN, R. A. (1966): "On the relation of economic factors to recent and projected fertility changes", *Demography* 3: 131-153.
- ELDIN, N. (1994): "Fertility in rural Sudan: the effect of landholding and child mortality", *Economic Development and Cultural Change* 42: 761-773.
- ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York.
- ENGLE, R. y C. W. GRANGER (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55: 251-276.
- 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.
- GARRIDO, L. (1993): "La familia estatal: el control fiscal de la natalidad" en GARRIDO, L. y E. GIL, eds. (1993), *Estrategias familiares*, Alianza Universidad, Madrid: 157-180.
- 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.
- GREENE, W. (1998): *Análisis econométrico*, Prentice Hall, Madrid.
- GREGORY, P., J. M. CAMPBELL, y B. S. CHENG (1972): "A simultaneous equation model of births rates in the U. S.", *Review of Economic and Statistics*, LIV (november): 374-380.
- 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.
- HAZLEDINE, T. y S. MORELAND (1977): "Population and economic growth: a world cross-section study", *Review of Economics and Statistics* LIX (3): 253-63.
- IGLESIAS DE USSEL, J. y G. MEIL (2001): *La política familiar en España*, Ariel, Barcelona.
- LEE, B. S. y T. P. SCHULTZ (1982): "Implications of Child mortality reductions in fertility and population growth in Korea", *Journal of Economic Development* 7 (1): 21-44.
- LÓPEZ LABORDA, J. y ZÁRATE MARCO, A. (1999): "¿Afecta el IRPF a la decisión de contraer matrimonio?", *Estudios sobre la Economía Española* 49, FEDEA.
- MICHAEL, R. T. (1973): "Education and the derived demand for children". *Journal of Political Economy* 81 (2), part. II: s128-s164.
- MONTAÑES, A. y M. SANZO (2000): "Análisis estructural de las importaciones y exportaciones de bienes en España", *Revista de Economía Aplicada* 24 (vol VIII): 5-37.
- NAVARRO PEREZ, M. C. (1998): *El valor económico de la educación. Una propuesta metodológica aplicada a la estimación del valor de la educación superior en España*. Tesis doctoral. Universidad de Zaragoza.
- NEWMAN, J. L. y C. E. McCULLOCH (1984): "A hazard rate approach to the timing of births", *Econometrica* 52: 939-961.
- OLSEN, R. J. (1980): "Estimating the effect of child mortality on the number of births", *Demography* 17 (4): 429-443.
- OLSEN, R. J. (1983): "Mortality rates, mortality events, and the number of births", *American Economic Review* 73 (2): 29-42.
- PAGAN, A. y M. WICKENS (1989): "A survey of some recent econometric methods", *Economic Journal* 99: 962-1025.
- PHILLIPS, L.; H. VOTEY, y D. E. MAXWELL (1969): "A synthesis of the economic and demographic models of fertility: an econometric test", *Review of Economic and Statistics* LI: 298-308.
- ROSENZWEIG, M. y T. P. SCHULTZ (1983): "Consumer demand and household production: the relationship between fertility and child mortality", *American Economic Review* 13 (2): 38-42.
- 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. (1973): "A preliminary survey of economic analyses of fertility", *American Economic Review* 63 (2): 71-87.

- SCHULTZ, T. P. (1978): "Fertility and child mortality over the life-cycle: aggregate and additional evidence", *American Economic Review* 68 (2): 208-215.
- SHIELDS, M. P. y R. L. TRACY (1986): "Four themes in fertility research", *Southern Economic Journal* 53 (1): 201-216.
- SIMON, J. (1969): "The effects of income of fertility", *Population Studies* 23: 327-341.
- WACHTER, M. L. (1975): "A time-series fertility equation: the potential for a baby boom in the 1980's", *International Economic Review* 16 (3): 609-624.
- 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.
- WICKENS M. R. y T. S. BREUSCH (1988): "Dynamic specification, the long run and the estimation of transformed regression models", *Economic journal* (supplement): 189-205.
- WILLIS, R. J. (1973): "A new approach to the economic theory of fertility behavior", *Journal of Political Economy* 81 (2), part II: s14-s64.
- ZÁRATE MARCO, A. (1999): *Tributación de la familia e incentivos ¿Afecta el IRPF a la decisión de contraer matrimonio?*, tesis doctoral inédita, Universidad de Zaragoza.
- ZARATE MARCO, A. (2000a): "Deducciones en la base versus deducciones en la cuota. El mínimo personal y familiar en el IRPF", *Crónica Tributaria* 93: 89-107.
- ZÁRATE MARCO, A. (2000b): "El incentivo a tener hijos en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas: el antes y el después a la reforma", *Serie Estudios sobre la Economía Española* 79, FEDEA..
- ZARATE MARCO, A. (2001a): "Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes", *Papeles de Trabajo*, 25. *Serie Economía*. Instituto de Estudios Fiscales.
- ZARATE MARCO, A. (2001b): *Un estudio de las ayudas directas a la natalidad como instrumento para incentivar la fecundidad y luchar contra la despoblación*, Mimeo.
- 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

### **MEDIA ARITMÉTICA SIMPLE DE LA RENTA NACIONAL *PER CAPITA* A PRECIOS DE MERCADO PARA SUJETOS DE EDAD $i$ , con $i = 15-24, 25-34$ , y $35-44$ años**

Hemos obtenido la función de la evolución de la renta con la edad a partir de Navarro (1998). En su trabajo, Navarro (1998) presenta la renta media neta por edades, desde los 16 años hasta la jubilación, del colectivo de activos e inactivos, para el año 1990. Dicha serie es de corte transversal, es decir, que los datos están referidos a un mismo momento de tiempo, 1990, y lo que cambia es la edad, pero nosotros vamos a suponer que la renta media que obtienen en 1990, por ejemplo, los sujetos con una edad de 26 años, es un buen indicador de la renta que obtendrán dentro de 10 años, los que en 1990 tienen 16 años. Es decir, que vamos a asimilar los datos por edades a los datos correspondientes a distintos momentos de tiempo, que aunque reales, deberán ser descontados.

No podemos dejar de lado otras limitaciones que dichas rentas presentan. Por un lado, hay que decir, que se han obtenido a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1990-91, y que se han utilizado como una aproximación a las rentas obtenidas en 1990. Además, hay que tener en cuenta, que sólo se han considerado las rentas por cuenta ajena y por cuenta propia, esto es, que se han obviado las del capital y las plusvalías. Y por último, que dicha EPF proporciona únicamente los ingresos netos declarados por los sujetos, es decir, una vez descontadas las cotizaciones a la Seguridad Social y el I.R.P.F.

No obstante, a pesar de todas esas limitaciones, como lo que nosotros buscamos es una aproximación a la función de la evolución de la renta con la edad para un sujeto medio, consideramos que, para nuestros propósitos, las rentas que Navarro (1998) presenta para el colectivo de activos e inactivos, proporcionan una buena representación de dicha función, que además generalizaremos para el resto de años de nuestro período objeto de estudio.

A partir de esa función general renta-edad obtenida, y de la renta nacional *per cápita* a precios de mercado (en adelante  $RNpc$ ) para el período 1979-00, obtendremos la renta real que obtendrá el sujeto desde los 16 hasta los 64 años para cada uno de los años analizados. Es decir, que, por ejemplo, el año 1979 asignaremos al sujeto de 16 años el porcentaje correspondiente a esa edad (determinado en la función renta-edad) de la  $RNpc$  a precios de mercado de 1979, y así sucesivamente para cada edad, hasta obtener todo el flujo de rentas reales del sujeto<sup>47</sup>. Y a continuación, hacemos las medias aritméticas simples de las rentas nacionales *per capita* para edades entre los 16 y 24 años<sup>48</sup>, los 25 y 34 años y los 35 y 44 años, y las multiplicamos por 2 para obtener las rentas medias de la pareja. Hacemos lo mismo para los otros años de nuestro estudio, hasta el 2000.

---

<sup>47</sup> Hemos supuesto que las rentas se mantienen constantes en términos reales desde los 58 años.

<sup>48</sup> Será la que consideremos para los sujetos entre 15 y 24 años.

## STOCK DE MUJERES CASADAS DE EDAD $i$ (SMC $_i$ )

Los componentes de esta variable, construida como el porcentaje de mujeres casadas de edad  $i$  sobre el total de mujeres de dicha edad, sólo se conocen para los años de los censos 1981, 1991, y para los años de los Padrones Municipales 1975, 1986, por lo que estimaremos la evolución en los años restantes, a partir de su tasa de crecimiento media intercensal.

Para obtener el numerador, como conocemos el stock de mujeres casadas de cada edad en 1975 y en 1981, calculamos las tasas globales de crecimiento de dichos stocks entre esos años, y la dividimos por el número de años que median entre esos censos, en este caso 6, considerando el resultado como la tasa de crecimiento interanual de los stocks estimados de mujeres casadas de cada edad entre 1975 y 1981. Haríamos lo mismo para estimar los stocks entre 1981 y 1986, y entre 1986 y 1991. En el padrón de 1996, en cambio, no consta el dato de las mujeres por estado civil y edad, por lo que para estimar los stocks desde 1991, utilizamos la misma tasa media de crecimiento interanual que entre 1986 y 1991.

Hacemos lo mismo para estimar los stocks de mujeres por edad, aunque conozcamos las proyecciones de población hechas por el INE.

**Cuadro 1: EVOLUCIÓN DE LOS PRINCIPALES BENEFICIOS FISCALES Y SOCIALES POR HIJO**

	Deducción en el IRPF por hijo dependiente (1) -ptas./año-	Deducción por gastos de custodia hijos (2) -límite maxº en ptas./año-	Prestación por hijo a cargo (3) -ptas.-	Complemento por hijo a cargo (4) -ptas./mes-	Pago único por nacimiento de un hijo (5) -ptas.-	Baja por maternidad -semanas (retribución en % de la base reguladora) (6)-
1979	6.000	-	250	-	3.000	12 (75%)
1980	8.000	-	250	-	3.000	12 (75%)
1981	10.000	-	250	-	3.000	14 (75%)
1982	12.000	-	250	-	3.000	14 (75%)
1983	13.000 , 18.000	-	250	-	3.000	14 (75%)
1984	14.000, 19.000	-	250	-	3.000	14 (75%)
1985	15.000	-	250	1.050	3.000	14 (75%)
1986	16.000	-	250	1.050	-	14 (75%)
1987	16.800	-	250	1.050	-	14 (75%)
1988	17.600	-	250	1.050	-	14 (75%)
1989	18.100	-	250	1.050	-	14 (75%)
1990	19.000	-	250	1.050	-	16 (75%)
1991	20.000	-	36.000	-	-	16 (75%)
1992	20.000	15% gastos	36.000	-	-	16 (75%)
1993	20.000	15% gastos	36.000	-	-	16 (75%)
1994	20.000	15% gastos, maxº. 25.000	36.000	-	-	16 (75%)
1995	20.700, 25.000, 30.000	15% gastos, maxº. 25.000	36.000	-	-	16 (100%)
1996	21.500, 26.000, 31.000	15% gastos, maxº. 25.000	36.000	-	-	16 (100%)
1997	22.100, 26.700, 31.800	15% gastos, maxº. 25.000	36.000	-	-	16 (100%)
1998	25.000, 35.000, 50.000	20% gastos, maxº. 50.000	36.000	-	-	16 (100%)
1999	200.000, 300.000 50.000, 25.000	-	36.000	-	-	16 (100%)
2000	200.000, 300.000 50.000, 25.000	-	48.420 <sup>49</sup>	-	75.000 <sup>50</sup>	16 (100%)

(1) Entre 1979 y 1998 estas deducciones eran en la cuota, pero desde 1999 son en 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; y en 1999 la 1ª cantidad es por cada uno de los dos primeros hijos, la 2ª es por cada uno de los siguientes, la 3ª 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.

(2) Para poder disfrutar de esta deducción se exigía que el sujeto pasivo no obtuviese rendimientos netos superiores a 2.000.000 de pesetas (3.000.000 en declaraciones conjuntas), elevándose a 3.000.000 (4.500.000) en 1994 y a 3.500.000 (5.000.000) en 1995; y que la edad del hijo fuese inferior a tres años y ambos padres trabajasen fuera del domicilio.

(3) Esta prestación es por cada hijo a cargo menor de 18 años sin minusvalía. Hasta 1990 viene expresado en ptas./mes, y desde 1991 en ptas./año. La renta límite para tener derecho a la prestación social era de 1.000.000 en 1991, aunque esta cantidad se ha ido actualizando cada año en función de la inflación. Si ambos padres conviven, debe respetar el límite la suma de las rentas de ambos (arts. 4 y 7.2. del Real Decreto 356/1991, y arts. 183 y 184 de la Ley General de la Seguridad Social/94).

(4) El RD 2364/1985 estableció un complemento por hijo a cargo menor de 18 años de 1.050 ptas./mes en razón de los menores ingresos del beneficiario, que podían cobrarse como máximo desde el 1 de agosto de 1985.

(5) Con vigencia a partir de enero de 2000 se ha introducido una prestación de pago único por nacimiento del tercer hijo por importe de 75.000 ptas.

(6) En caso de parto (o adopción) múltiple la trabajadora tiene derecho a un subsidio especial por cada hijo, a partir del segundo, igual al que le correspondería percibir por el primero durante el período de descanso obligatorio (6 semanas), y es una cantidad a tanto alzado, y por una sola vez.

Fuente: Elaboración propia.

<sup>49</sup> Además el año 2000 se abonó una paga extraordinaria única para compensar la pérdida de poder adquisitivo desde 1991.

**Cuadro 2: VARIABLES DEL MODELO Y EFECTOS ESPERADOS.**

VARIABLE	DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLE	EFECTO ESPERADO
$TGF_i$	Número de niños nacidos de madres en el tramo de edad $i$ x 1000 /mujeres en el tramo de edad $i$	
$TTF_i$	Suma de las tasas de fecundidad por grupos de edad.	
$AF_i$	Ahorro fiscal = Valor actualizado del flujo anual de ahorros fiscales en el IRPF por el primer descendiente y para el tramo de edad $i$ .	+
$PS_i$	Prestación social por hijo = Valor actualizado del flujo anual de prestaciones sociales por el primer descendiente y para el tramo de edad $i$ .	+
$PN_i$	Pago único por nacimiento del primer descendiente para el tramo de edad $i$ .	+
$BS_i$	Beneficios sociales por el primer descendiente para el tramo de edad $i = PS_i + PN_i$ .	+
$BT_i$	Beneficio total por el primer descendiente para el tramo de edad $i = AF_i + BS_i$	+
$SBM$	Número de semanas remuneradas de baja por maternidad.	?
$RBM$	Porcentaje de la base reguladora que remuneran a la madre durante la baja por maternidad.	+
$BMT$	Meses de baja por maternidad con remuneración completa = $RBM \times (SBM/4)$	?+
$IR_i$	Dummy que toma valor 1 cuando la pareja del tramo de edad $i$ paga, para una misma renta, menos impuesto este año que el año anterior; y que toma valor 0 en caso contrario.	+
$TACF_i$	Población activa femenina en el tramo de edad $i$ / Población femenina en el tramo de edad $i$ .	?-
$SEF_i$	Salario esperado femenino en el tramo de edad $i$ = salario medio de las personas en el tramo de edad $i$ x tasa de ocupación femenina en el tramo de edad $i$ .	?-
$RN_i$	Renta media del sujeto en el tramo de edad $i$ medida a través de la $RN_{pc}$ a precios de mercado.	?
$SAL_i$	Salario medio de un sujeto en el tramo de edad $i$ .	?
$TPES_i$	Población en el tramo de edad $i$ con educación superior /población en el tramo de edad $i$ .	?-
$VI$	Tipo real de interés interbancario a 3 meses.	?
$TP_i$	Población parada total en el tramo de edad $i$ / Población activa total en el tramo de edad $i$ .	?-
$TPM_i$	Población masculina parada en el tramo de edad $i$ / Población activa masculina en el tramo de edad $i$ .	?-
$SMC_i$	Stock de mujeres casadas en el tramo de edad $i$ = mujeres casadas en el tramo de edad $i$ x 1000 / mujeres en el tramo de edad $i$ .	+

Donde  $i = 15-24, 25-34, \text{ y } 35-44$ .

Fuente Elaboración propia.

<sup>50</sup> Además, se concede una ayuda equivalente a 4, 8 o 12 veces el smi, dependiendo de si se han tenido gemelos, trillizos o partos de más de cuatro niños.

**Cuadro 3: FUENTES DE DATOS**

<b>DATOS</b>	<b>FUENTE</b>
Número de hijos nacidos por edad de la madre	<i>INE . Movimiento Natural de la población. Tomo I.</i>
Mujeres casadas	<i>INE. Censos de Población 1981, 1991 y Padrones 1975, 1986.</i>
Población femenina por edades	<i>INE. Proyecciones a 1 de julio</i>
Población masculina por edades	<i>INE. Proyecciones a 31 de diciembre</i>
Deducciones por hijo en el IRPF	<i>Legislación fiscal</i>
Deducciones por custodia de hijos en el IRPF	<i>Legislación fiscal</i>
Prestación social por hijo a cargo	<i>Legislación social</i>
Complemento por menores ingresos	<i>Legislación social</i>
Pago por nacimiento	<i>Legislación social</i>
Baja por maternidad	<i>Legislación social</i>
Población activa femenina 16-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Población activa masculina 16-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Población ocupada femenina 16-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Población ocupada masculina 15-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Población parada 16-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Población parada masculina 16-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Población activa 16-44	<i>INE (EPA. Resultados detallados)</i>
Mujeres con educación superior 20-44	<i>INE (EPA)</i>
Varones con educación superior 20-44	<i>INE (EPA)</i>
Ganancias medias/mes en jornada normal y extraordinaria. Pagos ordinarios (empleados y obreros) 1979-1999	<i>INE. Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios</i>
Salarios femeninos (empleados y obreros) 1989-1999	<i>INE. Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios</i>
Salarios masculinos (empleados y obreros) 1989-1999	<i>INE. Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios</i>
RNpc a precios de mercado	<i>Informe Económico BBV 1999</i>
Renta por edades	<i>NAVARRO (1998)</i>
Tipo de Interés del mercado interbancario a tres meses	<i>Boletín estadístico del Banco de España</i>
IPC (base 1992)	<i>Elaboración propia a partir del Boletín estadístico del Banco de España</i>
Porcentaje de variación del IPC	<i>INE</i>
Rentabilidad de las obligaciones eléctricas	<i>Banco de España (Cuentas financieras de la economía española)</i>

**Cuadro 4: MODELOS OPTIMOS**

	15-24 AÑOS				25-34 AÑOS					35-44 AÑOS			
$\Delta TGF_t$	Modelo 23	Modelo 76	Modelo 57	137	114	140	141	134	135	87	103	104	107
<b>cte</b>		13.32*	18.72**	15.58**	104.21**	84.01**	114.52**	101.74**	131.91**				
	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>	<i>LP</i>
<b>MCE (<math>\lambda</math>)</b>	-0.04*	-0.09**	-0.07**	-0.09**	-0.83**	-0.67**	-0.92**	-0.79**	-1.04**	-0.25**	-0.26**	-0.20**	-0.22**
<b>BT<sub>t-2</sub></b>	0.0000097"	0.0000059*			0.0000068*					0.0000011**			
<b>AF<sub>t-2</sub></b>			0.000010**	0.0000079**		0.0000067 <sup>++</sup>		0.0000074*			0.0000013**		0.0000010**
<b>BS<sub>t-2</sub></b>			-0.000029"				0.00000801**		0.0000079**			0.0000054 <sup>++</sup>	
<b>BMT<sub>t-2</sub></b>	26.43*				-1.68*					4.01**	3.95**	4.01*	
<b>SBM<sub>t-2</sub></b>		-4.52**	-9.22**	-5.39**									
<b>RBM<sub>t-2</sub></b>		38.19*	65.55*	39.63*		-6.26"	-6.34*	-7.88*	-7.21**				9.56 <sup>++</sup>
<b>TACF<sub>t-2</sub></b>	-2.19 <sup>+</sup>	-1.90**	-3.11**	-2.13**	-0.38**	-0.35**	-0.37**	-0.41**	-0.409**	0.203*	0.201**	0.26 <sup>+</sup>	0.32**
<b>TP<sub>t-2</sub></b>	-0.63"	-0.48**	-1.35**	-0.67**	-0.57**	-0.71**	-0.58**	-0.58**	-0.509**				
	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>	<i>CP</i>
<b><math>\Delta RN_{t-1}</math></b>										-	-0.0000085*	-0.000013**	-0.000010*
										0.0000093**			
<b><math>\Delta VI_{t-1}</math></b>					-0.09"			-0.106"	-0.09"				
<b><math>\Delta TP_{t-1}</math></b>	-0.17**	-0.16**	-0.16**	-0.16**	-0.403**	-0.39**	-0.29*	-0.48**	-0.36**	-0.34**	-0.33**	-0.415*	-0.37**
<b>IR<sub>t-1</sub></b>	0.73**	0.78**	0.95**	0.80**	-1.14"			-1.34 <sup>++</sup>	-1.25 <sup>++</sup>				
<b>R<sup>2</sup></b>	0.945	0.967	0.978	0.972	0.898	0.871	0.885	0.896	0.907	0.938	0.940	0.922	0.924
<b>R<sup>2</sup> corregido</b>	0.920	0.944	0.959	0.952	0.825	0.812	0.832	0.821	0.840	0.916	0.919	0.895	0.897
<b>Ljung-Box</b>													
Q (1) < $\chi_1 =$ 3,84 (5%) 6.63 (1%)	6.38	1.33	5.60	2.58	0.70	1.18	0.59	1.27	0.26	2.35	2.36	2.41	0.40
Q (2) < $\chi_2 =$ 5,99 (5%) 9.21 (1%)	6.38	1.36	5.68	2.68	4.05	5.28	6.44	3.60	4.90	2.95	2.90	3.68	0.79

\*\* , \* , + , ++ , Significatividad al 1%, al 5%, entre el 10 y el 15%, entre el 15 y el 20% y entre el 20 y el 25%.