

Trabajo presentado al IX Encuentro de Economía Pública

(Vigo, 7 y 8 de febrero de 2002)

**EL IMPACTO DE LAS AYUDAS FISCALES Y SOCIALES POR DESCENDIENTES EN
LA DEMANDA DE HIJOS EN ESPAÑA**

Dña. Anabel Zárate Marco

azarate@posta.unizar.es

Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública

Universidad de Zaragoza

EL IMPACTO DE LAS AYUDAS FISCALES Y SOCIALES POR DESCENDIENTES EN LA DEMANDA DE HIJOS EN ESPAÑA (*)

1. INTRODUCCIÓN

El descenso de la natalidad ha sido una constante en todas las economías, especialmente en las desarrolladas, lo cual ha contribuido a la reducción del crecimiento vegetativo y al envejecimiento relativo de la población, cuestiones ambas con consecuencias de importante trascendencia social y económica en los años futuros, que justifican el estudio de este fenómeno.

En nuestro país la fecundidad ha experimentado un agudo descenso desde la segunda mitad de los setenta, y hoy está por debajo del nivel necesario de reemplazo¹, y aunque, como bien indica Fernández (1998: 95), existen indicios de que la caída de la fecundidad está tocando fondo, al materializarse ya 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.

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 (lo cual hace que cada vez haya una menor proporción de mujeres casadas en edad fecunda) y, en consecuencia, en la edad a la que se tienen los hijos, todo lo cual, explican sociólogos y demógrafos, está ligado a fenómenos de fondo, 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 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.

Lo que se está produciendo es entonces 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 estamos desarrollando.

Los Impuestos sobre la Renta contienen habitualmente deducciones por descendientes en la cuota o en la base, y las políticas sociales suelen establecer prestaciones por hijo a cargo y otras medidas, que pueden implícitamente afectar a la decisión de tener hijos -aunque, como bien señala Pechman (1983), estas medidas se justifican no como políticas para influir en la decisiones de fecundidad, sino para aligerar

(*) Me gustaría agradecer al profesor Julio López Laborda sus sugerencias en la revisión de este trabajo, que ha sido financiado por el Instituto de Estudios Fiscales, y al profesor Antonio Montañes Bernal su inestimable ayuda en la parte econométrica del mismo. No obstante, los posibles errores deben atribuirse única y exclusivamente a la autora.

¹ Delgado (2000: 24) señala que el promedio de hijos por mujer en el conjunto de España era en 1975 de 2,78; mientras que en 1998 era de 1,17; cuando se necesitan 2,1 hijos por mujer para asegurar el reemplazo de las generaciones.

la presión fiscal de las familias y hogares de baja renta-, por lo que, pueden ser, junto con otras variables como el valor del tiempo de la mujer o la renta, un factor relevante que influya en la natalidad.

Desde que Becker (1960) comenzara a estudiar la fecundidad en el ámbito de la Economía de la Familia, numerosos estudios se han sucedido intentando explicar las decisiones de tener hijos en función de diversas variables demográficas y socioeconómicas. Sin embargo, hasta Ermisch (1987) nadie había incluido los beneficios fiscales y sociales en el análisis². Y ello, a pesar de que diversos autores, como Schultz (1969) y Cigno (1986), ya habían contemplado, de forma teórica, la posibilidad de que las políticas públicas afectaran a la fecundidad; de que a menudo se haya demostrado, como se señala en Aaron y Pechman (1981), que los impactos fiscales sobre el comportamiento pueden ser importantes, incluso en áreas donde los beneficios y costes económicos se piensa que no van a jugar un papel dominante; y de que los gobiernos de muchos países hayan actuado como si creyesen que pueden afectar a la tasa de natalidad con incentivos fiscales.

En nuestro país, tradicionalmente se han venido utilizando medidas fiscales y sociales de las señaladas (no vamos a entrar aquí en la finalidad o justificación de las mismas), pero no existen estudios empíricos que las relacionen con la fecundidad. Por ello, en este trabajo vamos a contrastar de manera agregada, y por primera vez para España, si la política fiscal (en la forma de deducciones por descendientes en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas -en adelante IRPF-) y la política social (en la 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.

En adelante, el trabajo presenta la siguiente estructura. En la sección segunda, formulamos las hipótesis a contrastar, detallando la construcción de las variables y exponiendo algunas limitaciones de nuestro análisis. En la sección tercera, presentamos la estimación y los resultados obtenidos, que comparamos con los de otros trabajos. El artículo finaliza con una sección de consideraciones finales.

2. ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA DEMANDA DE HIJOS, OBJETIVO E HIPÓTESIS DEL MODELO.

2.1. ECONOMÍA DE LA REPRODUCCIÓN

En su análisis pionero 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

² Espenshade y Minarik (1987) estimaban el impacto sobre la fecundidad de la ley de reforma de 1986 en USA, aunque en su análisis ignoraban el efecto potencial de un cambio en el coste de un hijo y se centraban en los efectos renta. También ha habido algún estudio empírico que ha intentado analizar el efecto de las AFDC (Ayudas a familias con hijos dependientes) sobre la fecundidad, como el de Cain (1977) y Ellwood y Bane (1985).

como bienes duraderos de producción y consumo, es decir, que la teoría de la demanda de bienes de consumo duraderos es entonces 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 .

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

Esta función de utilidad se maximiza sujeta a una restricción presupuestaria

$$I = p_H H + p_Z Z$$

donde I es la renta total, p_H el coste de la crianza y educación de los hijos, y p_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:

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

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 sustitutivas³.

La demanda de hijos depende, entonces, 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 la alimentación, vivienda, ropa, educación, etc., esto es, todos aquellos gastos que son consecuencia de la adquisición en el mercado de los bienes y servicios necesarios para los hijos. 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

³ En Becker y Lewis (1973) y Becker y Tomes (1976) se explica la interacción entre la cantidad y la calidad de los hijos. 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. Véase Cigno y Ermisch (1989).

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).

2.2. OBJETIVO E HIPÓTESIS DEL MODELO. VARIABLES: DESCRIPCIÓN Y FUENTE.

Gran parte de la literatura sobre fecundidad se ha basado en modelos estáticos a través de los cuales se estudia la fecundidad completa demandada por los padres a lo largo de su ciclo vital, es decir, el número de hijos totales nacidos. Y aunque estos modelos han sido cuestionados por diversos autores, cuyas críticas han apuntado a la naturaleza secuencial de la decisión de reproducción y al hecho de que muchas familias no han completado su ciclo reproductivo⁴, nosotros vamos a plantear en este trabajo, con la idea de que sirva como punto de partida de futuras investigaciones, un modelo estático y agregado sobre fecundidad, con todas las limitaciones que ello supone.

Entre esas limitaciones está el hecho de que el modelo por nosotros planteado no va a tener en cuenta el efecto diferencial de los beneficios por descendientes en función del número de hijos que ya se tiene, ni va a analizar el efecto de los mismos por subgrupos de población o niveles de renta, puesto que el objetivo del trabajo va a ser estimar de manera agregada si las ayudas fiscales y sociales que se reciben por los descendientes influyen en la decisión de tener hijos. Asimismo consideraremos en el análisis otras variables que afectan a los beneficios y a los costes que generan los hijos, a la renta de la familia y a otras variables representadas por v en la anterior ecuación de demanda (1).

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 1999, 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.

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

2.2.1. Variable dependiente

La variable dependiente puede medirse de diferentes formas, pero nosotros vamos a utilizar **la tasa general de fecundidad**, que llamaremos *TGF*, construida como el número de nacimientos de mujeres entre 15 y 44 años, que consideramos es la edad fértil⁵, 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.

⁴ Véase entre otros, Namboodiri (1972), Ben-Porath (1973), Hotz y Miller (1988), Cigno y Ermisch (1989), Barmby y Cigno (1990).

⁵ Según datos del INE, casi el 100% de los nacimientos son de madres de esta edad; los nacimientos de madres entre 45 y 49 años apenas representan el 1% del total.

Una variable aun más refinada, y que utilizaremos como medida alternativa, es **la tasa total de fecundidad (TTF)**, definida como la suma de las tasas de fecundidad de diferentes edades, 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 es entonces igual al número total de niños que una mujer tendría si viviese entera su vida fértil y experimentara las tasas de fecundidad de cada edad.

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.

2.2.2. 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 1 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 analizado en profundidad a continuación.

BENEFICIOS FISCALES Y SOCIALES POR HIJO. 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.

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

Lo que queremos determinar es la deducción fiscal de la que disfrutarían los padres 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) durante todo el período que estamos analizando 1979-99, 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, 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 entre

15 y 44 años, 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 1979-1999⁶.

En segundo lugar, como necesitamos saber la renta de cada sujeto, hemos repartido la renta de la pareja entre sus miembros, según la proporción resultante de multiplicar la ratio salarial (mujeres/hombres) media del período 1989-99 por la tasa de actividad relativa (mujeres/hombres) de cada año⁷. 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 la tasa relativa de actividad, 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 son del trabajo personal), para ver si van a poder disfrutar de toda la deducción por descendientes a la que tienen derecho. 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, y que por su volumen de renta las parejas medias que nosotros hemos considerado tenían obligación de declarar, pudiendo beneficiarse además de toda la deducción por descendientes (vamos a utilizar siempre la deducción correspondiente al primer descendiente). Desde 1988 hasta 1990 era opcional tributar por separado, y si así lo hacían, la mujer que nosotros hemos considerado en nuestro análisis no tenía, por su volumen de rentas, obligación de declarar, sin embargo, resultaba más ventajoso que el matrimonio tributase conjuntamente, puesto que la cuota era así menor, y además podían disfrutar de toda la deducción por descendientes.

De 1991 a 1994, en cambio, lo mejor era que nuestras parejas tributasen de forma individual, aunque así perdiesen el derecho a la mitad de la deducción por descendientes, por no tener la mujer obligación de declarar. De 1995 en adelante salía más favorable la tributación separada, y ambos miembros de la pareja podían disfrutar de su parte de la deducción por descendientes, al tener ambos la obligación de declarar.

En 1999, como para el cálculo de la retención por rentas del trabajo se tenían en cuenta los hijos (cada individuo casado debía imputarse la mitad de la deducción por descendientes), y dicho cálculo es desde esa fecha un intento de determinar la cuota líquida del impuesto, aunque el sujeto medio que nosotros consideramos en nuestro análisis no tuviese obligación de declarar (por no ganar individualmente más de

⁶ Véase dicho cálculo en el anexo.

⁷ La información salarial desagregada por sexos sólo existe desde 1989. Concretamente, utilizamos las ganancias medias/mes en jornada normal y extraordinaria, correspondientes a pagos ordinarios.

3.500.000 ptas.) consideramos como beneficio fiscal la deducción íntegra por descendientes, al practicárseles retención a ambos padres (pues su renta individual supera el límite cuantitativo excluyente de la obligación de retener) y, por lo tanto, beneficiarse ambos de la deducción.

Tenemos, entonces, que las parejas medias que nosotros hemos considerado en nuestro análisis van a disfrutar de la deducción íntegra por descendientes todos los años de nuestro período objeto de estudio, excepto entre 1991 y 1994, años en los que sólo se va a disfrutar de la mitad de la deducción, por no tener la mujer que presentar declaración.

Por otra parte, 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 el cálculo de dicho valor actualizado (AF), 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 pesetas de ahorro/hijo, excepto entre 1991 y 1994, que sólo tienen derecho a una deducción de $af/2$ ptas.), 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 , va a permanecer constante los años futuros, lo mismo que la renta media que les hemos asignado a los padres 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)⁸.

Y si este flujo de ahorros fiscales en términos reales (es decir, expresado en pesetas de cada uno de los años de dependencia del hijo, mediante del IPC del año del parto t^9) lo actualizamos al año del parto,

⁸ 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., aunque como nosotros estamos trabajando con los beneficios que se conceden por el primer hijo, 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.

⁹ Esto es, que el IPC también lo suponemos constante durante todo el período de dependencia del descendiente.

según una tasa de descuento determinada¹⁰, obtendremos el valor presente del flujo anual de subvenciones fiscales:

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

Siendo t , el año considerado y el año a su vez del nacimiento, con $t = 1979, \dots, 1999$; i , la edad del hijo, con $i = 0, 1, \dots, LD$; y LD , la edad límite para la deducción, con $LD = 24$ para $t \leq 1989$ y 1999 y $LD = 29$ para $1990 \leq t \leq 1998$ ¹¹.

- **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 (los vimos en la sección segunda) que realmente en muy pocas ocasiones se tenía derecho a ella¹², 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)**

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 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 prestación social por hijo a cargo *ps*, 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

¹⁰ La tasa de descuento que aplicamos, y que ya utilizamos en López Laborda y Zárata (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. Creemos razonable suponer que, cuando los individuos hacen previsiones un año, las hacen con los datos que conocen ese año, y, por lo tanto, consideramos que es lógico establecer rentabilidades invariables durante todo el tiempo que están anticipando los sujetos. Por otra parte, como las deducciones a actualizar están libres del efecto de los precios, los tipos de descuento a actualizar tendrán que ser reales.

¹¹ 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.

¹² 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.

media de las parejas y la cuantía de la prestación, como un flujo anual de subvenciones sociales de cuantía ps y no un pago único. Nosotros vamos a incluir entonces en nuestra estimación, el valor presente, a la misma tasa de descuento que antes, de dicho flujo anual de subvenciones sociales por hijo.

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

Siendo LP la edad límite para tener derecho a la prestación, con $LP = 18$ años para todo t .

- **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 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 a través de 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 los hijos; y, por otra parte, el resto de los beneficios sociales y fiscales, a los que denominaremos en adelante, de forma genérica, como 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*), y el que tiene cada uno de ellos por separado (*AF*, *PS*, *PN*, o incluso agrupados de distinta forma, *AP* y *BS*¹³).

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.

EL IMPUESTO SOBRE LA RENTA (*IR*) 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; es decir, que establece si la pareja gana o pierde renta de un año a otro por la simple modificación del IRPF¹⁴. Incluyendo esta variable estamos haciendo algo parecido a lo que otros autores hacen cuando miden la renta o los salarios de los sujetos netos de impuestos¹⁵, sólo que nosotros creemos más adecuado mantener la renta gravable constante, para aislar así el efecto de un cambio en el IRPF del efecto de un cambio en la renta.

Aproximamos esta variable 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 es positivo, ya que, cuanto más favorablemente trate el IRPF a la pareja más renta tendrá y, 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 hijos¹⁶.

¹³ Como puede verse en el cuadro 1 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, *AP* a la suma del ahorro fiscal y de la prestación social por descendientes, *BS* a la suma de la prestación social por descendientes y del pago único por nacimiento, y *BT* a la suma del ahorro fiscal, de la prestación social por descendientes y del pago único por nacimiento.

¹⁴ Agradezco al profesor Julio López Laborda la idea de incluir esta variable.

¹⁵ Sería el caso de Ermisch (1987), Barmby y Cigno (1990), Whittington, Alm y Peters (1990), etc.

¹⁶ 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, cuanta más renta gane la pareja más puede gastar en cada hijo (puede tener hijos de más calidad), lo

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, 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 entre 15 y 44 años, que hemos repartido entre sus miembros como ya explicamos al exponer la construcción de la variable anterior.

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 pareja, por la simple modificación del IRPF, pierde o gana renta; o lo que es lo mismo, si la *dummy* toma valor 0 o 1.

EL VALOR DEL TIEMPO DE LA MUJER O SU OPORTUNIDAD DE GANAR RENTA es una variable muy importante a la hora de explicar la fecundidad, aunque su efecto esperado es ambiguo *a priori*. Esto es así porque, 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, 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, y más en una sociedad avanzada como la nuestra), 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 mujer¹⁷; y las ganancias anuales tampoco es una buena medida de dicha oportunidad, desde el momento en que 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 afectar a la fecundidad alterando los gustos (a través de mejoras en la salud y nutrición) e incrementando el uso efectivo de métodos anticonceptivos, es decir, que 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

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.

¹⁷ 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.

mujer de ganar renta, nosotros vamos a recoger el efecto del valor del tiempo de la mujer a través de la **tasa de actividad de las mujeres entre 15 y 44 años (TACF)**.

También utilizaremos como *proxy* del valor del tiempo de la mujer el resultado de multiplicar el salario real medio de los sujetos entre 15 y 44 años (**SAL**)¹⁸ 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)**.

LA RENTA DEL HOMBRE. Un aumento en la renta del hombre tiene *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, como hemos indicado antes, 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 Okun¹⁹ 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 perfectamente negativo.

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 entre 15 y 44 años (RN)**, cuya construcción ya hemos señalado está en el anexo; el **salario medio de esos sujetos (SAL)**; o incluso el **salario esperado masculino (SEM)**, medido, igual que hicimos para la mujer, como el resultado de multiplicar el salario real medio de los sujetos entre 15 y 44 años por la tasa de ocupación masculina de esa misma edad.

También contemplamos la posibilidad de utilizar como proxy de la renta masculina la **tasa de hombres entre 15 a 44 años con educación superior (THES)**, aunque no creemos que esta medida sea demasiado adecuada, ya que, aunque guarda indudablemente una estrecha relación con la renta del sujeto, al tener la educación efectos propios sobre la fecundidad, sería razonable obtener con ella un efecto menos positivo que si se utiliza cualquiera de las *proxies* anteriores.

Tenemos entonces que, como es la mujer la que dedica más tiempo a la crianza de los hijos, lo normal es que la renta del hombre afecte a la fecundidad a través de su efecto renta, esperando que, si los hijos son un bien normal, el signo de la variable renta sea positivo, aunque teniendo en cuenta su efecto

¹⁸ Hemos calculado **SAL** igual que la media aritmética simple de la *RNpc* para sujetos entre 15 y 44 años, que describimos en el anexo, pero utilizando, en vez de la *RNpc* a precios de mercado, el salario medio/mes en jornada normal y extraordinaria, correspondiente a pagos ordinarios.

¹⁹ Véase en Becker (1960).

sobre la calidad el efecto podría ser perfectamente negativo; mientras que el valor del tiempo de la madre debería tener su principal influencia en la fecundidad a través del efecto precio.

EDUCACION DE LOS PADRES. Como hemos señalado antes, 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, y como también hemos explicado ya, 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 entre 15 y 44 años con educación superior (TPES)**, 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. Mediremos también el efecto de la educación de los padres por sexos, a través de la **tasa de hombres con educación superior (THES)** y de la **tasa de mujeres con educación superior (TMES)**, siendo el efecto esperado de ambas variables sobre la fecundidad ambiguo, aunque probablemente la educación masculina tenga un efecto positivo (pero no tanto como la renta masculina) y la femenina negativo.

EL COSTE DE LA VIVIENDA O LA DISPONIBILIDAD DE UNA VIVIENDA (VI) 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, es decir, para los más jóvenes, 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. Por todo ello, y por estar estimando de forma agregada la fecundidad de mujeres entre 15 y 44 años (esto es, la fecundidad de las jóvenes y de las no tan jóvenes), es muy probable que este efecto negativo de la vivienda sobre la fecundidad no destaque en el modelo.

Por otra parte, 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, 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 hipotecarios²⁰. 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 DE LA POBLACIÓN ENTRE 15 Y 44 AÑOS (TP), 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 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

²⁰ Véase Alberdi (1990, p. 67).

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 entre 15 y 44 años (TP)** o con la **tasa de paro de la población masculina entre 15 y 44 años (TPM)**²¹, 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), que medimos como el porcentaje de mujeres casadas entre 15 y 44 años sobre el total de mujeres de esa misma edad²², 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.

3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

3.1. MÉTODO DE ESTIMACIÓN.

Los escasos datos de series temporales con los que contamos para nuestro análisis van a limitar en todo momento los resultados de nuestra estimación, dado que los estadísticos y contrastes existentes son eficientes en un marco asintótico, y nuestra muestra se compone sólo de 21 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.

Además, igual que Freedman (1963), Conger y Campbell (1978), Butz y Ward (1979) y Ermisch (1987), creemos necesario tener en cuenta el proceso de reproducción humana, por lo que, vamos a estimar

²¹ Ahn y Mira (1998) consideran que la tasa de paro masculina puede ser tratada de forma más segura como exógena con respecto a la decisión de tener hijos (supongo que porque la mujer puede buscar quedarse en el paro y cobrar el seguro de desempleo mientras cría a sus hijos y después incorporarse de nuevo al trabajo). Nosotros, sin embargo, y siguiendo con la argumentación que estamos desarrollando en este trabajo no creemos que esto sea así en España, donde el paro, no suele ser una situación planeada ni buscada, sino todo lo contrario.

²² Véase el anexo.

la ecuación de fecundidad con un retardo en las variables explicativas. Y aunque 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. Por lo que el objetivo de nuestra estimación va a ser la ecuación 3:

$$Fecundidad_t = f(cte, beneficios\ fiscales\ y\ sociales\ por\ hijo_{t-1}, impuesto\ sobre\ la\ renta_{t-1}, valor\ tiempo\ mujer_{t-1}, renta\ hombre_{t-1}, educación\ de\ los\ padres_{t-1}, coste\ vivienda_{t-1}, paro_{t-1}, tasa\ de\ mujeres\ casadas_{t-1}) \quad (3)$$

Del análisis de los instrumentos adecuados (funciones de autocorrelación simple y de autocorrelación parcial, contrastes de raíz unitaria de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado y de Phillips-Perron, y los gráficos de las series), podemos deducir que casi todas nuestras variables son $I(1)$ ²³, por lo que debemos emplear, para estimar, la técnica de cointegración y determinar el Mecanismo de Corrección de Error (en adelante MCE).

$$y_t = \mathbf{b}x_{t-1} \quad (\text{relación de cointegración}) \quad (4)$$

$$\mathbf{D}y_t = \mathbf{I}(y_{t-1} - \mathbf{b}x_{t-2}) + \mathbf{a}\mathbf{D}x_t + v_t \quad (\text{MCE}) \quad (5)$$

El MCE, explica Greene (1998: 735) describe la variación de la dependiente alrededor de su tendencia a largo plazo, $\mathbf{D}y_t$, en términos de la corrección del error, que es el error de equilibrio en el modelo de cointegración (4), es decir, $y_{t-1} - \mathbf{b}x_{t-2}$; y de las variaciones de las independientes respecto de su tendencia a largo plazo, $\mathbf{D}x_t$. 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 \mathbf{b}), que es lo relevante en el modelo; y la segunda es la dinámica a corto (representada por \mathbf{I} y \mathbf{a}), que está influenciada por la desviación del equilibrio, en la que \mathbf{I} representa la velocidad de ajuste al equilibrio, de forma que, cuanto mayor sea ese parámetro \mathbf{I} más reaccionará la variable dependiente ante las desviaciones del equilibrio a largo plazo del período anterior. Concretamente, si la desviación es positiva ($y_{t-1} - \mathbf{b}x_{t-2} > 0$), la endógena debería disminuir, es decir, \mathbf{I} debería ser negativo.

3.2. 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 las variables $I(1)$, además de porque la relación de cointegración debe darse, en principio, 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 introducido más variables explicativas en la dinámica a largo -concretamente hemos introducido la variable cualitativa, \mathbf{BMT} , y variables $I(0)$, como los beneficios

²³ Los resultados de los contrastes pueden facilitarse a petición del lector.

sociales por hijo o la tasa de paro-, y hemos probado la inclusión de otras variables en la dinámica a corto. También hemos cuidado de que las variables incluidas en la dinámica a largo plazo no presenten una alta correlación entre ellas, porque sino el modelo no estaría recogiendo bien los efectos que tiene cada variable sobre la fecundidad.

El programa informático utilizado ha sido el TSP 4.4, y la especificación adecuada, recogida en los modelos del cuadro 2 del anexo, resulta en todos los casos la siguiente:

$$DTGF_t = cte + I [TGF_{t-1} - (a.BT_{t-2} + b.BMT_{t-2} + c.TACF_{t-2} + d.TP_{t-2})] + e.DTACF_{t-1} + f.DTPM_{t-1}$$

siendo la única diferencia entre estos modelos el tipo de beneficio por descendientes que se está analizando, al no haber incluido “a la vez” en el análisis los distintos beneficios que reducen el coste directo de los hijos por estar altamente correlacionados.

Como puede verse en el cuadro 2 del anexo, todos estos modelos presentan un R^2 elevado y no muestran problemas de autocorrelación (estadístico de Ljung-Box) ni de endogeneidad (Wu-Hausman²⁴). Asimismo, todas sus variables tienen el signo esperado desde un punto de vista teórico, aunque es cierto que algunas de ellas tenían *a priori* un efecto indeterminado.

Si nos centramos primero en la relación a largo plazo, podemos ver que los principales determinantes de la tasa general de fecundidad son, los beneficios que reducen el coste directo de los hijos, la baja por maternidad, el valor del tiempo de la mujer, y la tasa de paro.

Además, los beneficios que reducen el coste directo de los hijos y la baja por maternidad resultan significativos, tanto en conjunto (cuando se miden como **BT** y **BMT**) como por separado (**AF**, **PS**, **BS**, **AP**, **RBM**), indicándonos el modelo que un aumento en estos beneficios influye favorablemente en la fecundidad. Y aunque los coeficientes estimados de los beneficios que reducen el coste directo de los hijos son muy pequeños, hay que tener en cuenta que sus medias son enormes (están disponibles a petición de los interesados). Por otra parte, hay que destacar que rara vez la baja por maternidad ha resultado significativa en una contrastación empírica, mientras que los beneficios que reducen el coste directo de los hijos han mostrado algún efecto sobre la endógena en todos los trabajos que los han contemplado, como el de Ermisch (1987), Whittington, Alm y Peters (1990), Whittington (1992, 1993), etc.

Los únicos beneficios que no tienen influencia en la fecundidad son el pago por nacimiento, **PN**, y la duración de la baja por maternidad, **SBM**, (que sólo resulta significativa en algunas ocasiones, y además sólo al 20%). La no significatividad del primero **PN**, probablemente se deba a la insignificancia de su importe; mientras que la del segundo, **SBM**, puede estar relacionada con la alta tasa de paro e inestabilidad laboral que existen en nuestro país, especialmente entre la población femenina, que pueden estar haciendo que a una mujer que está deseando trabajar la baja por maternidad le resulte un tanto irrelevante.

El valor del tiempo de la mujer, medido a través de la **TACF**, resulta significativo en todos los modelos planteados, y su influencia sobre la fecundidad es negativa, tal como indica la teoría, lo cual

²⁴ Pueden verse en el anexo los instrumentos utilizados para este contraste.

quiere decir que cuanto más vale el tiempo de la mujer más caros resultan los hijos, por lo que se tienen menos. Ya señalamos que como es la mujer la que dedica más tiempo a la crianza de los hijos, lo más probable es que esta variable esté captando fundamentalmente el efecto precio sobre la fecundidad. En cambio, el efecto renta está siendo recogido por la tasa de paro *TP*, que afecta de forma negativa a la fecundidad, lo cual quiere decir, que el paro, o lo que es lo mismo, la situación de inestabilidad laboral y la menor renta que genera, influyen negativamente en la fecundidad. El valor del tiempo de la mujer también se ha mostrado significativo en trabajos como los de Schultz (1969), Jones (1981), Shields y Tracy (1986), Ermisch (1987) o Alvarez (1997). Por su parte, Whittington, Alm y Peters (1990), Georgellis y Wall (1992) y Ahn y Mira (1998) encontraban el desempleo como una variable fundamental en la explicación de la natalidad.

El impuesto sobre la renta (*IR*), sin embargo, no explica la fertilidad a largo plazo; mientras que el coste de la vivienda (*VI*) ha resultado bastante relevante en nuestros modelos, aunque con un nivel de significatividad a veces cuestionable, por lo que hemos optado por incluirlo en un modelo ampliado-1 que presentamos más adelante (cuadro 3 del anexo). Las restantes variables (*TPES*, *RN*, *TMC*), en cambio, no están presentes en la relación a largo plazo por mostrar una alta correlación con *TACF*, variable que consideramos es fundamental en la explicación de la fecundidad. En cualquier caso, es razonable que no aparezcan en el modelo 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 recogido por *TACF* y *TP*; y la fecundidad, más que depender de si se está casado (*TMC*) depende de factores económicos que ya tienen presencia en el modelo.

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). Además, está en torno a 0,57 (dependiendo de qué beneficio fiscal o social se está tomando en consideración oscila entre 0,48 y 0,67), lo cual quiere decir que la fecundidad reacciona bastante rápido ante desviaciones del equilibrio a largo plazo en el período anterior. Más concretamente, que en torno al 57% de las desviaciones de la senda de equilibrio en las variables se corrige en el período siguiente a producirse. O lo que es lo mismo, que como corresponde a una relación de cointegración, no se acumulan indefinidamente las perturbaciones sino que el modelo carece de memoria en ese sentido y tiende a volver a su media.

Los signos de los parámetros *a* son también del signo adecuado, resultando significativos a corto plazo el valor del tiempo de la mujer (*TACF*), y la tasa de paro masculina (*TPM*), variables ambas que reducen la tasa general de fecundidad. El resto de variables no ha resultado significativo en la dinámica a corto plazo, a excepción del impuesto sobre la renta (*IR*) que, aunque explica normalmente la fertilidad, hemos preferido incluirlo en un modelo ampliado-2 que veremos posteriormente (cuadros 4 y 5 del anexo).

Se ha tenido en cuenta 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. 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 más que de la fecundidad de la evolución de la economía. Además, al medir el valor del tiempo de la mujer como *SEF* en vez de como *TACF*, los modelos presentados en el cuadro 2 del anexo apenas varían²⁵.

Una especificación alternativa es la incluye en la dinámica a corto plazo la renta del hombre (medida como *RN*, *SAL* o *SEM*), en vez del valor del tiempo de la mujer, y que tiene también un efecto negativo sobre la fecundidad, el cual está indicando que ante aumentos en la renta del hombre las parejas no demandan más hijos, sino que probablemente se gasten más en ellos, es decir, inviertan más en su calidad²⁶. También obtenían este resultado Georgellis y Wall (1992), Whittington (1993) y Zhang, Quan y Van Meerbergen (1994), aunque otros muchos autores como Wachter (1975), Butz y Ward (1979), Shield y Tracy (1986) y Ermisch (1987), obtenían una incidencia positiva.

Hemos testado también la sensibilidad de estos modelos a la elección de la endógena, y los resultados han sido exactamente los mismos, aunque con la tasa total de fertilidad (*TTF*), la baja por maternidad (*BMT*) resulta a veces menos significativa.

Por todo ello, es decir, por el hecho de que los modelos apenas varíen cuando se utilizan todas estas variables alternativas (*SEF* en vez de *TACF*, *TTF* en vez de *TGF*, etc.), se puede decir que los modelos presentados son consistentes y robustos.

En cambio, estos modelos sí son sensibles a la estructura de retardos, ya que, tanto si no utilizamos retardos como si utilizamos dos, los modelos anteriores no resultan correctos. No obstante, cuando no empleamos retardos asumiendo un enfoque de previsión perfecta, es decir, asumiendo que el valor relevante de las variables a la hora de planificar el nacimiento sería el mismo que el valor de las variables en el momento del nacimiento, los modelos resultantes siguen teniendo como variables fundamentales los beneficios fiscales y sociales por hijo, el valor del tiempo de la mujer y el paro, lo cual reafirma también la elección de las variables. Concretamente, resultan significativas en la dinámica a largo, *BMT*, *TACF* y *TP* y en la dinámica a corto *BCD* y *TPM*, aunque esta última variable sólo resulta significativa entre el 20 y el 30%.

²⁵ También hemos contemplado la posibilidad de que la *TMC* fuera endógena, pero siempre hemos aceptado la hipótesis nula de exogeneidad.

²⁶ Aunque cuando se utiliza *RN* en la dinámica a corto, *BMT* resulta menos significativa.

Si la renta del hombre se aproxima con la *THES* los modelos resultan muy parecidos, aunque esta variable, que tiene signo positivo, no resulta significativa en la dinámica a corto plazo y, además, *BMT* resulta menos significativa. Esto parece confirmar nuestra intuición sobre la no validez de esta variable como *proxy* de la renta masculina, por estar captando otros efectos distintos de los correspondientes a la renta y que son más propios de la educación de los padres.

Modelo ampliado-1

Tal como apuntábamos antes, una especificación ampliada es la que incluye en la relación a largo plazo el coste de la vivienda (**VI**). Esta variable normalmente ha resultado bastante relevante, aunque a veces con un bajo nivel de significatividad, como puede verse en los modelos del cuadro 3 del anexo. Si se tiene en cuenta que en este trabajo estamos midiendo la fecundidad de un amplio abanico de edades, el signo positivo que presenta esta variable no debe extrañar, ya que, como explicamos en la sección anterior, el *trade-off* entre vivienda y fertilidad es más razonable entre los más jóvenes, que justamente son los que se plantean formar una familia; y más que reducir el número de hijos, lo que parece hacer esta variable es retrasar la decisión de comenzar a tener descendencia. Además, para los que ya son propietarios de una vivienda el alto precio de las mismas refuerza su riqueza. El signo positivo de esta variable está además en la línea de los resultados obtenidos por los otros dos trabajos que la han utilizado como explicativa²⁷.

Por otra parte, cuando se incluye la vivienda (**VI**) en la dinámica a largo plazo, resulta a veces significativa en la dinámica a corto la **TMC**, indicando su signo positivo que cuanto mayor es el stock de mujeres casadas mayor es la natalidad.

Tampoco en este modelo ampliado (cuadro 3) se aprecian problemas de endogeneidad ni de autocorrelación, siendo asimismo la bondad del ajuste muy elevada. Además, este modelo no cambia demasiado cuando en la dinámica a corto se incluye la renta del hombre (ya sea a través de **RN**, **SEM** o **SAL**), sin embargo, no es tan robusto a la especificación del valor del tiempo de la mujer, puesto que cuando se mide a través de **SEF** en vez de **TACF**, ni la vivienda ni la tasa de mujeres casadas resultan significativas en la relación a largo y a corto plazo, respectivamente.

Modelo ampliado-2

Los modelos anteriores, tanto los que no incluyen la vivienda en la relación a largo plazo (cuadro 2) como los que sí la tienen en cuenta (cuadro 3), pueden completarse incluyendo en la dinámica a corto plazo el impuesto sobre la renta (**IR**). Esta variable muestra siempre un signo positivo, lo cual está indicando que cuando la pareja es favorecida por el IRPF, esto es, tiene más renta neta, se anima a tener más hijos (puede verse en el cuadro 4 y 5 del anexo).

Las propiedades de esta nueva versión de modelos ampliados son también las adecuadas, al no presentar problemas de exogeneidad, ni de autocorrelación, y al ser alta la bondad del ajuste. Sin embargo, en el cuadro 5 puede verse que cuando se incluye en el modelo el impuesto sobre la renta (**IR**), el valor de la vivienda (**VI**) en muchos casos deja de ser significativo. Y, además, estos nuevos modelos ampliados no son tan robustos como los anteriores a especificaciones alternativas, puesto que cuando se utilizan variables alternativas (como **SEF** en vez de **TACF** en la relación a largo plazo y **RN**, **SAL**, **SEM** y **THES** en vez de **TACF** en la dinámica a corto plazo), el impuesto sobre la renta (**IR**) pierde significatividad.

²⁷ De Tray (1973) obtiene un efecto positivo al utilizarla como proxy de la renta; y Ermisch (1987) obtiene que la relación entre la fertilidad y el coste de la vivienda es negativa para las mujeres jóvenes pero positiva para las de más edad.

5. CONCLUSIONES

Existe una corriente de opinión que está a favor de las políticas pronatalistas, y que está integrada por quienes consideran que es responsabilidad del gobierno promover la fecundidad y evitar las adversas consecuencias del descenso en la fecundidad y en la población, y que la política familiar puede ser efectiva en animar a los padres a tener más hijos. En cambio, existe otra corriente que opina que, independientemente de las consecuencias del nivel actual de fecundidad, no existe justificación para que los gobiernos interfieran en una decisión que es esencialmente privada, además de que el efecto potencialmente pronatalista de las políticas es, en cualquier caso, dudoso.

Trabajos empíricos con el propósito de demostrar y apoyar las hipótesis de la primera corriente se han emprendido en los últimos años en diversos países, pero en España no existían estudios de este tipo. Por ello, el objetivo de este trabajo ha sido aportar evidencia empírica, por primera vez para España, de que las ayudas por hijos que ha establecido el Sector Público tanto a través del sistema fiscal como a través del sistema de la seguridad social, han influido en la decisión de tener hijos.

Para ello, hemos estimado, de manera agregada y con datos de series temporales, la tasa de fecundidad de las mujeres en edad fértil en función de, entre otras, unas variables que miden los beneficios fiscales que la deducción por descendientes genera en el IRPF, los beneficios sociales que se obtienen mediante la prestación social por hijo a cargo y los pagos por nacimiento, y los beneficios que obtiene la mujer en la forma de baja remunerada por maternidad. El grueso de estas variables se ha mostrado relevante en la explicación de la fecundidad en España, siendo los pagos por nacimiento y la duración de la baja por maternidad las únicas que hemos eliminado cuando se ha estudiado su impacto por separado.

Junto a los beneficios fiscales y sociales por hijo, resultan determinantes en la estimación de la fecundidad el valor del tiempo de la mujer y la tasa de paro, si bien estas dos últimas variables, como era de esperar, influyen negativamente en la fecundidad. También la vivienda se ha mostrado parcialmente significativa, aunque su incidencia sobre la endógena es de signo positivo, posibilidad que ya se contemplaba desde un punto de vista teórico. Y lo mismo ocurre con el impuesto sobre la renta, que mide como afectan a la renta neta de los sujetos las variaciones en el IRPF, y que influye positivamente en la fertilidad aunque sólo a corto plazo.

Los resultados son entonces consistentes con las hipótesis establecidas teóricamente y, en general, con los resultados obtenidos en los demás trabajos empíricos. De todo lo cual se deduce, que sería recomendable que el Sector Público fuera más generoso en las ayudas que concede por descendientes, ya que, además, las cantidades hoy gastadas en dichas ayudas pueden considerarse realmente políticas de inversión social, dados los efectos externos que generan los hijos; 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. 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.

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 subgrupos de población. Tampoco estudia como varía el incremento en la tasa de fecundidad al aumentar el valor de estos beneficios. Por eso, entendemos que hay que considerarlo como una primera de toma de contacto de este campo de análisis en España, y que simplemente es un punto de partida para futuras investigaciones.

Por ello, el siguiente paso sería analizar la tasas de fecundidad por tramos más desagregados de edades, para ver si alguna variable independiente explica la fecundidad de las mujeres más jóvenes pero no de las de más edad o viceversa, o si, por el contrario, no influye la edad. También sería conveniente utilizar 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.

BIBLIOGRAFÍA

- AARON, H. J. y J. A. PECHMAN, eds. (1981): *How taxes affect economic behaviour*, Washington: The Brookings Institution.
- 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.
- BARMBY, T. y A. CIGNO (1990): "A sequential probability model of fertility patterns", *Journal of Population Economics*, 3: 31-51.
- BECKER, G. (1960): "An economic analysis of fertility", *Demographic and economic change in developed countries*, Princeton University para el National Bureau of Economic Research, Princeton, 1960. Versión traducida en FEBRERO, R. y P. SCHWARTZ (1997), *La esencia de Becker*, Ariel, Barcelona: 257-283.
- BECKER, G. (1965): "A theory of the allocation of time", *Economic Journal* 75 (299): 493-508. Versión traducida en FEBRERO, R. y P. SCHWARTZ (1997), *La esencia de Becker*, Ariel, Barcelona: 125-150.
- BECKER, G., (1987), *Tratado sobre la familia*. Madrid, Alianza.
- BECKER, G. S. y N. TOMES (1976): "Child endowments and the quantity and quality of children", *Journal of Political Economy* 84 (4), part 2: s143-s162.
- BECKER, G. y H. G. LEWIS (1973): "On the interaction between the quantity and quality of children"; *Journal of Political Economy* 81: s279-s288
- BEN-PORATH, Y. (1973): "Economic analysis of fertility in Israel: point and counterpoint", *Journal of Political Economy*, mar.-apr: s202-s233.
- 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. (1977): "Fertility behavior", en WATTS H. W. y A. REES (eds.), *The New Jersey Income Maintenance Experiment*, Vol. III, Academic Press, New York: 225-250.
- 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.
- CIGNO, A. (1986): "Fertility and the tax-benefit system: a reconsideration of the theory of the family-taxation", *The Economic Journal* 96 (384): 1035-1051.
- CIGNO, A. y J. ERMISCH (1989): "A microeconomic analysis of the timing of births", *European Economic Review*, 33: 737-760.

- CONGER, D. J. y J. M. CAMPBELL (1978): "Simultaneity in the birth rate equation: the effects of education, labor force participation, income and health", *Econometrica* 46 (3): 631-642.
- 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.
- ELLWOOD, D. T. y M.J. BANE (1985): "The impact of AFDC on family structure and living arrangements", en EHRENBERG, R. G. (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 7, Greenwich: JAI Press: 137-207.
- 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.
- ESPENSHADE, T. y J. J. MINARIK (1987): "Demographic implications of the 1986 tax reform", *Population and Development Review* 13: 115-127.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J. A. (1998): "El envejecimiento de la población española", *Papeles de Economía Española* 77: 91-103.
- FREEDMAN, D. S. (1963): "The relation of economic status to fertility", *American Economic Review* 13 (3): 414-26.
- 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.
- GEORGELLIS, Y. y WALL, H. J. (1992): The fertility effect of dependent tax exemptions: estimates for the United States, *Applied Economics* 24 (10): 1139-1145.
- GREENE, W. (1998): *Análisis econométrico*, Prentice Hall, Madrid.
- HANDA, S. (2000): "The impact of education, income, and mortality on fertility in Jamaica", *World Development* 28 (1): 173-186.
- HOTZ, V. J. y MILLER, R. (1988): "An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply", *Econometrica* 56: 91-118.
- JONES, E. F. (1981): "The impact of women employment on marital fertility in the U. S.:1970-1975", *Population Studies*, July: 161-174.
- 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.
- 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.
- NOVALES, A. (1993): *Econometría*, McGraw-Hill. Madrid.
- PECHMAN, J. (1983): *Federal Tax Policy*, Washington: The Brookings Institution.
- SCHULTZ, T. P. (1969): "An economic model of family planning and fertility", *Journal of Political Economy* 77 (2), part. II: 153-180.
- SHIELDS, M. P. y R. L. TRACY (1986): "Four themes in fertility research", *Southern Economic Journal* 53 (1): 201-216.
- 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.
- WHITTINGTON, L. A. (1992): "Taxes and the family: the impact of the tax exemption for dependents on marital fertility", *Demography* 29 (2): 215-26.
- WHITTINGTON, L. A. (1993): "State Income Tax policy and family size: fertility and the dependency exemption" *Public Finance Quarterly* 21 (4): 378-98.
- WHITTINGTON, L. A.; J. ALM y H. E. PETERS (1990): "Fertility and the personal exemption: implicit pronatalist policy in the United States", *The American Economic Review* 80 (3): 545-556.
- WILLIS, R. J. (1973): "A new approach to the economic theory of fertility behavior", *Journal of Political Economy* 81 (2), part II: s14-s64.
- 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. (2000): "Una revisión de los estudios empíricos que estudian decisiones matrimoniales. El significativo y reciente papel de la variable fiscal", *Cuadernos Aragoneses de Economía* vol. X (2): 483-502.
- 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 ENTRE 15 Y 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 considerando 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 1979-99, 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 sujeto²⁸. Y a continuación, hacemos la media aritmética simple de la renta nacional *per capita* para edades entre los 16 y 44 años²⁹, y la multiplicamos por 2 para obtener la renta media de la pareja. Hacemos lo mismo para los otros años de nuestro estudio, hasta 1999.

TASA DE MUJERES CASADAS ENTRE 15 Y 44 AÑOS (TMC)

Los componentes de esta variable, construida como el porcentaje de mujeres casadas entre 15 y 44 años sobre el total de mujeres entre 15-44 años, 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,

²⁸ Hemos supuesto que las rentas se mantienen constantes en términos reales desde los 58 años.

²⁹ Será la que consideremos para los sujetos entre 15 y 44 años.

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.

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

INSTRUMENTOS UTILIZADOS PARA CONTRASTAR LA EXOGENEIDAD DE LAS VARIABLES

- **Para contrastar la exogeneidad de TMC**

Los instrumentos utilizados han sido el salario esperado relativo mujer/hombre (*SREL*), medido como el cociente entre *SEF* y *SEM*, que nos indicaría que cuanto mayor fuese el salario relativo de la mujer menores serían las ganancias del matrimonio y, por lo tanto, la tasa de matrimonios; y la ratio de sexos hombres/mujeres entre 15 y 44 años (*RX*), que indicaría que cuanto más hombres haya en términos relativos mayor probabilidad habrá de que aumente el porcentaje de mujeres casadas.

También hemos contemplado la posibilidad de incluir en la estimación de la tasa de mujeres casadas (*TMC*) otras variables que recientemente se han incluido en la literatura empírica que explica el matrimonio, como el impuesto al matrimonio (*IM*) y la diferencia en los tipos marginales de gravamen de casados y solteros (*DTG*)³⁰. Sin embargo, no las hemos incluido en la estimación porque sólo parecen ser significativas junto a variables como la educación masculina (*THES*) o la femenina (*TMES*), las cuales hemos preferido no incluir en la estimación por estar muy correlacionadas con la variable que tratan de explicar³¹.

- **Para contrastar la exogeneidad de TACF**

En este caso los instrumentos han sido el salario medio de mercado para sujetos entre 15 y 44 años (*SAL*), para indicar que cuanto mayor sea el salario en el mercado más se animará la mujer a participar en el mercado de trabajo; y la tasa de mujeres en edad fértil (*TMEF*), medida como el porcentaje de mujeres entre 15 y 44 años. Esta última variable, por una parte, puede elevar la tasa de participación de la mujer, ya que las mujeres más activas son las más jóvenes; pero, por otra, puede reducir la participación de la mujer en el mercado de trabajo, dada la dificultad para compatibilizar el trabajo laboral y la crianza de los hijos, que sin duda tiene lugar entre esas edades.

³⁰ Puede verse una revisión de dicha literatura en Zárate (2000).

En López Laborda y Zárate (1999) estimamos, por primera vez para España, el porcentaje anual de mujeres que se casan (variable flujo) en función de, entre otras variables, el valor presente del flujo de impuestos al matrimonio durante toda la vida de la pareja, y de la diferencia entre el tipo marginal de gravamen medio que soportaría la pareja durante todo el tiempo que durara su matrimonio y el que soportaría si permaneciese soltera. En cambio, lo que estamos estimando aquí es la tasa anual de mujeres casadas (stock), por lo que no nos interesa tener en cuenta toda la duración del matrimonio, sino que nos basta con calcular el impuesto al matrimonio y la diferencia de tipos marginales de gravamen entre casados y solteros existentes cada año.

Para calcular el impuesto al matrimonio de cada año (*IM*) hacemos la diferencia entre el impuesto (óptimo) que pagaría la pareja estando casada y la suma de los impuestos que soportaría estando separada o soltera, utilizando como renta de la pareja el doble de la renta nacional *per capita* media para sujetos entre 15 y 44 años, estimada a partir de Navarro (1998) y repartida entre sus miembros como hemos visto antes.

La diferencia en el tipo marginal de gravamen de casada y de soltera (*DTG*) la calculamos también para la pareja utilizando las mismas rentas y reparto entre sus miembros, y ponderando los tipos marginales de las declaraciones individuales por la importancia que tiene la renta de cada miembro de la pareja en el total.

³¹ Como explica Novales (1993: 310), la correlación entre la variable instrumental y la variable para la que hace de instrumento no puede ser muy importante, puesto que entonces también existiría una correlación apreciable entre la variable instrumental y el término error, que es lo que motiva la necesidad de la variable instrumental.

Cuadro 1: VARIABLES DEL MODELO, EFECTOS ESPERADOS Y FUENTE*

VARIABLE	DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLE	EFECTO ESPERADO
TGF	Número de niños nacidos de madres entre 15 y 44 años x 1000/mujeres entre 15 y 44 años.	
TTF	Suma de las tasas de fecundidad por grupos de edad (15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44).	
AF	Ahorro fiscal = Valor actualizado del flujo anual de ahorros fiscales en el IRPF por el primer descendiente.	+
PS	Prestación social por hijo = Valor actualizado del flujo anual de prestaciones sociales por hijo a cargo.	+
PN	Pago único por nacimiento de un hijo.	+
BS	Beneficios sociales = PS + PN.	+
AP	Ahorro fiscal y prestación social por hijo = AF + PS.	+
BT	Beneficio total por hijo = AF + PS + PN .	+
SBM	Número de semanas remuneradas de baja por maternidad.	?
RBM	Porcentaje de la base reguladora que remuneraran a la madre durante la baja por maternidad.	+
BMT	Meses de baja por maternidad con remuneración completa = RBM x (SBM/4)	?+
IR	Dummy que toma valor 1 cuando la pareja paga, para una misma renta, menos impuesto este año que el año anterior; y que toma valor 0 en caso contrario.	+
TACF	Población activa femenina entre 16-44 años / Población femenina entre 16-44 años.	?-
SEF	Salario esperado femenino = salario medio de las personas entre 15 y 44 años x tasa de ocupación femenina.	?-
RN	Renta media del sujeto entre 15 y 44 años medida a través de la RN pc a precios de mercado.	?
SAL	Salario medio de un sujeto entre 15 y 44 años.	?
SEM	Salario esperado masculino = salario medio de las personas entre 15 y 44 años x tasa de ocupación masculina.	?
TPES	Población entre 15 y 44 años con educación superior /población entre 15 y 44 años.	?-
TMES	Número de mujeres entre 16-44 años con educación superior / Número de mujeres entre 16-44 años	?-
THES	Número de hombres entre 16-44 años con educación superior / Número de hombres entre 16-44 años.	?
VI	Tipo real de interés interbancario a 3 meses.	?
TP	Población parada total entre 16-44 años / Población activa total entre 16-44 años.	?-
TPM	Población masculina parada entre 16-44 años / Población activa masculina entre 16-44 años.	?-
TMC	Tasa de mujeres casadas = mujeres casadas entre 15-44 años x 1000 / mujeres entre 15-44 años.	+

Fuente Elaboración propia.

Cuadro 2: MODELOS OPTIMOS

ΔTGF_t	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
cte	38,72**	36,66**	38,73**	51,49**	51,23**	40,34**	38,23**	40,35**	52,86**	52,65**
	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
MCE (J)	-0,507**	-0,48**	-0,507**	-0,64**	-0,64**	-0,53**	-0,509**	-0,53**	-0,67**	-0,67**
BT_{t-2}	0,0000013**					0,0000013**				
AF_{t-2}		0,0000015**					0,0000014**			
AP_{t-2}			0,0000013**					0,0000013**		
PS_{t-2}				0,000011**					0,0000111**	
BS_{t-2}					0,000011**					0,000011**
BMT_{t-2}	1,25 ⁺	1,24 ⁺	1,25 ⁺	1,81*	1,805*					
RBM_{t-2}						6,56*	6,606*	6,57*	8,32**	8,28**
$TACF_{t-2}$	-0,67**	-0,66**	-0,67**	-0,76**	-0,76**	-0,68**	-0,67**	-0,68**	-0,75**	-0,74**
TP_{t-2}	-0,21*	-0,21*	-0,21*	-0,22*	-0,22*	-0,22*	-0,22*	-0,22*	-0,22**	-0,22**
	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP
DFACF_{t-1}	-0,35*	-0,34*	-0,35*	-0,41*	-0,404*	-0,35*	-0,34*	-0,35*	-0,41*	-0,407*
DFPM_{t-1}	-0,26**	-0,26**	-0,26**	-0,25**	-0,25**	-0,24**	-0,24**	-0,24**	-0,22**	-0,22**
R^2	0,953	0,952	0,953	0,941	0,9406	0,958	0,958	0,958	0,94	0,944
R^2 corregido	0,924	0,922	0,924	0,903	0,902	0,932	0,931	0,932	0,909	0,909
<i>Ljung-Box</i>										
Q (1) < $\chi_1 = 3,84$	3,21	3,22	3,21	2,82	2,85	2,87	2,91	2,87	1,44	1,47
Q (2) < $\chi_2 = 5,99$	4,48	4,36	4,47	3,47	3,49	5,31	5,10	5,31	3,36	3,37
Q (3) < $\chi_3 = 7,81$	5,09	4,94	5,08	3,49	3,51	6,00	5,74	5,99	3,41	3,42
Q (4) < $\chi_4 = 9,48$	5,37	5,12	5,36	3,62	3,65	6,91	6,44	6,90	3,93	3,96

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

Cuadro 3: MODELOS AMPLIADOS-1

ΔTGF_t	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
cte	48,93**	47,16**	48,93**	58,88**	58,68**	48,11**	46,40**	48,11**	57,36**	57,25**
	<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>MCE (I)</i>	-0,604**	-0,57**	-0,604**	-0,75**	-0,75**	-0,61**	-0,59**	-0,61**	-0,75**	-0,75**
<i>BT</i> _{t-2}	0,0000014**					0,0000014**				
<i>AF</i> _{t-2}		0,0000016**					0,0000015**			
<i>AP</i> _{t-2}			0,0000014**					0,0000014**		
<i>PS</i> _{t-2}				0,000014**					0,000012**	
<i>BS</i> _{t-2}					0,000014**					0,000012**
<i>BMT</i> _{t-2}	1,68**	1,67**	1,68**	2,00**	1,99**					
<i>RBM</i> _{t-2}						6,76**	6,707**	6,76**	8,65**	8,59**
<i>TACF</i> _{t-2}	-0,81**	-0,81**	-0,81**	-0,78**	-0,77**	-0,75**	-0,75**	-0,75**	-0,75**	-0,74**
<i>VI</i> _{t-2}	0,22*	0,23*	0,22*	0,14 ⁺	0,14 ⁺	0,18*	0,18*	0,18*	0,09	0,09
<i>TP</i> _{t-2}	-0,17*	-0,18*	-0,17*	-0,17*	-0,17*	-0,17*	-0,17*	-0,17*	-0,19*	-0,19*
	<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>DTACF</i> _{t-1}	-0,35**	-0,34**	-0,35**	-0,42*	-0,41*	-0,36**	-0,35**	-0,36**	-0,42*	-0,41*
<i>DTPM</i> _{t-1}	-0,31**	-0,31**	-0,31**	-0,27**	-0,27**	-0,27**	-0,27**	-0,27**	-0,22**	-0,22**
<i>DTMC</i> _{t-1}	0,21**	0,22**	0,21**			0,15*	0,17*	0,15*		
R^2	0,978	0,978	0,978	0,948	0,948	0,975	0,975	0,975	0,948	0,948
R^2 corregido	0,956	0,956	0,956	0,908	0,907	0,951	0,951	0,951	0,907	0,907
<i>Ljung-Box</i>										
Q(1) < $\chi_1 = 3,84$ (al 5%); 5,024 (al 2,5%)	4,04	4,31	4,03	2,45	2,50	2,98	3,23	2,97	0,93	0,97
Q(2) < $\chi_2 = 5,99$	4,21	4,45	4,21	2,62	2,65	3,69	3,83	3,69	2,17	2,16
Q(3) < $\chi_3 = 7,81$	4,25	4,46	4,25	3,12	3,18	3,69	3,83	3,69	2,49	2,50
Q(4) < $\chi_4 = 9,48$	4,29	4,49	4,28	3,19	3,26	4,17	4,24	4,17	2,89	2,93

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

Cuadro 4: MODELOS AMPLIADOS-2 (sin incluir la variable vivienda)

ΔTGF_t	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
cte	46,24**	43,17**	46,24**	71,92**	71,42**	47,29**	44,20**	47,30**	72,26**	71,84**
	<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>MCE (I)</i>	-0,59**	-0,55**	-0,59**	-0,87**	-0,87**	-0,61**	-0,57**	-0,61**	-0,89**	-0,89**
<i>BT_{t-2}</i>	0,0000014**					0,0000013**				
<i>AF_{t-2}</i>		0,0000016**					0,0000015**			
<i>AP_{t-2}</i>			0,0000014**					0,0000013**		
<i>PS_{t-2}</i>				0,000012**					0,000012**	
<i>BS_{t-2}</i>					0,000012**					0,000012**
<i>BMT_{t-2}</i>	0,802 ⁺	0,79 ⁺⁺	0,803 ⁺	1,29**	1,28**					
<i>RBM_{t-2}</i>						4,55*	4,63 ⁺	4,56*	5,98**	5,93**
<i>TACF_{t-2}</i>	-0,69**	-0,68**	-0,69**	-0,79**	-0,78**	-0,701**	-0,69**	-0,702**	-0,77**	-0,77**
<i>TP_{t-2}</i>	-0,18**	-0,19**	-0,18**	-0,18**	-0,19**	-0,200**	-0,20**	-0,200**	-0,19**	-0,19**
	<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>DIACF_{t-1}</i>	-0,42**	-0,407**	-0,42**	-0,54**	-0,53**	-0,41**	-0,405**	-0,42**	-0,54**	-0,52**
<i>DIPM_{t-1}</i>	-0,23**	-0,23**	-0,23**	-0,21**	-0,21**	-0,21**	-0,21**	-0,21**	-0,18**	-0,18**
<i>IR_{t-1}</i>	0,89**	0,85**	0,89**	1,19**	1,19**	0,86**	0,82**	0,86**	1,15**	1,15**
R^2	0,972	0,970	0,972	0,969	0,969	0,976	0,973	0,976	0,971	0,971
R^2 corregido	0,950	0,946	0,950	0,945	0,944	0,957	0,953	0,957	0,949	0,948
<i>Ljung-Box</i>										
Q (1) < $\chi_1 = 3,84$	1,58	1,53	1,58	1,25	1,31	1,56	1,48	1,55	0,35	0,40
Q (2) < $\chi_2 = 5,99$	4,06	3,77	4,06	1,96	2,00	4,51	4,17	4,51	1,32	1,34
Q (3) < $\chi_3 = 7,81$	4,20	3,86	4,19	2,73	2,76	4,55	4,19	4,55	3,40	3,42
Q (4) < $\chi_4 = 9,48$	5,12	4,45	5,11	2,75	2,80	6,91	5,84	6,90	3,60	3,66

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

Cuadro 5: MODELOS AMPLIADOS-2 (incluyendo la variable vivienda)

ΔTGF_t	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
cte	53,11**	51,001**	53,11**	73,48**	73,03**	53,009**	50,903**	53,01**	72,65**	72,28**
	<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>MCE (I)</i>	-0,64**	-0,61**	-0,64**	-0,908**	-0,905**	-0,65**	-0,62**	-0,65**	-0,90**	-0,90**
<i>BT_{t-2}</i>	0,0000013**					0,0000013**				
<i>AF_{t-2}</i>		0,0000015**					0,0000014**			
<i>AP_{t-2}</i>			0,0000013**					0,0000013**		
<i>PS_{t-2}</i>				0,000013**					0,000012**	
<i>BS_{t-2}</i>					0,000013**					0,000012**
<i>BMT_{t-2}</i>	1,23**	1,23**	1,23**	1,41**	1,405**					
<i>RBM_{t-2}</i>						5,02**	5,009**	5,02**	6,103**	6,07**
<i>TACF_{t-2}</i>	-0,80**	-0,80**	-0,80**	-0,79**	-0,78**	-0,76**	-0,76**	-0,76**	-0,77**	-0,77**
<i>VI_{t-2}</i>	0,12 ⁺	0,13 ⁺	0,12 ⁺	0,04	0,04	0,09	0,09	0,09	0,01	0,05
<i>TP_{t-2}</i>	-0,18**	-0,18**	-0,18**	-0,17**	-0,17**	-0,18**	-0,19**	-0,18**	-0,18**	-0,18**
	<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>DTACF_{t-1}</i>	-0,409**	-0,39**	-0,41**	-0,53**	-0,52**	-0,41**	-0,40**	-0,41**	-0,53**	-0,52**
<i>DPPM_{t-1}</i>	-0,27**	-0,27**	-0,27**	-0,22**	-0,22**	-0,24**	-0,24**	-0,24**	-0,18**	-0,18**
<i>DPMC_{t-1}</i>	0,18**	0,20**	0,18**			0,14*	0,15*	0,14*		
<i>IR_{t-1}</i>	0,64*	0,61*	0,64*	1,11**	1,104**	0,71*	0,67*	0,71*	1,13**	1,12**
<i>R²</i>	0,985	0,985	0,985	0,971	0,970	0,985	0,984	0,985	0,971	0,971
<i>R² corregido</i>	0,967	0,966	0,967	0,942	0,941	0,966	0,964	0,966	0,943	0,942
<i>Ljung-Box</i>										
Q(1) < $\chi_1 = 3,84$ (al 5%); 5,024 (al 2,5%)	4,82	4,67	4,81	2,04	2,13	4,07	3,92	4,06	0,42	0,48
Q(2) < $\chi_2 = 5,99$	4,871	4,76	4,86	2,09	2,17	4,36	4,28	4,35	1,05	1,06
Q(3) < $\chi_3 = 7,81$	5,46	5,21	5,44	3,39	3,49	5,06	4,86	5,05	3,33	3,37
Q(4) < $\chi_4 = 9,48$	7,44	6,91	7,42	3,41	3,54	9,31	8,55	9,28	3,52	3,61

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