

# Demanda y escalas de equivalencia: evidencia para España\*

José M. Labeaga Azcona  
UNED, Madrid

Ian Preston  
University College London

Juan A. Sanchis-Llopis  
Universidad de Valencia

## Resumen

*El objetivo de este trabajo es plantear teóricamente el estudio de los efectos que los hijos imponen sobre las decisiones de demanda del hogar (los costes de los hijos, por ejemplo), tanto desde el punto de vista dinámico como estático, utilizando el concepto de separabilidad demográfica. Además, establecer la relación entre ambos conceptos teóricos nos permitirá investigar el grado de imprecisión o el sesgo que se produce cuando se utiliza una medida estática frente a una medida intertemporal. El ejercicio empírico se lleva a cabo utilizando un panel de datos extraído de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, que cubre el período 1985-1995. Se estima un sistema de demanda Marshalliana para diversos bienes de adultos (y se contrasta la hipótesis de separabilidad demográfica), así como un sistema de demanda Frischsiana. Con los resultados de la estimación se simula el coste relativo y absoluto de los hijos. Los resultados indican la importancia de la consideración de los efectos dinámicos de los hijos en el cálculo de escalas de equivalencia. Finalmente, se comparan las escalas de equivalencia estimadas con las implícitas en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas.*

**Palabras clave:** demanda, hijos, economía doméstica, IRPF, modelo de panel, España.

**Clasificación JEL:** C33, D12, J13

## Abstract

*The aim of this work is the theoretical study of the impact of children on household demand decisions (children's costs, for example), from both a dynamic and static standpoint, using the concept of demographic separability. Furthermore, establishing the relationship between the two theoretical concepts will enable us to research the degree of inaccuracy or bias which occurs when a static measurement is used as compared with an intertemporal measurement. The empirical exercise is performed using a data taken from Spain's Continuous Household Budget Survey covering the period 1985-1995. A Marshallian demand system is estimated for various adult products (and the demographic separability assumption is verified), as well as a Frisch demand system. The results of the estimates are then used to simulate children's relative and absolute costs. The results point to the significance of considering the dynamic effects of children in calculating equivalence scales. Finally, the estimated equivalence scales are compared with the ones implicit in the personal income tax.*

**Keywords:** demand, children, household economy, personal income tax, panel model, Spain.

**JEL Classification:** C33, D12, J13.

---

\* Este estudio está basado en trabajos previos de los autores tanto sobre el tema de estimaciones de sistemas de demanda como de evaluación de escalas de equivalencia en contextos estáticos y dinámicos y de evaluación y comparación de coste de hijos mediante métodos de microsimulación. Los autores desean agradecer los comentarios recibidos en diversos seminarios y conferencias por parte de numerosos colegas y, muy especialmente, de R. Blundell, M. Browning y A. Kalwij. José M. Labeaga y Juan A. Sanchis-Llopis agradecen la financiación recibida de los proyectos CICYT PB98-1058-C03-02 y BEC2002-04294-C03-02.

## 1. Introducción

En general, cualquier aspecto del comportamiento económico de una familia está relacionado significativamente con la presencia de hijos en ella (Browning, 1992). El efecto de los hijos sobre la demanda familiar es importante tanto desde el punto de vista del análisis empírico, como desde una perspectiva política. Así, los hijos representan un papel importante en el diseño de los programas de bienestar social destinados a las familias<sup>1</sup>. Se debe reconocer que algunos de los efectos de los hijos sobre el comportamiento de la familia pueden incluso comenzar antes de que nazcan, y pueden perdurar después de que abandonen el hogar<sup>2</sup>. De este modo, los hijos afectan a la oferta de trabajo de la familia mucho tiempo antes de que nazcan, ya que una familia puede, de alguna manera, anticipar algunos gastos relacionados con ellos. El reconocimiento de los efectos de los hijos antes y/o después de que nazcan indica que su estudio debe plantearse en un contexto intertemporal (modelos de ciclo vital) como ponen de manifiesto, entre otros, Browning, Deaton e Irish (1985). Una de las limitaciones más importantes del análisis estático es que sólo considera una instantánea de un proceso intertemporal<sup>3</sup>. A la hora de estudiar los efectos de los hijos en un contexto intertemporal existen importantes relaciones con otras decisiones del hogar: decisiones sobre la oferta laboral de la familia (especialmente de las madres), decisiones de fertilidad tomadas por ese hogar y decisiones de consumo<sup>4</sup>.

Además, es interesante subrayar que los hijos tienen efectos distintos sobre el consumo de determinados bienes. Así, el consumo de alimentos o el gasto en ropa de niños es probable que se incremente, mientras que la ropa de adultos o el gasto en tabaco y alcohol no se verán prácticamente afectados por la presencia o llegada de los hijos al hogar. Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989) analizan este segundo tipo de bienes, los llamados bienes de adultos, a través del concepto de bienes *demográficamente separables* de los hijos. La idea fun-

---

<sup>1</sup> Por ejemplo, las familias con mayor número de hijos o con hijos mayores obtienen mayores ayudas que las familias con menos hijos o con hijos más pequeños, DEATON y MUELLBAUER (1986).

<sup>2</sup> PASHARDES (1991) indica que, en muchos casos, los costes que los hijos imponen a una familia se pagan reduciendo el consumo (ahorrando) en períodos en los que los hijos no están presentes. Existe evidencia de que las familias ahorran o reducen su consumo para afrontar los costes asociados con los hijos (ahorro de precaución o ahorro anticipado en el ciclo vital) y que los hijos tienen efectos sobre la estrategia ahorradora de una familia, BROWNING y LUSARDI (1996), BANKS, BLUNDELL y PRESTON (1994), AVERY y KENNICKELL (1991) y SMITH (1994). La capacidad de anticipación (o postergación) del coste de los hijos afectará de forma importante a su cálculo (medidas estáticas frente a medidas intertemporales o dinámicas).

<sup>3</sup> Por ejemplo, es crucial tener en cuenta un modelo intertemporal para medir los costes de los hijos puesto que estos costes puede que se distribuyan a lo largo del tiempo dentro de la familia. Una medida estática sólo estaría recogiendo los verdaderos costes de los hijos si una familia no pudiera transferir los costes entre períodos (véanse PASHARDES, 1991 y PENDAKUR, 1998 y 2003). DEATON y MUELLBAUER (1986) reconocen que el concepto de costes de los hijos a lo largo del ciclo vital de la familia es un concepto amplio ya que estos costes pueden ser distintos en función de si se tienen en cuenta sólo los costes de corto plazo, o si tienen en cuenta los costes en una familia con hijos pequeños, o los costes en familias con hijos mayores, etcétera.

<sup>4</sup> BROWNING y MEGHIR (1991) subrayan que una de las debilidades de muchos trabajos que analizan los efectos de los hijos es que no tienen en cuenta sus efectos sobre la oferta de trabajo del hogar, siendo un hecho constatado que la decisión de trabajar de las mujeres (en las familias) está altamente correlacionada con la presencia y edad de los niños en el seno familiar. Este hecho es especialmente relevante cuando se analizan los efectos de los hijos desde una perspectiva intertemporal, ya que el nacimiento de un hijo en una familia es uno de los factores determinantes más importantes en la experiencia laboral de las mujeres durante su vida laboral. Algo que a su vez afectará al comportamiento de la demanda y del consumo intertemporal de la familia.

damental que subyace tras el concepto de bienes de adultos es que aunque los hijos tienen efectos sobre estos bienes, a través de la restricción presupuestaria a la que se enfrenta la familia, sus efectos son equiparables a los efectos renta. La noción de bienes de adultos se utiliza también en la literatura de costes de los hijos, particularmente en la forma que aparece en el método de Rothbarth (1943) para calcular los costes de los hijos. Este método es un caso especial de separabilidad demográfica (véase Blackorby y Donaldson, 1995),<sup>5</sup> de forma que contrastar la hipótesis de separabilidad demográfica será equivalente a contrastar las implicaciones del método de Rothbarth, permitiéndonos, en última instancia, identificar los costes de los hijos. Su medición requiere, en nuestra opinión, un análisis intertemporal que pueda capturar relaciones entre la composición de la familia y la demanda a lo largo del ciclo vital. Sin embargo, la mayoría de los estudios de costes de hijos tienen en cuenta tan solo la medición contemporánea o estática de los costes de los hijos.

El objetivo de este trabajo es plantear, desde el punto de vista teórico, el estudio de los efectos que los hijos imponen sobre las decisiones de demanda del hogar, tanto desde el punto de vista dinámico como estático, utilizando el concepto de separabilidad demográfica. Estableciendo la relación entre ambos conceptos teóricos será posible investigar el grado de imprecisión o el sesgo que se produce cuando se utiliza una medida estática frente a una medida intertemporal. La llegada de un hijo a la familia coincide no sólo con una redistribución intratemporal de los gastos sino con una redistribución intertemporal de los mismos. Alrededor del nacimiento ocurren cambios importantes en la familia: cambios en la oferta laboral (especialmente de la madre)<sup>6</sup>, cambios en las necesidades de la familia (alimento para el bebé, ropa, accesorios, etcétera). En el análisis de los efectos de los hijos a lo largo del ciclo vital de la familia (análisis intertemporal) pondremos especial hincapié en los efectos de la llegada de un nuevo hijo al hogar en los períodos inmediatamente anteriores y posteriores a ese evento, así como en el mismo período del nacimiento, estudiando la trayectoria de consumo de la familia a través del tiempo.

Para analizar los efectos de los hijos sobre la demanda familiar planteamos tanto un modelo intertemporal, del cual derivamos un sistema de demanda intertemporal de bienes familiares tipo *Frisch*, como un modelo estático de demanda del hogar (funciones de demanda *Marshallianas*). La comparación de ambos enfoques nos permitirá obtener conclusiones acerca de las restricciones que imponen los estudios estáticos frente a los dinámicos. Todo esto está contemplado en la sección 2. En la sección 3 se estiman estas funciones, lo que permitirá conocer los efectos de la presencia y la llegada de los hijos al hogar con datos españoles. El ejercicio empírico se efectúa utilizando un panel de hogares extraído de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* (ECPF de ahora en adelante) para el período 1985-1995. Los resultados de las estimaciones de los modelos estático y dinámico, así como una evaluación de las escalas de equivalencia y una comparación, mediante microsimulación, de dichas escalas con las implícitas en el nuevo Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) se presentan en la sección 4. En la sección 5 se resumen las principales conclusiones.

---

<sup>5</sup> El método sugerido por ROTHBARTH (1943) supone que dos hogares que gastan lo mismo en bienes de adultos disfrutan del mismo nivel de bienestar, con independencia de su estructura demográfica.

<sup>6</sup> Existe evidencia acerca de la relación entre oferta laboral femenina y las variables que captan los efectos de los hijos; ARELLANO y CARRASCO (2003) y BROWNING y MEGHIR (1991) constituyen dos buenos ejemplos.

## 2. Demanda, separabilidad demográfica y costes de hijos

El estudio de los efectos de los hijos sobre la demanda, así como el cálculo de los costes de los hijos, se puede abordar desde perspectivas distintas. En este trabajo planteamos el análisis de los efectos de los hijos desde una perspectiva estática y en un contexto dinámico. Para el caso estático analizaremos los efectos de los hijos y derivaremos el concepto de escalas de equivalencia estáticas a partir de la estimación de funciones de demanda *Marshallianas*. A continuación, y tras reconocer la limitación que plantea el análisis estático, analizaremos los efectos de los hijos en un contexto intertemporal (funciones de demanda *Frischianas*). Esta segunda aproximación nos permitirá abordar, de forma explícita, los posibles efectos dinámicos que los hijos imponen sobre la demanda. En ambos enfoques, y con el fin de obtener una medida o aproximación de los costes de los hijos, utilizaremos el concepto de separabilidad demográfica y, finalmente, estableceremos las condiciones que relacionan ambos conceptos.

### 2.1. Un modelo de decisión intraperíodo (demanda Marshalliana)

El análisis de las decisiones de demanda intraperíodo se basa, generalmente, en las funciones de demanda *Marshallianas* (Deaton y Muellbauer, 1980). En este caso, el problema de la elección se reduce a un problema de maximización de la utilidad del hogar sujeto a la restricción presupuestaria de la familia en el período  $t$ ,

$$\text{Max } u_t(q_t, z_t) \text{ sujeto a } \sum_{j=1}^J p_t^j q_t^j = x_t \quad [1]$$

donde  $u_t$  es la utilidad del hogar en el período  $t$ ,  $q_t^j$  son bienes que consume con sus correspondientes precios,  $p_t^j$  (para  $j=1, \dots, J$ ),  $z_t$  son las características demográficas de la familia y  $x_t$  es la renta de la familia. La solución a este problema de maximización da lugar a las funciones de demanda *Marshallianas*,

$$q_t^j = f_t^j(x_t, p_t, z_t) \quad [2]$$

A partir de las funciones de demanda *Marshallianas* se pueden estimar, bajo ciertas restricciones, medidas del coste de los hijos. Podemos definir los costes de los hijos (intra-período o costes estáticos) como la diferencia entre el coste de alcanzar un determinado nivel de bienestar o de utilidad, por parte de una familia con hijos respecto a la misma familia sin hijos,

$$c_t(u_t, p_t, z_t) - c_t(u_t, p_t, z_t^0) \quad [3]$$

donde  $z_t^0$  difiere de  $z_t$  en la ausencia de hijos. Para poder utilizar este concepto de costes de hijos necesitamos introducir supuestos adicionales que nos permitan identificarlos<sup>7</sup>. En este

<sup>7</sup> Esta noción de costes de hijos se puede ampliar para tener en cuenta el sexo y la edad de los hijos, la presencia de otros hijos, etcétera. Cuando se estima esta expresión a partir del comportamiento de la demanda familiar existe un problema de identificación de los costes de los hijos, tal como ponen de manifiesto POLLAK y

sentido, una posibilidad es la introducida por Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989), quienes incorporan el concepto de *separabilidad demográfica* para el caso de los llamados «bienes de adultos» en el sentido discutido por Rothbarth (1943)<sup>8</sup>. Diremos que un conjunto de bienes (de adultos) es demográficamente separable de las características demográficas del hogar (en este caso de los hijos) si las funciones de demanda (intra período) *Marshallianas* para ese grupo de bienes pueden expresarse de la siguiente forma:

$$q_i^l = f_i^l(x_i, p_i, z_i) = \gamma_i^l(\theta_i(x_i, p_i, z_i), p_i, z_i^2) \quad [4]$$

donde  $\theta_i(x_i, p_i, z_i)$  es una función escalar y donde suponemos que podemos separar las características demográficas  $z_i = (z_i^1, z_i^2)$  en características de los niños,  $z_i^1$ , y en otras características demográficas del hogar,  $z_i^2$ . Para los bienes de adultos, el efecto de las características demográficas de los hijos son proporcionales a los efectos renta<sup>9</sup>. La idea que subyace en la discusión sobre los bienes de adultos es que el gasto que efectúa una familia en estos bienes puede utilizarse como un indicador del bienestar de ese hogar con independencia de su estructura demográfica. Así, a los hogares con o sin hijos pero que consumen cantidades similares de los bienes de adultos se les supone disfrutando de niveles de utilidad similares y, por tanto, la comparación del gasto total que efectúan ambos tipos de familias nos proporciona una medida simple del coste de los hijos. Para ello sólo necesitamos la función de coste asociada a la función de demanda [4], que proporcionan Blackorby y Donaldson (1995),

$$c_i(u_i, p_i, z_i) = a_i(u_i, p_i) + d_i(u_i, p_i^2, z_i) \quad [5]$$

donde  $p_i^2$  representan los precios de los bienes no de adultos.

## 2.2. Un modelo de decisión intertemporal (demandas Frischianas)

Para modelizar las decisiones de demanda de consumo intertemporal utilizamos el modelo convencional de consumo de ciclo vital bajo incertidumbre, propuesto en Hall (1978) y desarrollado en Browning, Deaton e Irish (1985). En nuestro desarrollo, aunque vamos a analizar la demanda de bienes como las variables de decisión de la familia, incorporamos variables de oferta de trabajo como condicionantes de las decisiones de consumo<sup>10</sup>. A partir del modelo de demanda intertemporal obtenemos un sistema de fun-

WALES (1979) y BLUNDELL y LEWBEL (1991), entre otros. Esto es así porque los estudios intra período sólo identifican cómo varían los costes de los hijos con los precios pero no cómo varían los costes de los hijos con las características demográficas, ya que es imposible identificar las preferencias de la familia con respecto a los hijos utilizando datos de demanda.

<sup>8</sup> Véase LABEAGA, PRESTON y SANCHIS (2000) para una discusión acerca del concepto de separabilidad demográfica según Rothbarth.

<sup>9</sup> Disponer de más de un bien de los llamados de adultos permite contrastar la implicación empírica de que los efectos renta y los efectos de las características demográficas de los hijos son proporcionales para el grupo de bienes de adultos. El contraste de esta implicación legitima la utilización del método de Rothbarth para calcular los costes de los hijos tal y como se presenta en este trabajo.

<sup>10</sup> Utilizamos la propuesta de BROWNING y MEGHIR (1991) para condicionar la demanda con variables de oferta de trabajo.

ciones de demanda *Frischianas* que permiten distinguir entre los efectos anticipados y no anticipados, tanto de los precios como de cualquier variable demográfica del hogar. Vamos a suponer que las preferencias de los hogares pueden ser caracterizadas suponiendo que son intertemporalmente separables en forma aditiva<sup>11</sup>, siendo  $u_t(q_p, z_t)$  la función de felicidad correspondiente al período  $t$  donde el vector de variables  $z_t$  recoge las variables demográficas (las variables de oferta de trabajo así como otras variables socio-económicas del hogar).

Los hogares maximizan su utilidad bajo incertidumbre y con posibilidad de replanificar sus decisiones de forma continua en cada período, eligiendo la distribución del gasto en bienes preferida por la familia, sujeta a la restricción de que el valor presente descontado de los gastos de la familia durante su vida sea igual al valor presente descontado de sus ingresos. Condicionado a las decisiones de oferta de trabajo y a otras variables sociodemográficas, la demanda de bienes en el período  $t$  se obtiene resolviendo la siguiente ecuación de Bellman<sup>12</sup>:

$$V_t(A_t) = \underset{q_t, A_{t+1}}{\text{Max}} \quad u_t(q_p, z_t) + E_t V_{t+1}(A_{t+1}) \quad [6]$$

donde  $A_t$  es la riqueza (acumulación de ingresos) de la familia al final del período  $t$ . La evolución de los activos de la familia viene dada por la siguiente ecuación estándar:

$$\begin{aligned} A_{t+1} &= (1+i_t)(A_t - p_t q_t) + y_t \\ A_T &= 0 \end{aligned} \quad [7]$$

donde  $i_t$  es el tipo de interés real entre los períodos  $t$  y  $t+1$ ,  $y_t$  son los ingresos de la familia en  $t$  y  $T$  son los años de vida de la familia. El operador de esperanzas  $E_t$  se toma con respecto a los precios futuros, el tipo de interés y los flujos de ingresos de la familia que se suponen inciertos.

Las condiciones de primer orden para la solución de la ecuación de Bellman sujeta a [7] dan lugar a:

$$\frac{\partial u_t}{\partial q_t}(q_p, z_t) = \lambda_t p_t \quad [8]$$

$$\lambda_t = E_t(1+i_t)\lambda_{t+1} \quad [9]$$

donde  $\lambda_t$  es la utilidad marginal (intertemporal) para los recursos del período  $t$  (o el recíproco del precio descontado de la utilidad). La ecuación que describe la evolución anticipada de  $\lambda_t$  no es más que una ecuación de Euler estándar. A partir de la expresión [8] obtenemos las funciones de demanda *Frischianas* bajo incertidumbre,

$$q_t = g_t(\lambda_t, p_t, z_t) \quad [10]$$

<sup>11</sup> Este supuesto permite separar el problema de optimización en dos etapas. Por una parte, el consumo total de la familia se distribuye para todos los períodos de vida del hogar y, sujeto a esta primera etapa, en cada período se distribuye el consumo entre los distintos bienes, GORMAN (1959).

<sup>12</sup> De forma implícita suponemos que la familia ya ha decidido sus planes de fertilidad y capital humano.

donde tenemos que, como consecuencia del supuesto de aditividad intertemporal de la función de utilidad, todas las variables de fuera del período  $t$  influyen sobre la demanda sólo a través de  $\lambda_t$ <sup>13</sup>.

Para obtener una especificación susceptible de ser estimada, podemos definir la función de beneficio intratemporal de una familia como:

$$\pi_t(\lambda_t, p_t, z_t) = \underset{u_t}{Max} \{u_t / \lambda_t - c_t(u_t, p_t, z_t)\} \tag{11}$$

y utilizando el lema de Hotelling, que establece que las funciones de demanda *Frischianas* se pueden obtener como derivadas con respecto a los precios de la función de beneficio del hogar (véase Browning, Deaton e Irish, 1985), tenemos:

$$g_t(\lambda_t, p_t, z_t) = - \frac{\partial \pi_t}{\partial p_t}(\lambda_t, p_t, z_t) \tag{12}$$

Como en el caso del estudio de los costes de los hijos en un contexto estático, partimos de la misma definición teórica de los costes de los hijos (ecuación [3]) para analizar el concepto de costes de hijos en un ámbito intertemporal. Esta expresión puede extenderse para captar costes de hijos bajo distintas circunstancias, siendo una posibilidad la de recoger los costes de hijos en un contexto de ciclo vital. Por ejemplo, Banks, Blundell y Preston (1994, 1995) y Pendakur (2003) relacionan esta noción con el concepto de coste total de los hijos en el ciclo vital, permitiendo la sustitución del gasto entre períodos, por parte de los padres.

Como hemos puesto de manifiesto, el problema fundamental de identificación en la estimación de los costes de hijos es que las funciones de demanda intraperíodo sólo identifican la forma de las curvas de indiferencia en el espacio de las cantidades ( $q_t$ ) condicionado a las variables demográficas ( $z_t$ ), pero no dicen nada acerca de las preferencias sobre los hijos<sup>14</sup>. Banks, Blundell y Preston (1994, 1995) y Pendakur (2003) subrayan que utilizando una estructura intertemporal para la demanda de bienes familiares se alivia o soluciona en parte este problema, ya que en un contexto intertemporal observamos a las familias decidiendo cómo distribuir el consumo de bienes entre períodos en los que los hijos no están presentes y períodos en que sí lo están. En este sentido, las funciones de demanda *Frischianas* también ofrecen un ejemplo de separabilidad demográfica que puede tener interés en contextos intertemporales. Así, hablaremos de separabilidad demográfica (intertemporal) cuando una función de demanda *Frischiana* para un bien determinado sea independiente de las variables demográficas,  $z_t$ , es decir,

$$q_t^0 = g_t^0(\lambda_t, p_t, z_t) = \psi_t^0(\lambda_t, p_t) \tag{13}$$

La ecuación [13] define la separabilidad demográfica con  $\theta_t(x_t, p_t, z_t) = \lambda_t$ , y nos referiremos a ella como separabilidad demográfica *a la Frisch*. Una cuestión interesante en términos de separabilidad demográfica es establecer si existe relación entre la separabilidad

<sup>13</sup> Es común en el análisis empírico considerar que  $\lambda_t$  es fija y, por tanto, puede tratarse como un efecto individual en la estimación de las ecuaciones de demanda.

<sup>14</sup> Esta crítica parte de los trabajos de POLLAK y WALES (1979) y BLUNDELL y LEWBEL (1991).

demográfica en términos de Rothbarth y en términos de Frisch. Labeaga, Preston y Sanchis (2001) establecen la relación teórica de ambos conceptos. Desde el punto de vista intuitivo, y teniendo en cuenta que  $\theta_i(x_i, p_i, z_i)$  representa el nivel de utilidad del hogar ( $u_i$ ) para el caso de separabilidad demográfica en términos de Rothbarth, la separabilidad demográfica en los casos de Frisch y Rothbarth coincidirá si  $u_i$  y  $\lambda_i$  varían de forma conjunta independientemente de la composición familiar,  $z_i$ . Por tanto, tendremos que:

$$\frac{\partial}{\partial u_i} [c_i(u_i, p_i, z_i) - c_i(u_i, p_i, z_i^0)] = 0 \quad [14]$$

y los costes de los hijos serán independientes del nivel de utilidad al cual han sido calculados. Esta condición es similar a la condición de independencia de la base para el cálculo de costes de hijos (Lewbel, 1989) o a la condición de exactitud absoluta para medir escalas de equivalencia (Blackorby y Donaldson, 1995), e indica que una familia, en cualquier nivel de utilidad, necesita gastar la misma renta para mantener la utilidad constante si existen niños en el hogar, es decir, los costes de los hijos definidos en [3] son independientes del nivel de utilidad del hogar, como se refleja en [14].

La condición de exactitud absoluta (o de independencia de base) es muy restrictiva ya que supone que la distribución intertemporal de la utilidad del hogar es independiente de su estructura demográfica a través del tiempo y, por tanto, los costes totales (de ciclo vital) de los hijos no son más que la suma de los costes intraperíodo. Si esto es así, los costes de los hijos podrían calcularse comparando los gastos intraperíodo de dos familias, con y sin hijos, que tuvieran el mismo nivel de gasto en períodos anteriores a la presencia de hijos en una de ellas. Esto es, en cierto modo, equivalente a decir que los costes son capturados por el «salto» en el gasto de una familia detectado en las funciones de demanda *Frischianas* de algunos bienes, cuando nace un bebé en una familia<sup>15</sup>. Sin embargo, es más normal suponer que los costes de mantener la utilidad en un determinado nivel después de la llegada de un nuevo miembro aumentan con la utilidad. En este caso, los hijos incrementan el precio de la utilidad y la posibilidad de sustitución del consumo entre períodos hará que la demanda de bienes normales de adultos se reduzca justamente en períodos en los que los niños están presentes, violando la condición de separabilidad demográfica a la Frisch.

Las posibilidades de identificar aspectos relacionados con los costes de los hijos son distintas entre el contexto dinámico y estático. Así, utilizando una estructura estática, y a través del concepto de separabilidad demográfica a lo Rothbarth (bienes de adultos *versus* bienes de niños), podemos identificar los costes de hijos (escalas de equivalencia) a partir de las funciones de demanda *Marshallianas*. Utilizando una estructura dinámica, y partiendo también del concepto de separabilidad demográfica (pero a la Frisch), podemos evidenciar que existen costes de hijos y relacionarlos con los saltos que la llegada de los hijos provoca en algunos bienes. Esta diferencia acerca de qué identifica cada aproximación va a determinar el estudio empírico que presentamos a continuación. En el primer caso, estimaremos, siguiendo a Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989), un sistema de demanda para ocho bienes presumiblemente de adultos para analizar los efectos de las variables de hijos (edad y número de hijos) así como los costes de los hijos. En el segundo caso, en el con-

<sup>15</sup> Una idea similar se discute en BANKS, BLUNDELL y PRESTON (1995), quienes establecen la forma general de la función de costes de ciclo vital que justifica este planteamiento.

texto dinámico, estimaremos un sistema de demanda compuesto por 12 bienes no duraderos que nos permitan detectar los saltos en el gasto alrededor de la llegada de un hijo al hogar. A partir de estas estimaciones estaremos identificando la necesidad de utilizar conceptos más amplios que las escalas de equivalencia estáticas para aproximar el verdadero coste de los hijos (coste de ciclo vital).

### 3. Especificación empírica, datos y cuestiones económicas

#### 3.1. Las especificaciones de las funciones de demanda

Para estimar las funciones de demanda utilizamos dos especificaciones distintas: una para las funciones de demanda estáticas y la otra para las funciones de demanda dinámicas. La primera de ellas, para estimar las funciones de demanda *Marshallianas*, se basa en la especificación propuesta por Banks, Blundell y Lewbel (1997) y plantea el sistema de demanda AIDS de Deaton y Muellbauer (1980) modificado con el fin de reflejar la necesidad de especificaciones de rango tres<sup>16</sup>. Formalmente, para obtener el sistema de funciones de demanda, definimos la siguiente función de utilidad indirecta,

$$v_{ht}(x_{ht}, p_{ht}, z_{ht}) = [b_{ht}/\ln(x_{ht}/a_{ht}) + d_{ht}]^{-1} \tag{15}$$

donde los índices de precios  $a_{ht} = a(p_{ht}, z_{ht})$ ,  $b_{ht} = b(p_{ht}, z_{ht})$  y  $d_{ht} = d(p_{ht}, z_{ht})$  son funciones homogéneas de grado cero en precios. Utilizando las parametrizaciones estándar propuestas por Deaton y Muellbauer (1980) para los índices  $a_{ht}$  y  $b_{ht}$ , y definiendo  $d_{ht} = \sum_{j=1}^J d_j \ln p_{jt}$ , podemos obtener el sistema de demanda cuadrático (en forma de participaciones en el gasto) aplicando la identidad de Roy a la expresión [15],

$$w_{iht} = \alpha_i(z_{ht}) + \sum_{i=1}^J \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln(x_{ht}/a_{ht}) + \frac{d_i}{b_{ht}} (\ln(x_{ht}/a_{ht}))^2 + \varepsilon_{iht} \tag{16}$$

en la que todas las variables ya definidas se refieren al bien  $i$ , para el hogar  $h$  en el momento  $t$ .

Para estimar las funciones de demanda *Frischianas*, utilizamos una especificación similar a la propuesta por Browning, Deaton e Irish (1995)<sup>17</sup>. Para ello adoptamos la siguiente función de beneficio del hogar:

$$-\pi_{ht}(\lambda_{ht}, p_t, z_{ht}) = \sum_{i=1}^J \mu_i p_{it} \ln(p_{it} \lambda_{ht}) + \sum_{i=1}^J p_{it} \zeta_{hit}(z_{ht}) + \phi(z_{ht})/\lambda_{ht} \tag{17}$$

Diferenciando [17] con respecto a los precios y aplicando el lema de Hotelling obtenemos el siguiente sistema de demandas *Frischianas*

$$q_{iht} = \mu_i + \zeta_{hit}(z_{ht}) + \mu_i \ln p_{it} + \mu_i \ln \lambda_{ht} \tag{18}$$

<sup>16</sup> Es decir, la incorporación de términos cuadráticos, que da lugar al modelo QAIDS según la denominación de BANKS, BLUNDELL y LEWBEL (1997).

<sup>17</sup> Aunque hay que señalar que nuestra especificación incorpora las variables de hijos, las variables de oferta de trabajo y otras variables socioeconómicas del hogar, así como un efecto idiosincrásico del hogar.

en el que, por simplicidad, vamos a definir  $\zeta_{hit}(z_{ht}) = \beta_{i0} + \beta_i^1 z_{ht} + \eta_{ih} + \varepsilon_{iht}$ , siendo  $\eta_{ih}$  un efecto no observado correspondiente al hogar. Los detalles de la especificación final, así como los métodos que se utilizan para estimar [16] y [18] se proporcionan más adelante.

### 3.2. Los datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* para el período 1985-1995. Esta encuesta es un amplio panel rotativo de hogares elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE), que entrevista alrededor de 3.200 familias cada trimestre (el 12,5 por 100 de la muestra es reemplazada cada trimestre por nuevas familias seleccionadas aleatoriamente siguiendo un proceso de estratificación que preserva la representatividad de la muestra a nivel nacional y por Comunidades Autónomas). De esta manera, un hogar permanece en la muestra un máximo de 8 trimestres y es precisamente el panel completo de hogares para los que se tiene información de 8 trimestres la muestra seleccionada para estimar los modelos de demanda. También se han utilizado como criterios de selección los siguientes: la edad del cabeza de familia (mayor de 18 y menor de 65 años), que los dos cónyuges no sean pensionistas y que tanto el gasto total trimestral que declara el hogar como los ingresos totales estén por encima de unos umbrales mínimos (150,25 euros y 270,46 euros, respectivamente). La muestra final utilizada en este trabajo, tras la aplicación de los criterios de selección, es de 45.632 observaciones (5.704 hogares, 8 períodos)<sup>18</sup>.

La encuesta contiene información de alrededor de 280 gastos en bienes y servicios efectuados por la familia, datos de ingresos para los miembros del hogar provenientes de 11 posibles fuentes distintas, así como información de características socio-demográficas de los miembros del hogar (edad, sexo, variables de oferta de trabajo, educación del cabeza de familia, categorías de empleo de los cónyuges, etcétera). En Labeaga, Preston y Sanchis-Llopis (2000, 2001) se describen de forma detallada las variables utilizadas en la estimación. Por otra parte, en el Apéndice se presenta una descripción de los 8 grupos de bienes utilizados para el análisis estático y de la agregación de los 12 bienes no duraderos empleada en el ejercicio intertemporal.

Un aspecto extraordinario de estos datos (para el estudio de las funciones de demanda dinámicas) es la posibilidad de seguir a los hogares durante dos años, lo que permite poder identificar cuántos nacimientos ocurren durante el período muestral. Por tanto, podemos analizar los efectos sobre la demanda de consumo de los hijos que nacen en una familia, así como los posibles efectos sobre la oferta de trabajo de los cónyuges (en especial de la madre) en los períodos alrededor del nacimiento. En concreto en la muestra utilizada detectamos 543 nacimientos (que representan un 9,54 por 100 de los hogares encuestados)<sup>19</sup>.

<sup>18</sup> Para el análisis de las funciones de demanda estáticas la muestra utilizada es de 40.888 observaciones, 5.111 hogares 8 períodos por los problemas de infrecuencia relatados en LABEAGA, PRESTON y SANCHIS-LLOPIS (2000).

<sup>19</sup> Para comprobar la representatividad de nuestra muestra hemos calculado la tasa de fecundidad para dicha muestra dividiendo 9,54 por 100 por 8 (el número de trimestres que colabora una familia) obteniendo una cifra (1,19 por 100) similar a la que ofrece la OCDE para España para el mismo período (1,2 por 100). Esto es un indicador de que los datos pueden ser representativos para España durante el período. En principio, la ECPF ha sido diseñada para que sea representativa de la economía española por Comunidades Autónomas.

El ejercicio dinámico requiere explicaciones adicionales. Para capturar los efectos de la llegada de un hijo introducimos un conjunto de variables ficticias que captan distintos momentos antes y después del nacimiento de un hijo, así como el momento del nacimiento. Para controlar por la oferta de trabajo del hogar incluimos en la especificación dos variables ficticias de participación en el mercado de trabajo. Las variables demográficas y de características socio-económicas son las siguientes: un conjunto de variables que recogen el número de hijos por sexo y por edad (para hijos de 1 o más años) y un conjunto de variables ficticias que recogen la educación del cabeza de familia. También se han incluido variables ficticias temporales (anuales), precios trimestrales (publicados por el INE) y el tipo de interés (tipo de interés para créditos al consumo, entre 1 y 3 años, que publica mensualmente el Banco de España). El índice utilizado para deflactar los precios y el tipo de interés es el IPC (publicado por el INE).

### 3.3. Cuestiones econométricas

Para estimar el sistema de demanda *Marshalliana* para 8 bienes de adultos utilizamos una estrategia de estimación condicional llevada a cabo en Browning y Meghir (1991), donde las variables condicionantes son la participación de ambos cónyuges en el mercado de trabajo, variables de composición familiar (número de hijos en cuatro tramos de edad, número de adultos en dos tramos de edad y número de ancianos, edad y edad al cuadrado de ambos cónyuges, número de perceptores de rentas, régimen de propiedad de la vivienda y variables ficticias trimestrales).

Para imponer las restricciones teóricas de aditividad, homogeneidad y simetría que se derivan del modelo *QUAIDS* de Banks, Blundell y Lewbel (1997), utilizamos un proceso de estimación en dos etapas<sup>20</sup>. En la primera, estimamos el sistema imponiendo aditividad y homogeneidad, utilizando índices de precios comunes,  $a(p)$  y  $b(p)$ , para todas las ecuaciones. A continuación calculamos ambos índices en cada ecuación utilizando los parámetros estimados y re-estimamos el modelo. Este proceso iterativo se repite hasta conseguir convergencia. Con este procedimiento obtenemos estimaciones de parámetros con homogeneidad para  $k-1$  ecuaciones. En la segunda etapa estimamos de nuevo el sistema de demanda imponiendo simetría utilizando un procedimiento de distancia mínima<sup>21</sup>. Los parámetros de la ecuación  $k$  se pueden derivar por aditividad.

Para tener en cuenta la potencial endogeneidad de algunas de las variables de la especificación (condicional) utilizada, usamos un estimador de variables instrumentales (donde el supuesto identificador empleado es que todas las variables demográficas son exógenas e instrumentamos el gasto total con retardos del propio gasto total y/o con la renta total del hogar que bajo el supuesto de presupuestación en dos etapas es exógena). Arellano y Bond (1991) subrayan la necesidad de contrastar si los errores están correlacionados cuando se utiliza un estimador de variables instrumentales donde los instrumentos son retardos. Para contrastar la validez de los instrumentos utilizamos tres tipos de contrastes en el ejercicio empírico: un test directo para analizar la autocorrelación de primer orden de los residuos,

<sup>20</sup> Tanto la restricción de homogeneidad como la de simetría se contrastan en el ejercicio empírico.

<sup>21</sup> En BLUNDELL y ROBIN (1999) y LABEAGA, PRESTON y SANCHIS (2001) se detallan los pormenores del procedimiento de estimación y del cálculo de la matriz de varianzas y covarianzas del mismo.

el test de Sargan de sobreidentificación y el test de especificación de Hausman (1978). En Labeaga, Preston y Sanchis (2001) aparecen los detalles de los tres contrastes.

Otra cuestión econométrica asociada con la estimación del sistema de demanda es el hecho de que disponemos de datos de panel y, por tanto, habrá que tener en cuenta los efectos individuales. A este problema se añade la presencia de ceros en el gasto efectuado por algunas de las familias para determinados bienes. En general, aunque existen varias razones detrás de los registros nulos, son la no participación y la infrecuencia de compra las principales razones que justifican estos ceros. La infrecuencia de compra implica que el gasto total está correlacionado con el término de error (debido a problemas de medida en los gastos sujetos a infrecuencia que se trasladan también al gasto total). Por tanto, un método que corrija los efectos individuales pero no tenga en cuenta el efecto de la infrecuencia no nos permitirá obtener estimadores consistentes. En el ejercicio empírico contrastamos el posible efecto de la infrecuencia de compra y tratamos de minimizar sus efectos<sup>22</sup>.

Tras los contrastes anteriores, la estrategia que seguimos consiste en estimar la muestra en dos grupos (muestra de familias donde se consume tabaco y muestra de familias donde no se consume tabaco) ya que éste es el bien con más registros nulos observados y que justifica la división de la muestra. Además, también se presentan las estimaciones de un sistema de demanda en el que hemos incorporado el *tabaco* en la categoría *otros* con el fin de evitar el problema de la infrecuencia y/o no participación. En cualquier caso, en la estimación del sistema de demanda utilizando las distintas muestras hemos controlado los efectos individuales y hemos instrumentado el gasto total (por si todavía persistiera un problema de errores de medida).

Para estimar el sistema de demanda de *Frisch* también se debe tener en cuenta la existencia de heterogeneidad individual observable e inobservable y de otros elementos no observables relacionados con la presencia de  $\ln \lambda_{ht}$ . Para controlar estos dos componentes tomamos primeras diferencias (lo que permite eliminar los efectos individuales que no varían temporalmente) y, utilizando una expansión de Taylor de primer orden, aproximamos  $\Delta \ln \lambda_{ht} = -\ln(I+i_t) + w_{h,t+1} + \varepsilon_{h,t+1}$ <sup>23</sup>. Así, sustituyendo en la ecuación [18] obtenemos la siguiente especificación:

$$\Delta q_{iht} = \Delta \beta'_i z_{ht} + \mu_t \Delta \ln p_{it} - \mu_t \ln(I+i_{t-1}) + \mu_t w_{ht} + \mu_t e_{ht} + \Delta \varepsilon_{hit} \quad [19]$$

donde los parámetros de interés  $\beta_i$ , que recogen los efectos de las variables demográficas, están identificados. Uno de los objetivos al estimar el sistema de demanda dinámico es comprobar cómo la llegada de un nuevo miembro a un hogar afecta el patrón de consumo de la familia en los períodos alrededor del nacimiento. Para capturar estos efectos hemos construido un sistema de variables ficticias:  $d_6$ ,  $d_3$ , que toman valor uno, seis y tres meses antes del nacimiento;  $d0$ , que toma valor 1 cuando nace el bebé y  $d3$ ,  $d6$  y  $d9$ , que toman valor uno, tres, seis y nueve meses después de nacer. Estas variables pueden consi-

<sup>22</sup> Tal y como sugieren MEGHIR y ROBIN (1992) utilizamos las probabilidades empíricas para recalcular las proporciones de gasto, eliminando de esta manera el problema de los errores de medida. Con estas *nuevas* proporciones re-estimamos el modelo para comprobar si los resultados obtenidos se aproximan a los resultados que obtenemos sin utilizar las *nuevas* proporciones.

<sup>23</sup> Donde  $E_t e_{h,t+1} = 0$  y  $w_{h,t+1}$  es proporcional a la varianza condicional de  $e_{h,t+1}$ .

derarse como una aproximación semi-paramétrica que captura los efectos de un nuevo hijo en una familia<sup>24</sup>.

El hecho de que hayamos supuesto implícitamente que la familia ha efectuado sus planes de fecundidad en un estadio superior no impide que podamos calcular los efectos de los hijos en los períodos alrededor de su nacimiento. Esto podría implicar que estemos incurriendo en un problema de endogeneidad para el conjunto de variables relacionadas con los hijos. Sin embargo, para evitar este problema hemos construido las variables que captan los efectos de los hijos de forma que podemos considerarlas como predeterminadas. Por una parte, tenemos las variables que recogen el número de hijos por tramos de edad y sexo para aquellos hijos con más de un año. Por otra parte, tenemos el conjunto de variables ficticias ya definido que recogen los efectos de los hijos menores de un año. En este segundo caso evitamos el problema de la endogeneidad ya que la primera de estas variables ficticias empieza a tomar valor 1 cuando faltan seis meses para que nazca el bebé. La familia ya conoce la llegada del nuevo individuo por estas fechas, lo que permite al econométra considerar estas variables como predeterminadas<sup>25</sup>.

En relación con la oferta de trabajo del hogar, Browning (1992) plantea que parece que las decisiones de fertilidad de las familias estén causando el perfil de ingresos de ciclo vital de los hogares. En nuestro caso seguimos su propuesta, en el sentido de que consideramos las variables de oferta de trabajo como variables endógenas<sup>26</sup> y, por otra parte, la forma utilizada para incorporar las variables relacionadas con los hijos y con el nacimiento de un nuevo miembro hace que podamos considerarlas como predeterminadas.

Otros problemas de estimación del sistema de demandas *Frischianas* también están relacionados con los registros cero para el caso de determinados bienes. Tras el análisis de este problema en los datos, comparando los descriptivos entre distintas muestras, hemos decidido predecir el gasto en el *entretenimiento* (donde los ceros son fundamentalmente debidos a no participación e infrecuencia) utilizando una forma reducida de un modelo *p-tobit* para cada período, para estimar una ecuación de consumo para el mismo bien utilizando el método generalizado de momentos (MGM) en dos etapas y teniendo en cuenta la heterogeneidad inobservable (véase Bover y Arellano, 1997).

Por otra parte, para el caso del *tabaco*, bien en el que los registros nulos responden fundamentalmente a no participación (teniendo en cuenta entradas y salidas, es decir, individuos que dejan de fumar o individuos que vuelven al consumo), predecimos el gasto en tabaco para cada familia utilizando un modelo de doble valla (*double-hurdle*) para cada período<sup>27</sup>. A partir de las predicciones para el gasto en tabaco estimamos la función de demanda de

---

<sup>24</sup> Nótese que, como estamos utilizando datos trimestrales, la variable  $d\_6$  intenta captar el efecto anticipado del nacimiento de un hijo en el hogar seis meses antes de su llegada.

<sup>25</sup> Las decisiones de fecundidad se podrían considerar endógenas cuando se introducen como variables de decisión en el modelo, conjuntamente con variables de oferta de trabajo tal y como plantean, por ejemplo, ARELLANO y CARRASCO (2003) o cuando se modelizan conjuntamente con decisiones de consumo, tal y como aparece en BROWNING y MEGHIR (1991).

<sup>26</sup> Las variables que reflejan la oferta de trabajo se instrumentan en el ejercicio empírico utilizando como instrumentos el conjunto de variables ficticias que recogen la educación del cabeza de familia y la situación laboral de ambos cónyuges.

<sup>27</sup> Aunque, como ponen de manifiesto JONES y LABEAGA (2003), podríamos haber utilizado una submuestra de fumadores potenciales, en el contexto de un sistema de demanda completo, esto hubiera implicado perder muchas observaciones y, en última instancia, podría haber afectado a la estimación del resto de bienes.

tabaco utilizando el método MGM en dos etapas<sup>28</sup>. El resto de ecuaciones del sistema se han estimado aplicando el método MGM en el contexto de un modelo lineal estándar y teniendo en cuenta las condiciones de identificación mencionadas previamente.

### 3.4. *Microsimulación utilizando el IRPF*

Una de las aplicaciones más importantes del cálculo de los efectos de los hijos sobre la demanda familiar y/o las escalas de equivalencia es el papel que representan estos cálculos en el diseño de ayudas o programas de bienestar social. Para el caso de España, una aplicación inmediata de los resultados obtenidos en este trabajo consiste en la comparación de los mismos con las ayudas por hijos del sistema fiscal español (en concreto del IRPF)<sup>29</sup>. En relación con estas ayudas en 1999 tuvo lugar una importante reforma del impuesto entre cuyos objetivos se perseguía acercar el sistema impositivo al de otros países miembros de la Unión Europea, que integran el sistema fiscal con el sistema de protección social (el denominado *tax-benefit system*). En este sentido se incrementaron las ayudas por hijos, en forma de deducciones fiscales, así como otras ayudas familiares dentro de lo que se denominó *mínimo vital o mínimo personal y familiar*<sup>30</sup>. A la hora de analizar los posibles efectos de estas ayudas y/o su relación con las escalas de equivalencia estimadas para la economía española podemos utilizar dos aproximaciones alternativas. Por una parte podemos analizar la evolución de las ayudas comparando, para una muestra de familias representativa de la economía y que se verán potencialmente afectadas, el antes y después de la reforma. Por otra parte, podemos comparar las escalas de equivalencia implícitas en el IRPF con las escalas de equivalencia estimadas a partir de un sistema de demanda, ya que en realidad el mínimo vital no es más que una escala de equivalencia (estática).

Para llevar a cabo la comparación del antes y el después utilizamos técnicas de microsimulación, ya que estas técnicas permiten examinar los cambios que se producen en el comportamiento de las familias cuando cambia la política fiscal. Esto resulta especialmente relevante en el caso de reformas impositivas diseñadas con el objetivo de influir y/o modificar el comportamiento de los individuos (por ejemplo, aumentar la tasa de fecundidad). Las técnicas de microsimulación permiten calcular el impacto de la reforma fiscal no sólo con relación a una serie de familias tipo o representativas sino sobre miles de hogares. Asimismo, cuando la fuente de datos utilizada es representativa de la población de un país, es posible analizar tanto los efectos distributivos de la reforma fiscal, como sus consecuencias sobre la recaudación, también teniendo en cuenta distintos grupos de población definidos sobre la base de variables que se consideren especialmente relevantes como la renta, la edad, la composición familiar, etcétera. La base de datos utilizada para llevar a cabo la evaluación de la reforma del IRPF de 1999 es una muestra de familias obtenida de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF) de 1990/1991, que es representativa de la población española.

---

<sup>28</sup> En LABEAGA (1999) se presenta con mayor detalle la estrategia de estimación en el caso del *tabaco*, si bien en el contexto de un modelo de adicción racional.

<sup>29</sup> Una aplicación reciente con datos españoles se presenta en AYALA, MARTÍNEZ y RUIZ-HUERTA (2003).

<sup>30</sup> En relación con las ayudas familiares, uno de los aspectos sobre los que se pretendía influir con la reforma, aunque de forma indirecta, fue la tasa de fecundidad española, que continúa siendo una de las más bajas del mundo.

#### 4. Resultados

En esta sección se discuten los resultados más relevantes de la estimación de los sistemas de demanda estático y dinámico. También se presentan los resultados de la estimación de escalas de equivalencia para la economía española, así como una comparación con las escalas de equivalencia implícitas en el IRPF que se obtienen del ejercicio de microsimulación realizado.

Para estimar el sistema de demanda *Marshalliano* partimos de una especificación alternativa a la de Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989). En particular estimamos un modelo de demanda QAIDS condicionado a variables de oferta de trabajo del hogar, en el que incorporamos los precios como variables explicativas y en él tenemos en cuenta las restricciones que provienen del sistema (aditividad, homogeneidad y simetría). Además, controlamos el problema de los registros nulos así como por la heterogeneidad individual no observable<sup>31</sup>.

La primera tarea llevada a cabo antes de la estimación consiste en el análisis de los datos para evitar la incidencia de registros cero. La estrategia seguida es doble: por un lado, hemos utilizado una clasificación de bienes de adultos más amplia que minimiza en parte el problema de los ceros; por otra lado, hemos dividido nuestra muestra en dos sub-muestras (fumadores y no-fumadores) para estimar la misma especificación, con el fin de aislar el bien que mayor problema de registros cero presenta (*tabaco*). En la estimación de ambas submuestras hemos tenido en cuenta el problema de selección que esta decisión implica, aunque en ningún caso obtenemos que la selección esté sesgando los resultados. También realizamos la estimación de un sistema de demanda en el que re-clasificamos el bien *tabaco* en la categoría de *otros* para contrastar el efecto que puede tener la selección propuesta. Este último ejercicio se lleva a cabo porque así podemos utilizar toda la muestra para estimar el sistema de demanda.

En general, los resultados estimados (véase Tabla 1) confirman la hipótesis de separabilidad demográfica de los bienes de adultos respecto de las variables de hijos<sup>32</sup>. Para las tres categorías de hijos más pequeños (*n0\_4*, *n5\_8* y *n9\_13*) obtenemos de forma predominante coeficientes negativos (cuando son significativos) excepto para dos bienes (*entretenimiento* y *gastos para el cuidado personal*) en todas las especificaciones y además para *tabaco*, en la especificación estimada para la muestra de fumadores. En particular, los resultados del contraste de Wald, propuesto por Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989) para contrastar separabilidad demográfica, indican que en ninguna de las especificaciones podemos rechazar que los bienes de adultos sean separables demográficamente de las categorías de hijos señaladas anteriormente. Sin embargo, a pesar de este resultado, los coeficientes estimados para algunos bienes indican que la clasificación de determinados bienes, como de adultos, no es del todo apropiada.

Es interesante resaltar que en la estimación de los sistemas de demanda utilizando técnicas para datos de panel (donde se controla la heterogeneidad no observable) no rechaza-

---

<sup>31</sup> Los resultados obtenidos en nuestro trabajo difieren de forma significativa de algunos de los resultados obtenidos en DEATON, RUIZ-CASTILLO y THOMAS (1989).

<sup>32</sup> Para reducir los resultados presentados, en la Tabla 1 sólo se presentan los resultados para la muestra total en la que la categoría *tabaco* está incluida en *otros*. Las conclusiones generales que se obtienen no cambian en las sub-muestras comentadas. En cualquier caso los resultados para las otras sub-muestras están disponibles para los lectores interesados. [jlabeaga@cee.uned.es](mailto:jlabeaga@cee.uned.es)

TABLA 1  
SISTEMA DE DEMANDA MARSHALLIANA

Neww5	Ropa adultos	Alcohol	G. fuera	Entretenimiento	G. cuidado personal	Transporte	Otros
niños0_4	-0,009 (-1,282)	-0,006 (-3,666)	-0,001 (-0,171)	-0,001 (-0,840)	0,004 (2,003)	0,003 (0,577)	-0,005 (-0,925)
niños5_8	-0,014 (-1,702)	-0,005 (-2,323)	0,005 (1,071)	-0,001 (-0,669)	0,003 (1,431)	0,006 (1,060)	-0,006 (-0,856)
niños9_13	-0,015 (-2,076)	-0,003 (-1,601)	0,001 (0,168)	0,000 (0,153)	0,003 (1,531)	-0,001 (-0,177)	-0,012 (-1,991)
niños14_17	-0,002 (-0,296)	-0,002 (-1,403)	0,008 (1,918)	0,007 (4,413)	0,004 (1,896)	-0,007 (-1,364)	-0,008 (-1,479)
adultos18_24	0,001 (0,160)	-0,002 (-1,102)	0,017 (4,395)	0,005 (3,158)	0,003 (1,365)	0,003 (0,570)	-0,003 (-0,609)
adultos25_64	-0,008 (-1,430)	-0,002 (-1,194)	0,012 (3,463)	0,002 (1,836)	-0,002 (-1,301)	0,014 (3,569)	-0,007 (-1,607)
ancianos	-0,006 (-1,074)	-0,001 (-0,627)	0,006 (1,625)	0,001 (0,375)	-0,003 (-1,671)	0,009 (2,007)	-0,019 (-3,781)
perceptores rentas	-0,013 (-1,816)	0,001 (0,692)	-0,004 (-0,918)	-0,003 (-1,755)	0,004 (1,998)	0,006 (1,227)	0,001 (0,095)
trimestre1	0,007 (3,186)	-0,002 (-2,905)	0,004 (2,590)	0,000 (0,159)	0,001 (1,519)	0,000 (-0,193)	-0,007 (-3,889)
trimestre2	0,000 (-0,087)	-0,001 (-1,560)	0,008 (4,497)	-0,001 (-0,893)	0,002 (2,008)	0,005 (2,439)	-0,009 (-3,747)
trimestre3	-0,008 (-3,577)	0,000 (-0,107)	0,012 (8,419)	0,002 (3,577)	0,001 (2,069)	0,003 (2,131)	-0,015 (-7,838)
log(gasto total)	0,494 (18,012)	0,015 (2,011)	0,185 (9,999)	0,039 (4,694)	0,052 (5,876)	0,239 (13,137)	0,009 (0,375)
log(gasto total)2	-0,022 (-16,501)	-0,001 (-2,298)	-0,009 (-9,853)	-0,002 (-4,764)	-0,003 (-6,086)	-0,011 (-12,629)	-0,002 (-1,411)
log(precio ropa adultos)	-0,912 (-8,609)	-	-	-	-	-	-
log(precio alcohol)	-0,135 (-5,353)	0,009 (0,714)	-	-	-	-	-
log(precio gastos fuera hogar)	-0,337 (-5,619)	-0,031 (-1,357)	0,063 (0,980)	-	-	-	-
log(precio entretenimiento)	-0,074 (-2,168)	0,001 (0,114)	-0,032 (-1,118)	-0,023 (-0,721)	-	-	-
log(precio cuidado personal)	-0,165 (-6,028)	-0,014 (-1,487)	-0,102 (-4,506)	0,002 (0,137)	0,010 (0,698)	-	-
log(precio transporte)	-0,541 (-10,455)	-0,031 (-1,984)	-0,257 (-7,208)	-0,052 (-3,012)	-0,052 (-3,027)	-0,281 (-6,407)	-
log(precio otros)	-0,196 (-2,347)	0,081 (2,922)	-0,197 (-3,157)	0,013 (0,390)	0,056 (1,938)	0,073 (1,498)	0,162 (1,377)

## NOTAS:

Sistema estimado con datos de panel.

Valor del estadístico de la t de Student entre paréntesis.

Número de observaciones (41040, 5130 hogares 8 períodos).

Especificación en la que la categoría *tabaco* ha sido incluida en *otros*.

FUENTE: Elaboración propia.

mos las hipótesis nulas de homogeneidad y simetría. Estas restricciones se rechazan, en general, cuando se estiman estos modelos con datos de corte transversal. Nuestra creencia es que el resultado obtenido tiene relación con el control de la heterogeneidad no observable y con la elección de un sistema de demanda con términos cuadráticos. En el primer caso ya que normalmente no se rechazan estas hipótesis teóricas cuando se estiman los modelos en muestras muy homogéneas como en el caso de Banks, Blundell y Lebwel (1997). En el segundo caso, si los términos cuadráticos son importantes y no se incluyen, los coeficientes se ven afectados y, como consecuencia, los valores de los tests que están basados en dichos coeficientes y en la matriz de varianzas y covarianzas de los mismos.

A continuación presentamos los resultados para el modelo de ciclo vital (véase Tabla 2). Para estimar el sistema de demanda intertemporal (12 bienes) hemos utilizado el método MGM lineal estándar para 10 de las 12 ecuaciones y utilizamos un procedimiento en dos etapas para los dos bienes que presentan mayor número de registros cero (en concreto, tabaco y entretenimiento)<sup>33</sup>. Además, para profundizar en el análisis de los bienes de hijos, separamos el bien *gastos en bienes y servicios de salud* en dos sub-categorías, *pañales y otros bienes de higiene* y *resto de bienes de salud*. Los resultados que obtenemos para estas dos sub-categorías indican que la primera de ellas (*pañales y otros bienes de higiene*) es la que predomina en los resultados obtenidos para el bien *bienes y servicios de salud*, de ahí el interés en presentar los resultados para los dos bienes por separado.

Los resultados de la estimación del sistema de bienes se presentan en la Tabla 2<sup>34</sup>. A partir de los resultados podemos hablar de tres tipos de bienes. Primero, tenemos un grupo de bienes (específicamente, *gastos en energía para el hogar*, *transporte*, *gastos fuera del hogar* y *otros gastos en bienes no duraderos*) para los que ninguna de las variables ficticias relacionadas con el nacimiento de un hijo en la familia es significativamente distinta de cero. Además, todas ellas son conjuntamente no-significativas, es decir no podemos rechazar la hipótesis nula de que las seis variables son conjuntamente iguales a cero. Podemos inferir, por tanto, que la llegada de un nuevo miembro al hogar no afecta al patrón de consumo intertemporal de las familias para dichos bienes. Intuitivamente podríamos esperar que la llegada de un nuevo hijo afectará a alguno de estos bienes, por ejemplo a los bienes *gastos en energía para el hogar* y/o *gastos fuera del hogar*, ya que el nacimiento de un hijo implica mayores necesidades de electricidad o agua y/o impone ciertas restricciones de tiempo y dinero, lo que en definitiva podría estar afectando al bien *gastos fuera del hogar*.<sup>35</sup> Por tanto, para este primer grupo de bienes, podemos concluir que el hogar anticipa perfectamente la llegada de un nuevo miembro y los efectos del mismo están ya descontados (incorporados) en su comportamiento intertemporal.

Tenemos un segundo grupo de bienes (*alcohol*, *tabaco*, *ropa de adultos* y *resto de bienes y servicios de salud*, excluyendo *pañales*) para los que no podemos rechazar la hipótesis nula de que las seis variables son conjuntamente iguales a cero, aunque en todos ellos algunas de estas variables ficticias son significativamente distintas de cero. Así, para *alcohol* y *tabaco* los resultados sugieren que la familia (el padre y/o la madre) deciden dejar de

<sup>33</sup> El procedimiento utilizado se describe con más detalle en LABEAGA, PRESTON y SANCHIS (2000).

<sup>34</sup> Esta tabla sólo presenta una selección de los parámetros más interesantes, aunque el resto de resultados están disponibles para los lectores interesados. [jlabeaga@cee.uned.es](mailto:jlabeaga@cee.uned.es)

<sup>35</sup> Aunque el bien *gastos fuera del hogar* incluye comidas efectuadas fuera del hogar, tanto por razones de ocio como por razones de trabajo, lo que puede resultar en que los efectos del nacimiento de un hijo no sean totalmente aislables.

**TABLA 2**  
**SISTEMA DE DEMANDA FRISCHIANA**

Neww5	Alimentos	Alcohol	Tabaco	Ropa adultos	Ropa niños	Ropa bebés	Energía hogar	Gastos salud	Transporte	Entrenimiento	Gastos fuera	Otros bienes no duraderos	Pañales	Resto salud
d_6	56,090 (0,891)	17,940 (1,406)	0,307 (0,137)	34,192 (0,593)	-24,507 (-1,206)	10,691 (1,609)	7,217 (0,380)	-23,418 (-0,858)	-33,955 (-0,951)	-11,118 (-0,739)	62,214 (1,032)	-25,366 (-0,446)	-4,916 (-1,762)	-22,502 (-0,907)
d_3	88,572 (1,454)	-12,087 (-0,946)	0,423 (0,196)	-135,627 (-2,136)	23,380 (1,510)	62,151 (3,961)	5,356 (0,287)	38,505 (1,496)	-3,887 (-0,116)	-28,824 (-2,111)	-49,908 (-0,729)	14,935 (0,281)	6,333 (2,239)	24,794 (1,064)
d0	128,012 (2,187)	-24,116 (-1,823)	-0,112 (-0,045)	-11,599 (-0,231)	18,564 (1,134)	-4,861 (-0,278)	2,173 (0,099)	107,243 (3,281)	13,859 (0,338)	-27,580 (-1,629)	-80,188 (-1,302)	-97,582 (-1,639)	44,339 (10,817)	35,315 (1,217)
d3	147,935 (2,413)	10,982 (1,073)	0,638 (0,340)	41,319 (0,825)	1,945 (0,114)	-5,839 (-0,403)	30,772 (1,501)	-28,116 (-0,838)	18,095 (0,444)	10,153 (0,716)	65,004 (1,196)	-32,045 (-0,591)	-9,832 (-1,660)	-17,056 (-0,542)
d6	46,429 (0,739)	-8,647 (-0,678)	-3,189 (-1,880)	-16,220 (-0,286)	-2,670 (-0,113)	-16,223 (-1,438)	2,061 (0,098)	82,216 (1,467)	-28,689 (-0,808)	-28,549 (-2,349)	-73,239 (-1,299)	3,405 (0,064)	4,819 (0,743)	78,699 (1,402)
d9	-24,037 (-0,286)	21,412 (1,282)	3,456 (1,385)	-70,189 (-1,237)	22,743 (1,218)	-1,524 (-0,120)	-2,841 (-0,084)	-143,477 (-2,335)	19,359 (0,499)	-10,058 (-0,650)	-5,020 (-0,083)	-13,163 (-0,224)	-2,758 (-0,424)	-122,658 (-2,053)
log(precio)	-112,222 (-1,932)	-17,855 (-1,435)	4,050 (1,987)	-316,259 (-5,116)	-40,540 (-2,370)	-3,909 (-0,773)	-8,354 (-0,455)	4,498 (0,025)	-230,400 (-1,334)	-24,527 (-1,745)	128,894 (2,326)	-299,068 (-4,984)	-2,637 (0,667)	79,242 (1,065)
EIS (s.e.)	-0,071 (0,037)	-0,272 (0,190)	0,043 (0,022)	-0,566 (0,110)	-0,422 (0,178)	-0,361 (0,468)	-0,024 (0,053)	0,029 (1,144)	-0,531 (0,398)	-0,165 (0,094)	0,218 (0,093)	-0,501 (0,100)	-0,182 (0,272)	0,571 (0,555)

NOTAS: Para d\_6-d9 presentamos los valores de la  $t$  de Student entre paréntesis. EIS = Elasticidad de Sustitución Intertemporal. Errores estándar entre paréntesis.  
FUENTE: Elaboración propia.

consumir estos bienes o reducir el consumo de los mismos cuando nace un hijo en la familia. Las razones que se esconden tras esta decisión pueden ser diversas: la madre no debería fumar ni consumir alcohol mientras está embarazada o dando el pecho a su bebé, los padres deciden dejar de fumar para no ser un mal ejemplo para sus hijos, etcétera. Sin embargo, como hemos estimado la ecuación de consumo de tabaco sin condicionar a gastos positivos, quizá la reducción en el consumo podría deberse también a la decisión de dejar de fumar por cuestiones de salud de la madre. Por último, para la categoría *resto de bienes y servicios de salud* no observamos ningún efecto de las variables que recogen la llegada del bebé ( $d_0$  y  $d_3$ ), indicando que debido a que el sistema de la Seguridad Social en España es universal, no existe necesidad de aumentar los gastos en esta categoría.

Finalmente, tenemos un tercer grupo de bienes para los que algunas de las variables ficticias son significativamente distintas de cero y para los que además rechazamos la hipótesis de que las seis variables son conjuntamente iguales a cero. Estos bienes son *alimentos, ropa de niños, ropa de bebés, entretenimiento y gastos y servicios de salud* (así como la subcategoría de *pañales* y otros *bienes de salud*). Un bien para el que obtenemos efectos importantes de las variables relacionadas con el nacimiento de un hijo es *alimentos*. En concreto obtenemos efectos positivos y significativos para las variables  $d_0$  y  $d_3$ . Otra categoría con efectos importantes es *ropa de bebés*, para el que obtenemos efectos positivos (y significativos) para las variables  $d_{-6}$  y  $d_{-3}$ . Estos resultados son muy interesantes ya que indican que un hogar empieza a efectuar sus compras tiempo antes que nazca el bebé, anticipándose a tal evento. También obtenemos efectos positivos (y significativos) en la variable  $d_0$  para el bien *pañales* y otros *bienes de salud*, subrayando la necesidad ineludible de incurrir en este tipo de gastos en el momento en que nace el bebé. Este resultado está en línea con la idea del aumento de necesidades asociado a la llegada de un nuevo miembro al hogar. Finalmente, para *entretenimiento* obtenemos 3 coeficientes negativos (y significativos), indicando de alguna manera las limitaciones provocadas por el nacimiento de un hijo para esta categoría de consumo.

Es importante subrayar la relación entre el aumento de necesidades para algunos de los bienes analizados y los «saltos» detectados en nuestras estimaciones, alrededor de la llegada de un nuevo hijo en un hogar. Otro resultado interesante que debemos resaltar es la cuestión de si los hogares suavizan su consumo a lo largo de su vida (como propone la teoría del consumo de ciclo vital o renta permanente). Si los hogares se comportaran según esta teoría y repartieran sus gastos intertemporalmente entonces deberíamos considerar que los hijos son anticipados perfectamente por las familias y éstas adaptan su consumo de ciclo vital para incorporar tales eventos. De manera que observaríamos a las familias ahorrando (o endeudándose) para afrontar el nuevo coste que se avecina. Sin embargo, incluso si aceptáramos que los hijos son anticipados por las familias (no perfectamente, pero sí dentro de un período más o menos amplio) existen una serie de gastos que deben efectuarse justamente cuando el niño está presente (como, por ejemplo, el gasto en pañales o en alimentos para bebés). Por tanto, la conclusión general que los resultados sugieren es que para algunos bienes es más difícil suavizar el consumo que para otros, a lo largo del ciclo vital. Esto indica, de alguna manera, que el aumento de las necesidades en algunos períodos supera a la capacidad anticipatoria de las familias y apunta la necesidad de controlar adecuadamente la composición familiar para garantizar el cumplimiento de la hipótesis de ciclo vital del consumo.

De los resultados obtenidos para la estimación de funciones de demanda dinámicas y en relación con la separabilidad demográfica intertemporal, podemos obtener las siguientes

tes implicaciones. Para muchos de los bienes no-duraderos analizados obtenemos que el conjunto de las seis variables que recogen el nacimiento de un hijo son no significativas (es decir, no detectamos ningún salto en el consumo), indicando que se cumple la teoría del ciclo vital-renta permanente ya que las familias anticipan perfectamente y reparten su consumo a lo largo de su vida. Sin embargo, hay otros bienes (*alimentos, ropa de bebés, entretenimiento*, y también *gastos en energía*) para los que se detectan saltos en el perfil de consumo de largo plazo, indicando que en los hogares en los que nace un hijo existen algunos bienes (bienes relacionados con los hijos) cuyos gastos no pueden repartirse a lo largo del ciclo vital. Este resultado avala la necesidad de utilizar conceptos de escalas de equivalencia más amplios (dinámicos) ya que estos bienes no pueden considerarse como separables demográficamente en el sentido de *Frisch*.

Finalmente, en las Tablas 3 y 4 se presentan los ejercicios de simulación en relación con las ayudas familiares (deducciones personales y de hijos). Primero, evaluamos si las nuevas deducciones por hijos, introducidas con la reforma de 1999, suponen mejoras sustanciales respecto al sistema anterior (véase Tabla 3). Los resultados de la simulación sugieren que las nuevas ayudas familiares por hijos son prácticamente las mismas que existían y, por tanto, la reforma no ha mejorado sustancialmente las ayudas por hijos. Esto indica que la reforma del IRPF llevada a cabo en 1998 no mejora significativamente los incentivos para aumentar la tasa de fecundidad, algo que está contrastado por los datos reales disponibles. En relación con las ayudas por hijos se comparan las escalas de equivalencia implícitas en el impuesto (en lo que se ha dado en llamar el mínimo personal y familiar o mínimo vital, Tabla 4). En realidad el mínimo vital no es más que una escala de equivalencia. Si comparamos este mínimo vital con las escalas de equivalencia estimadas para la economía española en Labeaga, Preston y Sanchis (2001) claramente las primeras están por debajo de las segundas sugiriendo que el mínimo vital implícito en el IRPF de 1999 ha sido infraestimado por el gobierno en el diseño del nuevo impuesto. Esto corrobora que la introducción de nuevas ayudas relacionadas con los hijos para compensar a las familias con cargas de hijos como un incentivo para aumentar la tasa de fecundidad parece bastante limitado.

**TABLA 3**  
**CAMBIOS EN LAS DEDUCCIONES POR HIJOS ANTES Y DESPUÉS**  
**DE LA REFORMA DEL IRPF-1999**

	Número de hogares	(% diferencia)
Todos los hogares	21.155	-2,59
Hogares con hijos	11.994	-4,11
Hogares con 1 hijo	4.061	-2,68
Hogares con 2 hijos	4.780	-3,93
Hogares con 3 hijos	2.078	-6,34
Hogares con 4 hijos	730	-7,27
Hogares con más de 4 hijos	345	-11,23

NOTAS:

-La columna que recoge las diferencias en % indica el ahorro de una familia antes de la reforma cuando utilizamos como deducciones las aplicables tras la reforma del IRPF en 1999.

-Definición hijo: persona dependiente de menos de 25 años con ingresos no superiores a un límite definido en el IRPF.

FUENTE: Elaboración propia.

**TABLA 4**  
**ESCALAS DE EQUIVALENCIA ESTIMADAS *VERSUS***  
**ESCALAS DE EQUIVALENCIA IMPLÍCITAS EN EL IRPF**

	Número de hogares con hijos	Escalas de equiva- lencias implícitas en el IRPF	Escalas de equivalencia
Todos los hogares	11.994	1,44	1,57
Hogares con 1 hijo	4.061	1,20	1,26
Hogares con 2 hijos	4.780	1,41	1,60
Hogares con 3 hijos	2.078	1,70	1,83
Hogares con 4 o más hijos	1.075	2,00	2,20

## NOTAS:

–Escalas de equivalencia calculadas utilizando una definición estricta de bienes de adultos.

–Para el cálculo de las escalas de equivalencia suponemos que los niños son mayores de 3 años y menores de 17 años y con ingresos no superiores a un límite definido en el IRPF.

FUENTE: Elaboración propia.

## 5. Conclusiones

En este trabajo se han estimado sistemas de demanda de bienes en contextos estáticos y dinámicos para la economía española. El objetivo principal de caracterizar la demanda intratemporal y el consumo intertemporal ha sido doble: por un lado, contrastar la posible separabilidad demográfica de algunos bienes y, por otro, utilizar el anterior resultado para calcular el coste de los hijos, una vez identificados los bienes de adultos. Finalmente, mediante microsimulación se han comparado las escalas de equivalencia del ejercicio estático con las implícitas en el IRPF que está vigente en España desde 1999. Los resultados fundamentales que obtenemos son: i) existe un conjunto de bienes demográficamente separables de los hijos que posibilitan el cálculo adecuado del coste que los hijos suponen a los hogares españoles; ii) es importante considerar los aspectos intertemporales del coste de los hijos, por cuanto aún en el caso de que algunos gastos sean anticipados, como consecuencia de que los hijos sean planificados (o predeterminados), existen otros gastos para los que no se pueden tomar decisiones hasta tanto los nuevos niños no están en el hogar. Esto tiene consecuencias en términos del cumplimiento de las hipótesis que la teoría del ciclo vital impone; iii) los costes de los hijos, tal como están valorados en el IRPF vigente en España y cuya modificación se produjo en 1999, subestiman el verdadero coste que se ha calculado en este trabajo. La implicación fundamental de este resultado, junto con el hecho de que no se ha producido una ganancia sustancial en estos términos como fruto de la entrada en vigor del nuevo impuesto, es que las tasas de fecundidad de las mujeres españolas han continuado en los niveles tan bajos como con anterioridad a la reforma, niveles que nos sitúan a la cola de las tasas mundiales, con efectos posiblemente importantes en el futuro sobre el sostenimiento del sistema actual de pensiones.

### Referencias bibliográficas

- [1] ARELLANO, M. y BOND, S. (1991): «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- [2] ARELLANO, M. y CARRASCO, R. (2003): «Binary Choice Panel Data Models with Predetermined Variables», *Journal of Econometrics*, 115, 125-157.
- [3] AVERY, R. y KENNICKELL, A. (1991) «Household Saving in the US», *Review of Public Economics*, 10, 379-402.
- [4] AYALA, L., MARTÍNEZ, R. y RUIZ-HUERTA, J. (2003): «Equivalence Scales in Tax and Transfer Policies», *Investigaciones Económicas*, 27, 593-614.
- [5] BANKS, J., BLUNDELL, R. y LEWBEL, A. (1997): «Quadratic Engel Curves and Consumption Demand», *The Review of Economics and Statistics*, 79, 527-539.
- [6] BANKS, J., BLUNDELL, R. y PRESTON, I. (1994): «Life-cycle Expenditure Allocations and the Consumption Costs of Children», *European Economic Review*, 38, 1391-1410.
- [7] BANKS, J., BLUNDELL, R. y PRESTON, I. (1995): «Measuring Life-cycle Consumption Cost of Children», en: R. BLUNDELL, I. PRESTON e I. WALKER (eds.), *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [8] BLACKORBY, C. y DONALDSON, D. (1995): «Measuring the Costs of Children: A Theoretical Approach», en (R. BLUNDELL, I. PRESTON e I. WALKER (eds.), *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [9] BLUNDELL, R. y LEWBEL, A. (1991): «Information Content of Equivalence Scales», *Journal of Econometrics*, 50, 49-68.
- [10] BLUNDELL, R. y ROBIN, J.M. (1999): «Estimation in Large and Dissagregated Demand Systems: An Estimator for Conditionally Linear Systems», *Journal of Applied Econometrics* 14, 209-232.
- [11] BOVER O. y ARELLANO, M. (1997): «Estimating Dynamic Limited Dependent Variable Models from Panel Data», *Investigaciones Económicas*, 21, 141-165.
- [12] BROWNING, M. (1992), «Children and Household Economic Behavior», *Journal of Economic Literature*, 30, 1434-1475.
- [13] BROWNING, M. y LUSARDI, A. (1996): «Household Saving: Micro Theories and Micro Facts», *Journal of Economic Literature*, 34, 1797-1855.
- [14] BROWNING, M. y MEGHIR, C. (1991): «The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands», *Econometrica*, 59, 925-951.
- [15] BROWNING, M., DEATON, A.S. y IRISH, M. (1985), «A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demand over the Life-cycle», *Econometrica*, 53, 503-543.
- [16] DEATON, A. y MUELLBAUER, J. (1980): *Economics and Consumer Behaviour*, Nueva York: Cambridge University Press.
- [17] DEATON, A. y MUELLBAUER, J. (1986): «On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries», *Journal of Political Economy*, 94, 721-744.
- [18] DEATON, A., RUIZ-CASTILLO, J. y THOMAS, D. (1989): «The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence», *Journal of Political Economy*, 97, 179-200.

- [19] GORMAN, W. M. (1959): «Separate Utility and Aggregation», *Econometrica*, 27, 469-481.
- [20] HALL, R. E. (1978): «Stochastic Implications of the Life-cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
- [21] HAUSMAN, J. (1978): «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- [22] JONES, A. y LABEAGA, J.M. (2003): «Individual Heterogeneity and Censoring in Panel Data Estimates of Tobacco Expenditures», *Journal of Applied Econometrics*, 18, 157-177.
- [23] KALWIJ, A., ALESSIE, R. y FONTEIN, P. (1998): «Household Commodity Demand and Demographics in the Netherlands: A Microeconomic Analysis», *Journal of Population Economics*, 11, 551-577.
- [24] LABEAGA, J.M. (1999): «A Double-hurdle Rational Addiction Model with Heterogeneity: Estimating the Demand for Tobacco», *Journal of Econometrics*, 93, 49-72.
- [25] LABEAGA, J.M., PRESTON, I. y SANCHIS LLOPIS, J.A. (2000): «Children and Demand Patterns: Evidence Using Panel Data», *Documento de Trabajo* 0002, Departamento de Análisis Económico, UNED, Madrid.
- [26] LABEAGA, J.M., PRESTON, I. y SANCHIS LLOPIS, J.A. (2001): «Demand Around Child Birth: Evidence from Spanish Panel Data», *Documento de Trabajo* número 8, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- [27] LEWBEL, A. (1989): «Households Equivalence Scales and Welfare Comparisons», *Journal of Public Economics*, 39, 377-391.
- [28] MEGHIR, C. y ROBIN, J.M. (1992): «Frequency of Purchase and the Estimation of Demand Systems», *Journal of Econometrics*, 53, 53-85.
- [29] PASHARDES, P. (1991): «Contemporaneous and Intertemporal Child Costs: Equivalent Expenditures vs. Equivalent Income Scales», *Journal of Public Economics*, 45, 191-213.
- [30] PENDAKUR, K. (1998): *Measuring Lifetime Child Costs*, Department of Economics, Simon Fraser University, EE UU.
- [31] PENDAKUR, K. (2003): *Semiparametric Estimation of Lifetime Equivalence Scales*, Department of Economics, Simon Fraser University, EE UU.
- [32] POLLAK, R.A. y WALES, T.J. (1979): «Welfare Comparisons and Equivalence Scales», *American Economic Review*, 69, 216-221.
- [33] ROTHBARTH, E. (1943): «Note on a Method of Determining Equivalent Income for Families of Different Composition», Apéndice 4, en C. MADGE, ed. *War-time Pattern of Saving and Spending*, Occasional paper, 4, Cambridge University Press for the National Institute of Economic and Social Research.
- [34] SMITH, J. (1994): «Marriage, Assets and Savings», *mimeo*, RAND.

## APÉNDICE

En las Tablas A.1 y A.2 se presentan las dos desagregaciones de bienes sobre las que se han estimado los sistemas de demanda intratemporal e intertemporal, respectivamente. La composición de los denominados bienes de adultos que hemos utilizado es: Vestido y calzado de adultos; bebidas alcohólicas, que está integrado por vinos, cervezas y licores; otros bienes que contiene alimentos y bebidas consumidos fuera del hogar; gastos y servicios de entretenimiento que contiene los relativos a billetes de entrada a espectáculos como cine, teatro, deportes, discotecas así como pagos a clubes, pagos de alquiler de videos y todo tipo de gastos y servicios relacionados; gastos en cuidado personal que incluye gastos y pagos de servicios en peluquerías, barberos, centros de belleza, etcétera, así como productos para la higiene y cuidado personal como champús, perfumes, etcétera; tabaco y otros bienes que incluye gastos en seguros, pagos de cuotas de pertenencia a instituciones, suscripciones, licencias, impuestos, transferencias a instituciones públicas u otros hogares, gastos en juegos de azar, gastos en papelería a excepción del material escolar, gastos funerarios y pagos por servicios personales.

**TABLA A1**  
**GRUPOS DE BIENES DE ADULTOS**  
**(Sistema de demanda intratemporal)**

Ropa adultos	Gastos en ropa y zapatos de adultos, y gastos en reparación de estos artículos.
Alcohol	Gastos en bebidas alcohólicas consumidas en el hogar.
Tabaco	Gastos en tabaco.
Gastos fuera del hogar	Gastos en comidas y en todo tipo de bebidas fuera del hogar (restaurantes, bares, etcétera).
Entretenimiento	Gastos en todo tipo de actividades lúdicas (cine, teatro, fútbol, alquiler de vídeos, etcétera).
Gastos en cuidado personal	Gastos en peluquerías, barberos, centros de belleza, etcétera. Gastos en perfumes, jabones, geles, etcétera.
Transporte	Gastos en transporte público. Gastos en gasolina y fuel. Otros gastos relacionados con el transporte.
Otros	Gastos en seguros, suscripciones, licencias, apuestas, servicios personales, etcétera, es decir, otros gastos en bienes de adultos no incluidos en la categorías anteriores.

**TABLA A2**  
**GRUPOS DE BIENES NO DURADEROS**  
**(Sistema de demanda intertemporal)**

Alimentos	Gastos en comida y bebidas no alcohólicas consumidas en el hogar.
Alcohol	Gastos en bebidas alcohólicas consumidas en el hogar.
Tabaco	Gastos en tabaco.
Ropa adultos	Gastos en ropa y zapatos de adultos, y gastos en reparación de estos artículos.
Ropa niños	Gastos en ropa y zapatos de niños (entre 6 meses y 18 años), y gastos en reparación de estos artículos.
Ropa bebés	Gastos en ropa y zapatos de bebés (entre 0 y 6 meses), y gastos en reparación de estos artículos.
Energía del hogar	Gastos en electricidad, gas y agua del hogar. Productos de limpieza del hogar.
Servicios de salud	Medicinas y otros productos de higiene (pañales, compresas, jabones, etcétera). Servicios médicos. Seguros médicos. Gastos en hospitales y servicios de enfermería.
Transporte	Gastos en transporte público. Gastos en gasolina y fuel. Otros gastos relacionados con el transporte.
Entretenimiento	Gastos en todo tipo de actividades lúdicas (cine, teatro, fútbol, alquiler de vídeos, etcétera)
Gastos fuera del hogar	Gastos en comidas y en todo tipo de bebidas fuera del hogar (restaurantes, bares, etcétera)
Otros	Gastos en correos, en bienes no duraderos de cuidado personal, impuestos indirectos y tasas, educación (incluyendo guarderías), así como gastos en bienes no duraderos no clasificados anteriormente.

