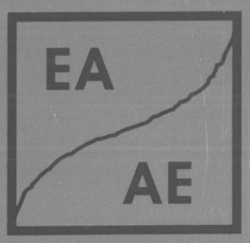
Econometría Aplicada



Applied Econometrics

EL RENDIMIENTO NO MONETARIO DE LAS INVERSIONES EDUCATIVAS EN ESPAÑA

Lucía NAVARRO

NÚMERO 5

DOCUMENTOS DE ECONOMETRÍA

Universidade de Santiago de Compostela

1996

Econometría Aplicada y Estudios Cuantitativos

Documentos de Econometría
Número 5

EL RENDIMIENTO NO MONETARIO DE LAS INVERSIONES EDUCATIVAS EN ESPAÑA

Mª Lucía NAVARRO GÓMEZ
Catedrática de Economía Aplicada
Universidad de Málaga

INDICE:

Página

Introducción 1

1. Enfoque teórico 2

2. Especificación del modelo empírico 10

3. Métodos de estimación y contraste 17

4. Verificación empírica 22

4.1. Para el conjunto de bienes y servicios 22

4.2. Para grupos detallados de bienes 28

Conclusión 41

Notas finales 42

Referencias 47

UNIVERSIDAD DE SANTIAGO DE COMPOSTELA
1996

DOCUMENTOS DE ECONOMETRIA

La serie de Documentos de Econometría Aplicada y Estudios Cuantitativos de la Universidad de Santiago de Compostela se publica con el propósito de divulgar la investigación econométrica llevada a cabo en nuestra Universidad y en otros Centros que tienen un marcado interés en relación con la economía internacional, principalmente referido a países europeos en su crecimiento interno y en su relaciones de comercio exterior con otros países y áreas.

Esta serie comienza en un año muy especial, 1995, en el que celebramos el 500 aniversario de la fundación de nuestra Universidad de Santiago de Compostela, una de las más antiguas en España y Europa. Debido al significado especial que el Camino de Compostela ha tenido en la construcción de la idea de Europa, intentamos mejorar nuestras relaciones presentes y futuras con las universidades europeas y contribuir a una mayor relación entre Europa y el resto del mundo.

Creemos firmemente que la investigación económica aplicada y la comunicación internacional entre investigadores puede contribuir a mejorar el crecimiento económico a nivel internacional y proporcionar mejores condiciones económicas y sociales para todos los países. Con este ánimo publicamos esta serie. Las propuestas para pedidos e intercambios de investigaciones serán bienvenidos escribiendo al número de fax que aparece en la página final de este trabajo.

CONSEJO EDITORIAL Y CIENTIFICO

EDITOR

M. Carmen GUISÁN. Catedrática de Econometría.
Universidad de Santiago de Compostela (España).

CO-EDITORES

J. Bernardo PENA. Catedrático de Econometría. Universidad de Alcalá de Henares (España).

Antonio PULIDO. Catedrático de Econometría. Universidad Autónoma de Madrid (España).

Jesús CAVERO. Catedrático de Econometría. Universidad de Valladolid (España).

Matilde ARRANZ. Profesora Titular de Econometría. Universidad de La Coruña (España).

J. Antonio RODRIGUEZ. Doctor en Econometría. Universidad de Santiago (España)

ISSN 1135 - 9382
ISBN 84-8121-521-X
Dep. Legal C-1313/96

EL RENDIMIENTO NO MONETARIO DE LAS INVERSIONES EDUCATIVAS EN ESPAÑA

Mª Lucía NAVARRO GÓMEZ

Introducción

Para la teoría del capital humano (ver Schultz, 1963, Becker, 1964 o Mincer, 1974), la educación afecta de manera positiva a la productividad mercantil de los individuos y por consiguiente a las rentas que ellos mismos perciben en el mercado de trabajo. En el marco de esta corriente de investigación, las decisiones individuales de inversión en formación vienen motivadas por el rendimiento monetario esperado del acto educativo que, de acuerdo con la teoría clásica de la inversión de Fisher (1930), resulta de la comparación de los costes directos y de los costes de oportunidad ligados a la decisión de inversión en las personas, con las rentas futuras que éstas pueden esperar obtener a lo largo de su vida activa.

Sin embargo, parece lógico pensar que la formación no interviene únicamente en el marco de las actividades laborales que realizan los individuos y, así, los aspectos monetarios que acabamos de señalar no reflejan nada más que una parte del rendimiento total de la educación. En efecto, al contrario que el capital físico, el stock de capital humano tiene la propiedad de estar incorporado en el individuo y por esta razón no se puede disociar de la persona que lo posee. Esta característica implica por consiguiente que si el nivel de formación influye favorablemente sobre la productividad del tiempo asignado al mercado de trabajo, también debe actuar positivamente sobre otras actividades y en particular sobre las actividades de consumo de los individuos.

Esta idea, desarrollada especialmente por Michael (1972) en el marco de la nueva teoría del consumidor (ver Becker, 1965 y Lancaster, 1966), conduce a suponer que los hogares más educados saben combinar mejor los bienes que compran con el tiempo de que disponen, para producir los servicios de consumo que entran en su función de utilidad. Dicho de otra manera, este enfoque consiste en conjeturar que el stock de capital humano constituye un factor de eficiencia en el proceso de producción doméstica, lo cual permite a los hogares que disponen de un stock de capital humano importante abaratar los costes de producción de sus actividades de consumo y, así, elevar su renta real.

El objetivo de nuestro trabajo es verificar la validez de estas hipótesis en el ámbito de la sociedad española y, por consiguiente, ofrecer una estimación del rendimiento no monetario del stock de capital humano en España.

Para llevar a cabo este objetivo, utilizamos los datos de la encuesta de Presupuestos Familiares realizada por el Instituto Nacional de Estadística en 1981. A partir de esta fuente de información, explicamos los gastos efectuados por los hogares en categorías homogéneas y detalladas de bienes, lo que permite observar las sustituciones entre grupos de productos que están ligadas al efecto de eficiencia de la educación y verificar, al mismo tiempo, la hipótesis teórica de neutralidad del capital humano.

1. Enfoque teórico

Frente a la teoría tradicional del consumidor, que podríamos interpretar sucintamente como una teoría de asignación del dinero[1], la denominada nueva teoría del consumidor (ver Becker, 1965 y Lancaster, 1966) puede considerarse como una teoría de asignación del tiempo, además del dinero. El interés esencial de esta extensión del enfoque reside en que se da más importancia a las diferencias de precios y de rentas, merced a una medida más correcta de estas magnitudes, haciendo menos necesarias las explicaciones en términos de los gustos.

La Teoría Económica explica las variaciones de la demanda de un bien por las diferencias en precios relativos, en renta real y en gustos. Sin embargo, aunque progresa constantemente en la definición y medida de las dos primeras variables, no dice nada de los gustos. Estos entran en el análisis económico como una variable residual. Teniendo en cuenta diferencias de gustos se explicará cualquier hecho, pero se trata siempre de una explicación post-factum, sin ningún valor predictivo, inverificable e irrefutable. Así por ejemplo, si después de corregir los efectos de precios y de renta, se encuentra que las personas más instruidas tienen mayores gastos de ocio y tienen menos hijos que las otras, se concluiría que las primeras tienen mayor gusto por el ocio y menos por los niños que las demás. Como vemos se puede en el límite describir las diferencias de consumo, pero ni explicarlas ni predecirlas. La importancia excesiva concedida a las diferencias en gustos como explicación del consumo, junto a una ausencia de teoría sobre su formación, es una laguna de la teoría tradicional del consumidor.

Para reducir el papel atribuido a los gustos, la nueva teoría del consumidor supone la existencia de una tecnología de consumo, que explicita que la combinación de los factores necesarios para la obtención del bien final, verdadero objeto de satisfacción para el individuo, se realiza mediante una relación técnica. Así nace la llamada función de producción doméstica y la consideración del consumo como una actividad productiva, donde se introduce el propio tiempo usado por el consumidor como un nuevo input, junto a los bienes mercantiles, en el proceso de transformación realizado para la obtención del bien consuntivo. Para dar un ejemplo simple, el consumidor no saca directamente satisfacción de los productos alimenticios que compra en el mercado, sino que necesita un cierto tiempo de preparación en casa para que esos productos puedan considerarse como la comida, que es lo que en definitiva le procura utilidad.

De la misma forma que introduce las funciones de producción doméstica para reducir el papel atribuido a los gustos, la nueva teoría del consumidor trata también de medir completamente las diferencias de renta real y de precios relativos, así como de generalizar estas nociones. En este sentido, la introducción del tiempo en el consumo de bienes y servicios provoca una ampliación de las nociones habituales de renta y de precios. La renta monetaria no es una medida completa de los recursos de las familias, ni el precio monetario mide fielmente el verdadero coste del consumo. El tiempo libre, al ser un factor escaso, tiene un precio implícito, al igual que los productos mercantiles tienen un precio monetario. Así, el precio completo de un consumo es la suma de su precio monetario y del valor del tiempo necesario para

consumir la unidad de ese bien. Esta noción permite comprender, por ejemplo, por qué las mujeres casadas más instruidas tienen menos hijos que las otras.

En este contexto, la teoría de la producción doméstica da un lugar simétrico a los distintos factores (principalmente a los productos mercantiles y a los tiempos de producción doméstica) que concurren en la producción de bienes finales, entre los que los individuos expresan sus preferencias y que les procuran una utilidad. El comportamiento racional, por otra parte, consiste en maximizar la utilidad, teniendo en cuenta las restricciones técnicas y de recursos existentes.

En el caso particular que nos interesa, supongamos que las familias tienen la función de utilidad siguiente:

$$U = U(Z_1, Z_2, \ldots\ldots, Z_n)$$

en la cual Z_i representa las actividades de consumo de los hogares.

En conformidad con la nueva teoría del consumidor, esas actividades se generan a partir de las siguientes funciones de producción:

$$Z_i = f_i(x_i, t_i; H) \qquad i = 1, \ldots, n$$

donde x_i representan los bienes y servicios mercantiles que entran en la elaboración de la actividad de consumo Z_i, t_i es el tiempo dedicado por el individuo o el hogar a la producción de dicha actividad, y H representa la cantidad de capital humano de la que dispone el productor de la actividad.

Esta última variable, que puede considerarse como un factor de entorno, influye en la producción de los bienes Z_i, actuando sobre las propias condiciones de esta producción. Dicho de otra manera, el stock de capital humano se considera como un factor de eficiencia que afecta a la naturaleza del proceso productivo y a la cantidad de bienes mercantiles y de tiempo que es necesario asociar en la elaboración de las actividades de consumo Z_i.

Esta propiedad implica que las productividades marginales de los factores x_i y t_i dependen de la importancia del stock de capital humano incorporado al individuo, es decir que tenemos:

$$\frac{\partial Z_i}{\partial x_i} = g_{x_i}(H) > 0 \qquad y \qquad \frac{\partial Z_i}{\partial t_i} = g_{t_i}(H) > 0$$

Por otra parte, el individuo produce las actividades de consumo Z_i respetando su restricción presupuestaria, la cual se expresa sucintamente por:

$$Y_m = wt_w + V = \sum_{i=1}^{n} x_i p_i$$

sabiendo que Y_m simboliza la renta monetaria del individuo, w es el salario por unidad de tiempo, t_w es el tiempo pasado en el mercado laboral, V es la renta no salarial del período y p_i son los precios de los bienes y servicios mercantiles x_i.

Además de esta restricción, el individuo se enfrenta también a una restricción temporal. Para simplificar su especificación supongamos que el sujeto reparte su tiempo total T, entre su tiempo de trabajo en el mercado laboral t_w y el tiempo que dedica a la producción doméstica de las actividades de consumo t_i. En este caso tenemos:

$$T = t_w + \sum_{i=1}^{n} t_i$$

Combinando la restricción presupuestaria anterior con ésta de tiempo, obtenemos la restricción de renta de tiempo completo del individuo, que se define de la manera siguiente:

$$Y = wT + V = \sum_{i=1}^{n} (x_i p_i + w t_i)$$

Según esta expresión la renta potencial total, Y, es igual a la suma de los gastos en bienes y servicios mercantiles que entran en la elaboración de las actividades de consumo Z_i, y del coste del tiempo dedicado a la producción de estas actividades, evaluado al precio del tiempo pasado en el mercado laboral.

Con arreglo a la teoría económica clásica de la demanda, el individuo decide el montante óptimo de cada actividad de consumo, maximizando su función de utilidad bajo esta restricción de renta potencial total. El Lagrangiano que corresponde a tal objetivo se expresa por:

$$L = U[f_1(x_1,t_1;H),\ldots f_n(x_n,t_n;H)] - \mu[\sum_i (x_i p_i + w t_i) - Y]$$

La optimización conduce a las condiciones usuales de equilibrio siguientes[2]:

$$\frac{MP_{x_i}}{p_i} = \frac{MP_{t_i}}{w} = \frac{\mu}{MU_{z_i}}$$

siendo μ la utilidad marginal de la renta, definida por:

$$\mu = \frac{MU_{Z_i} MP_{x_i}}{p_i} = \frac{MU_{Z_i} MP_{t_i}}{w}$$

donde MU_{zi} es la utilidad marginal del bien Z_i, MP_{xi} es la productividad marginal del factor x_i y MP_{ti} la del factor t_i.

El modelo de comportamiento que acabamos de especificar supone que el stock de capital humano incrementa la productividad del tiempo dedicado a la elaboración de las actividades de consumo Z_i, al igual que aumenta la productividad del tiempo pasado en el mercado de trabajo. En otros términos, para una cantidad dada de factores de producción, el modelo admite que las personas que poseen un stock de capital humano importante son capaces de producir una cantidad mayor de actividades Z_i. Desde el punto de vista matemático, el efecto

del capital humano sobre la producción de un bien dado Z_i se obtiene diferenciando su función de producción respecto a la variable H, manteniendo constante el nivel de factores x_i y t_i utilizado. Para simplificar el cálculo, supongamos que las funciones de producción son homogéneas de grado 1 en x_i y en t_i. En este caso particular tenemos:

$$Z_i = x_i \frac{\partial Z_i}{\partial x_i} + t_i \frac{\partial Z_i}{\partial t_i} = x_i MP_{x_i} + t_i MP_{t_i}$$

Teniendo en cuenta esta especificación, el efecto marginal del capital humano sobre el nivel de producción de Z_i viene entonces dado en términos de porcentajes por:

$$\frac{\frac{dZ_i}{dH}}{Z_i} = \frac{x_i MP_{x_i}}{Z_i} \frac{\frac{\partial MP_{x_i}}{\partial H}}{MP_{x_i}} + \frac{t_i MP_{t_i}}{Z_i} \frac{\frac{\partial MP_{t_i}}{\partial H}}{MP_{t_i}}$$

que se escribe, usando una tilde para representar el cambio porcentual de una variable, de la manera siguiente:

$$\tilde{MP}_i = \frac{x_i MP_{x_i}}{Z_i} \tilde{MP}_{x_i} + \frac{t_i MP_{t_i}}{Z_i} \tilde{MP}_{t_i} = W_{x_i} \tilde{MP}_{x_i} + W_{t_i} \tilde{MP}_{t_i} \qquad (I)$$

sabiendo que dada la hipótesis de homogeneidad postulada anteriormente las ponderaciones W_{xi} y W_{ti} , que representan la participación relativa de los factores x_i y t_i en la producción de Z_i, suman la unidad.

Así, según esta ecuación (I), el efecto marginal del capital humano sobre la producción de una actividad fundamental Z_i es igual a la media ponderada de los efectos que ejerce la educación sobre la productividad de cada factor de producción x_i y t_i.

Por otra parte, como la educación actúa sobre el nivel de producción de los bienes de consumo influye también en el precio, π_i, de cada actividad Z_i. En efecto, bajo la hipótesis anterior de rendimientos de escala constantes, este precio no es nada más que el coste medio o el coste marginal de producción del bien Z_i, es decir que tenemos:

$$\pi_i = \frac{p_i x_i + w t_i}{Z_i}$$

Suponiendo ahora dados los precios y las cantidades utilizadas de los factores de producción, la variación porcentual del precio compuesto, π_i, de la actividad Z_i viene dado por:

$$\frac{\frac{d\pi_i}{dH}}{\pi_i} = -\frac{\frac{dZ_i}{dH}}{Z_i} \quad ; \quad \textit{o bien en nuestra notación,} \quad \tilde{\pi}_i = -\tilde{MP}_i \qquad (II)$$

Esta ecuación muestra, que el aumento del stock de capital humano induce a una reducción del coste de producción de la actividad Z_i, la cual, en términos porcentuales, es igual al efecto que ejerce la educación sobre el nivel de producción de dicha actividad.

Ahora bien, el capital humano incide en la producción de todos los bienes de consumo Z_i y no solamente en la de la actividad particular i. Si suponemos, en el caso más general, que el efecto de la educación sobre la productividades de los factores x_i y t_i no es idéntico de una función de producción a otra, el stock de capital humano afectará naturalmente a los precios relativos de las actividades fundamentales Z_i. Para analizar estos efectos de precios relativos, supongamos que el precio medio de las actividades esté definido por la media geométrica de los precios de cada actividad Z_i:

$$\pi = \pi_1^{s_1}\pi_2^{s_2}.....\pi_n^{s_n}$$

En esta expresión s_i representa la proporción del gasto total o de la renta potencial total asignada a la producción de la actividad Z_i, es decir que:

$$s_i = \frac{\pi_i Z_i}{Y}$$

El efecto agregado de un aumento del stock de capital humano, H, sobre el nivel medio de precios de las actividades de consumo Z_i se puede expresar de la manera siguiente:

$$\frac{\frac{d\pi}{\pi}}{dH} = \sum_{i=1}^{n} s_i \frac{\frac{d\pi_i}{\pi_i}}{dH} \quad ; \quad o \ bien, \quad \tilde{\pi} = -\sum_{i=1}^{n} s_i \tilde{MP}_i \qquad (III)$$

Según esta ecuación, la variación en porcentajes del nivel general de precios de las actividades Z_i, consecutiva al incremento del nivel de educación de la unidad de producción, es igual a la media ponderada de los efectos que ejerce el stock de capital humano sobre cada uno de los niveles de producción de las actividades Z_i. Ahora bien, como el precio relativo de un bien de consumo i se define por π_i/π, la variación de este precio relativo inducida por un cambio en el stock de capital humano es igual a:

$$\tilde{\pi_i/\pi} = \tilde{\pi}_i - \tilde{\pi}$$

La disminución que produce el incremento del stock de capital humano en el precio medio π de las actividades Z_i (ver ecuación III anterior) implica que a renta nominal constante, la renta real, Y_c, del individuo, definida por $Y_c = Y / \pi$, aumentará. Así se puede deducir que el efecto del capital humano sobre la renta es igual a:

$$\frac{\frac{dY_c}{dH}}{Y_c} = \frac{\frac{d\pi}{dH}}{\pi} \; ; \; o \ bien \quad \tilde{Y}_c = -\tilde{\pi} = \sum_{i=1}^{n} s_i \tilde{MP}_i \qquad (IV)$$

Luego según esta ecuación, el nivel de renta real incrementa bajo el efecto de un aumento del stock de capital humano, en una proporción igual a la media ponderada de los efectos marginales de la educación en las diversas producciones Z_i. Por otra parte, la variación de la renta real que viene provocada por la ganancia de eficiencia en la producción de las actividades fundamentales es igual al efecto que genera el capital humano sobre el precio de estas actividades.

Además, puesto que a través de la influencia de la educación sobre las productividades de los factores de producción que entran en la elaboración de las actividades Z_i, el capital humano afecta a la renta real del hogar y a los precios relativos de estas actividades, también debe influir en la demanda de los bienes Z_i, conforme al análisis económico clásico de la demanda, y generar efectos de sustitución y efectos de rentas. Para ver como la variable de eficiencia H incide en la composición de la cesta óptima de bienes, definimos Z_i^d, la función de demanda de la actividad Z_i, de la manera siguiente:

$$Z_i^d = d_i(\frac{Y}{\pi}, \frac{\pi_i}{\pi})$$

La variación porcentual de Z_i^d respecto a H es entonces igual a:

$$\frac{\frac{dZ_i^d}{dH}}{Z_i^d} = [\frac{\partial Z_i^d}{\partial(\frac{Y}{\pi})} \frac{\frac{Y}{\pi}}{Z_i^d}][\frac{d(\frac{Y}{\pi})}{dH} \frac{1}{\frac{Y}{\pi}}] + [\frac{\partial Z_i^d}{\partial(\frac{\pi_i}{\pi})} \frac{\frac{\pi_i}{\pi}}{Z_i^d}][\frac{d(\frac{\pi_i}{\pi})}{dH} \frac{1}{\frac{\pi_i}{\pi}}]$$

lo que podemos escribir también de la manera siguiente:

$$\tilde{Z}_i^d = \eta_i(\frac{\tilde{Y}}{\pi}) + \epsilon_i(\frac{\tilde{\pi}_i}{\pi}) \qquad (V)$$

siendo η_i y ϵ_i las elasticidades de la demanda respecto a la renta real y al precio relativo, definidas respectivamente por las expresiones de los primeros corchetes en cada sumando. Además, como:

$$\pi_i / \pi = \tilde{\pi}_i - \tilde{\pi}$$

la ecuación (V) se expresa también de la manera siguiente:

$$\tilde{Z}_i^d = \eta_i \tilde{Y}_c + \epsilon_i(\tilde{\pi}_i - \tilde{\pi}) \qquad (VI)$$

Esta última formulación señala cómo al efecto de renta, recogido en el primer sumando de la ecuación, vienen a añadirse los efectos de sustitución de las actividades de consumo, dados en el segundo sumando. A partir de esta ecuación se puede predecir que si el bien Z_i es normal[3] y si el efecto del capital humano sobre la renta real es positivo, entonces el efecto de la renta sobre la demanda es positivo. En el mismo orden de ideas, si se supone que el efecto marginal de la educación sobre la producción es igual en cada actividad, entonces el efecto de sustitución que aparece en esta última ecuación es nulo.

Por otra parte, como el capital humano afecta a la cantidad de bienes Z_i influye, igualmente, en la demanda derivada de los factores x_i y t_i que entran en su producción. Se demuestra[4] que el cambio porcentual de la demanda de factores x_i, con la hipótesis de que los precios de los factores son fijos, es igual a:

$$\tilde{x}_i = (\tilde{Z}_i^d - \tilde{MP}_i) + W_{t_i}\sigma(\tilde{MP}_{x_i} - \tilde{MP}_{t_i}) \qquad (VII)$$

donde σ representa la elasticidad de sustitución entre x_i y t_i que se define así:

$$\sigma = \frac{MP_{x_i}/MP_{t_i}}{t_i/x_i} \frac{d(t_i/x_i)}{d(MPx_i/MP_{t_i})}$$

La relación (VII) puede también expresarse teniendo en cuenta la ecuación (VI) de la manera siguiente:

$$\tilde{x}_i = \eta_i\tilde{Y}_c - \tilde{MP}_i + \epsilon_i(\tilde{\pi}_i - \tilde{\pi}) + W_{t_i}\sigma(\tilde{MP}_{x_i} - \tilde{MP}_{t_i}) \qquad (VIII)$$

Así, según esta expresión, el efecto del capital humano sobre la demanda de bienes mercantiles x_i depende del efecto renta, de la demanda de bienes Z_i, y de los efectos de sustitución que existen a la vez en la producción y el consumo de los bienes. Esta ecuación, que mide los efectos que produce el capital humano sobre las cantidades de inputs mercantiles necesarios en la producción de Z_i, es el objeto de las estimaciones que efectuamos en la parte empírica de este trabajo, puesto que no se puede cuantificar el efecto de la educación sobre las propias actividades Z_i que son inobservables. Dicho de otra manera, en vez de analizar directamente la eficiencia del capital humano sobre las actividades fundamentales Z_i, se trata de examinar aquí el papel que juega la educación en la demanda de los bienes mercantiles que entran en la producción de dichas actividades.

A fin de facilitar la estimación de este efecto admitamos que el capital humano tiene un efecto neutral, en el sentido de Hicks, sobre la productividad de los factores de producción[5], lo que se expresa de la forma matemática siguiente:

$$\tilde{MP}_{x_i} = \tilde{MP}_{t_i} = \tilde{MP}_i \qquad (IX)$$

Esta hipótesis simplificadora supone que la educación afecta de manera idéntica a la productividad marginal de cada factor, lo cual implica que el capital humano no genera efectos de sustitución entre los factores de producción utilizados en la elaboración de las actividades Z_i.

Además de esta hipótesis, suponemos que la educación incide de manera idéntica en todos los procesos que generan la elaboración de las actividades fundamentales Z_i, es decir:

$$\tilde{MP}_i = \tilde{MP}_j = \tilde{MP} \qquad (X)$$

Esta segunda hipótesis significa que la educación tiene un efecto neutral desde el punto de vista de los bienes, lo cual implica esta vez que no pueden existir efectos de sustitución en el consumo de las actividades Z_i. Según la ecuación (II) esta hipótesis conduce a postular también que el aumento del capital humano permite una reducción, en la misma proporción, del coste de producción de todas las actividades, es decir que:

$$\tilde{\pi}_i = \tilde{\pi}_j = \tilde{\pi} \qquad (XI)$$

lo que implica que en este caso no hay efectos de precios relativos.

Por otra parte, la ecuación IV estipula que, en el caso particular de neutralidad, la variación de la renta real inducida por la variación del stock de capital humano se expresa en términos porcentuales de la manera siguiente:

$$\tilde{Y}_c = \tilde{MP}_i = -\tilde{\pi}, \qquad \forall i \qquad (XII)$$

Así, según esta ecuación, si la educación afecta a la eficiencia de cada función de producción en un determinado porcentaje, la renta se modifica también en el mismo porcentaje.

Como la hipótesis de neutralidad implica que los efectos de precios relativos son nulos, la cantidad demandada Z_i^d (ecuación VI) viene determinada ahora únicamente en función de la renta real del individuo, de manera que tenemos:

$$\tilde{Z}_i^d = \eta_i(\tilde{Y}_c) \qquad (XIII)$$

En este caso, bajo la hipótesis de que la educación aumenta la productividad no mercantil de los individuos e incrementa por consiguiente su renta potencial real, o sea $Y_c > 0$ se puede concluir que el efecto de la educación sobre la cantidad demandada del bien Z_i es positivo, si dicho bien es normal.

De manera similar, la hipótesis de neutralidad desde el punto de vista de los factores de producción permite simplificar la expresión de la función de demanda derivada de bienes mercantiles, que entran en la elaboración de las actividades fundamentales Z_i (ecuación VIII), con lo que tenemos:

$$\tilde{x}_i = \eta_i\tilde{Y}_c - \tilde{MP}_i + \epsilon_i(\tilde{\pi}_i - \tilde{\pi}) \qquad (XIV)$$

Ahora bien, como la hipótesis de neutralidad estipula también que

$$\tilde{MP}_i = \tilde{Y}_c$$

y teniendo en cuenta la condición (XI) podemos escribir finalmente:

$$\tilde{x}_i = \eta_i\tilde{Y}_c - \tilde{Y}_c = \tilde{Y}_c(\eta_i - 1) \qquad (XV)$$

Según esta ecuación, se puede predecir que si Z_i es un bien de primera necesidad (de lujo) entonces el consumidor reduce (aumenta) su gasto en x_p de manera que su gasto total permanezca constante. En otras palabras:

$$si \qquad \eta_i \gtrless 1 \qquad entonces \qquad \tilde{x}_i \gtrless 0$$

La ecuación de demanda anterior permite también predecir el efecto de la educación sobre la renta real. En efecto, multiplicando cada miembro de la relación (XV) por H se obtiene la misma en términos de elasticidades, es decir:

$$\frac{dx_i}{dH}\frac{H}{x_i} = \frac{dY_c}{dH}\frac{H}{Y_c}(\eta_i - 1)$$

De donde se puede deducir la relación siguiente:

$$\phi_{Y_cH} = \phi_{x_iH}/(\eta_i - 1) \qquad (XVI)$$

que expresa la elasticidad de la renta real respecto a la educación en función de la elasticidad de la demanda del bien mercantil respecto a la educación, y de la elasticidad de la demanda respecto a la renta. A partir de las estimaciones de Φ_{xiH} y η_i se puede calcular el valor de la elasticidad Φ_{YcH} mediante la expresión:

$$\phi_{x_iH} = K(\eta_i - 1) \qquad (XVII)$$

siendo K la estimación de Φ_{YcH}, que indica el efecto de la educación sobre la renta real debido a los cambios en la productividad no mercantil y proporciona una medida del rendimiento no pecuniario del stock de capital humano.

2. Especificación del modelo empírico

La verificación del modelo teórico que acabamos de presentar se funda en el ajuste de una serie de curvas de Engel, conocidas también en la literatura como curvas de gastos-renta, que relacionan los gastos anuales que asignan los hogares españoles a la compra de diferentes grupos de bienes mercantiles con sus rentas, su stock de capital humano y un conjunto de características socioeconómicas que intervienen aquí como factores de control del comportamiento de las familias.

Las curvas de Engel que ajustamos en este contexto tienen la forma general siguiente:

$$X_i = f_i\,(Y, H, E, T, M)$$

donde:

X_i representa el gasto de la familia en el bien i.
Y es el nivel de renta de la familia, aproximado por su gasto total de consumo.
H representa el stock de capital humano de tipo formal del sustentador principal.

E es la edad del cabeza de familia.
T simboliza el tamaño familiar.
M representa el tamaño del municipio de residencia del hogar.

Tamaño de la muestra

Nuestras estimaciones se basan en los datos individuales de la última encuesta de Presupuestos Familiares realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE, 1983). Los resultados se refieren a una muestra de 23.909 observaciones[6] representativas de los algo más de 10 millones de hogares que componían la sociedad española en ese momento. La naturaleza transversal de esta fuente de información implica que la estimación del rendimiento no monetario del capital humano al que procedemos se fundamenta, conforme a la teoría estática de la demanda, en la hipótesis de que los precios de los bienes son constantes, lo que conduce a ignorar, por consiguiente, los efectos de sustitución provocados por las diferencias de precios de los artículos de consumo.

Variables utilizadas

En esta especificación, la variable endógena X_i se define por m grupos de bienes compuestos por categorías homogéneas de artículos, que permiten verificar la hipótesis de neutralidad del capital humano. Una primera tipología distingue de forma simple las compras de los hogares en bienes de las compras en servicios, conjuntamente considerados. Una segunda clasificación más detallada describe los gastos efectuados por las familias en veinte grupos de artículos, que aparecen en la tabla 1, y que agrupan los distintos items contemplados en la encuesta de Presupuestos Familiares en base a una clasificación funcional de los mismos, que preserva siempre que es posible la diferenciación entre bienes y servicios. La tabla 1 describe el gasto que efectúan los hogares españoles en cada una de las rúbricas que consideramos; indica, para cada grupo de artículos, la media (denominada m) y la desviación estándar (denominada σ) del gasto por hogar calculados, en primer lugar, para el conjunto de las familias de la muestra y, en segundo lugar, para el colectivo de hogares que compra la categoría de artículos correspondiente[7].

Tabla 1
Descripción estadística del gasto por hogar
(en miles de ptas)

N° Grupos	Conjunto de hogares		Hogares con gastos		
	m	σ	%	m	σ
Consumo total	876,48	624,74	100,00	876,48	624,74
1. Alimentos y bebidas no alcohólicas	256,52	145,13	99,57	257,51	144,54
2. Bebidas alcohólicas	12,32	23,89	65,59	18,66	27,31
3. Tabaco	9,93	14,84	58,88	16,84	16,04
4. Vestido y calzado	73,18	88,09	93,78	78,12	88,87
5. Agua, calefacción y energía	26,50	26,69	99,88	26,53	26,69
6. Alojamiento	140,57	218,34	99,92	140,69	218,39
7. Mantenimiento y servicios hogar	33,46	50,74	89,61	37,10	52,15
8. Muebles y equipamientos del hogar	39,79	80,40	77,29	51,48	88,11
9. Servicios médicos y conservación salud	20,22	66,23	66,02	30,48	79,37
10. Transporte personal	99,26	189,64	58,42	169,03	222,37
11. Transporte colectivo	12,07	42,35	48,92	23,07	56,33
12. Esparcimiento y cultura	48,03	72,43	77,83	61,40	76,71
13. Enseñanza	18,36	44,69	42,07	42,01	59,81
14. Bienes cuidado personal	12,24	26,94	58,35	20,89	32,54
15. Servicios cuidado personal	5,30	13,95	21,58	25,21	20,32
16. Restaurantes, cafet., comidas gratuitas	49,99	92,95	75,75	65,85	101,67
17. Remesas y contribuciones voluntarias	9,78	42,72	43,63	23,04	63,20
18. Tasas e impuestos diversos	0,70	8,31	14,80	5,23	21,78
19. Seguros personales	1,41	9,53	10,50	13,34	26,45
20. Gastos no especificados	6,76	62,51	37,20	17,04	98,35
Total bienes	487,50	326,98	99,97	487,66	326,91
Total servicios	129,53	190,74	99,22	130,60	191,16

Fuente: Encuesta de Presupuestos Familiares. INE (1983)

El hecho de medir las variables endógenas del modelo en términos monetarios y no físicos concuerda con la mayoría de los trabajos empíricos que tratan de la demanda de bienes de consumo. Tal enfoque permite no solamente agregar de manera simple los diferentes artículos en categorías pertinentes para el análisis, sino que permite también introducir la dimensión cualitativa de los bienes en las estimaciones de la elasticidad renta de las distintas demandas, a condición naturalmente de que los precios de los productos reflejen adecuadamente su calidad. Ahora bien, es cierto que el uso de una medida monetaria puede entrañar inconvenientes si los precios no revelan la naturaleza verdadera de los bienes. En particular, la existencia de diferencias de precios no aleatorias o sistemáticas por zonas geográficas afecta de manera inequívoca a la consistencia de los parámetros estimados del modelo de demanda.- Para evitar este problema, controlamos la estimación de las distintas funciones de consumo por el tamaño del municipio de residencia del hogar, representado aquí por tres variables ficticias[8] que oponen las familias que viven en ciudades de 10.000 a 50.000 habitantes, de 50.000 a 500.000 habitantes y de más de 500.000 habitantes, a las que residen en municipios de menos de 10.000 habitantes. Con la introducción de estas variables se puede anticipar que las familias que residen en regiones caracterizadas por un menor coste de vida consumen más bienes de lujo, para un nivel de renta dado. Aunque el efecto revelado por estas variables de localización puede asimilarse también, sin duda alguna, a un efecto indirecto de eficiencia de la educación sobre el consumo, si precisamente la cantidad y la calidad del stock de capital humano que está incorporado en los individuos difiere de manera sistemática de una zona geográfica a otra. En este último caso, el efecto esperado del tamaño del municipio de residencia de los hogares sobre su estructura de consumo sería de dirección opuesta al señalado en la interpretación anterior.

Desde un punto de vista teórico, el consumo viene determinado por el nivel de renta a largo plazo o nivel de renta permanente del hogar[9]. Este concepto al ser inobservable debe sustituirse; una primera alternativa consiste en aproximar la renta permanente de la familia por su renta disponible. Sin embargo, la elección de tal proxy presenta el inconveniente de sesgar, generalmente hacia abajo, el verdadero coeficiente, aumentando por otra parte el sesgo con el tamaño de la variancia de la componente transitoria en relación a la variancia de la renta total[10].Como en la mayoría de los trabajos empíricos efectuados sobre el tema de las funciones desagregadas de consumo, paliamos en parte este problema utilizando el gasto de consumo total y no la renta disponible como proxy de la renta permanente. En efecto, dado que las familias tienen la posibilidad de usar sus ahorros cuando se producen fluctuaciones temporales en su renta, la componente transitoria del gasto total es menor que la de la renta disponible y, por consiguiente, el sesgo que se comete utilizando esta segunda variable es más pequeño. Además de esto, el concepto de gasto total presenta otra ventaja aún más obvia, pues es bien notorio que, en todas las encuestas de Presupuestos Familiares, las rentas de los hogares se conocen con un mayor grado de imprecisión que sus gastos de consumo, lo cual legitima todavía más la utilización de esta última variable.

Finalmente hay que señalar que la existencia de bienes duraderos puede añadir una dificultad suplementaria a las que acabamos de presentar. En efecto, si un hogar compra algún artículo duradero a lo largo del período de la encuesta, su consumo total así como su nivel

de gasto en bienes duraderos son más elevados que de costumbre. En este caso, el gasto total sobreestima el nivel de renta permanente de la familia, provocando un sesgo positivo en la estimación de la elasticidad renta de los bienes duraderos. En la medida en que la estimación de las elasticidades renta de los distintos artículos no son independientes, este fenómeno puede ocasionar un sesgo negativo en las evaluaciones de las propensiones marginales a consumir otros grupos de bienes. Sin embargo, el problema viene atenuado por la tendencia de los hogares a adquirir los bienes duraderos a plazo y, como sugieren Prais y Houthakker (1955), por el hecho de que las familias compensan generalmente los gastos extraordinarios ligados a la adquisición de bienes duraderos atribuyendo menores partidas a las compras de los demás tipos de artículos[11]. En realidad, la adquisición de esta categoría de bienes responde a elecciones de naturaleza intertemporal y en estas condiciones habría que extender la teoría estática de la demanda para tomar en cuenta explícitamente el fenómeno diacrónico que preside la elaboración de las decisiones de consumo de los hogares. En efecto, el consumidor asigna sus recursos a lo largo de cada período de tiempo, conforme a un modelo de ciclo de vida, lo que exige establecer una relación dinámica entre el consumo actual y sus valores previos [12]. El enfoque estático que desarrollamos aquí simplifica de manera importante este esquema. Viene a suponer, implícitamente, que la función de utilidad intertemporal del consumidor es separable en funciones propias a cada fase del ciclo de vida y, por consiguiente, que se puede diferenciar perfectamente los problemas de asignación de bienes en diferentes instantes del tiempo. Así para un período dado, la distribución del consumo entre los distintos grupos de artículos depende solamente del gasto total correspondiente a este período, aunque este último haya sido determinado dentro de un modelo de ciclo de vida o de renta permanente.

Acorde con el modelo teórico que hemos presentado anteriormente, la introducción de la variable educación, H, en la especificación de la función de demanda de los bienes intermediarios X_i tiene por objetivo medir la productividad no mercantil de los individuos y disociarla de su productividad en el mercado de trabajo, que viene en parte representada por su gasto total de consumo. Por razones de disponibilidad de la información, la variable que introducimos en el modelo resume el stock de capital humano del sustentador principal y no el del conjunto de los miembros del hogar, como sería necesario. Sin embargo, la particularidad del mercado matrimonial[13] y las características de la demanda privada de educación dejan pensar que, en realidad, el stock de capital humano del cabeza de familia está probablemente muy correlacionado con el nivel de formación de los demás miembros del hogar, lo cual implica que esa variable puede utilizarse como una buena aproximación del nivel educativo de la familia en su conjunto. Ahora bien, en la medida en que la correlación entre el stock de capital humano de los miembros del hogar y el del sustentador principal no sea grande, el efecto de eficiencia de la educación que se observe en el área del consumo será más imperfecto que el sugerido por el análisis teórico que hemos presentado. Conforme a la definición utilizada en la encuesta de Presupuestos Familiares, la variable H que introducimos en el modelo se refiere solamente al nivel de educación formal del sustentador principal, por lo que el análisis no toma en cuenta la componente no formal de la educación que puede estar incorporada en el individuo. Además, el concepto de formación escolar retenido aquí contempla únicamente los estudios de más alto nivel terminados por los individuos, lo que equivale a suponer, por una parte, que los años de

estudios repetidos tienen el mismo valor productivo que los demás y a reconocer, por otra parte, que los cursos escolares no sancionados por un título académico no afectan a la eficiencia del proceso de producción no mercantil de los hogares. Para facilitar el análisis, la componente escolar del stock de capital humano está medida de forma continua, asignando al más alto nivel de instrucción alcanzado por un individuo que viene detallado en la encuesta de Presupuestos Familiares un número teórico de años de estudios[14], a partir del cual agregamos las etapas siguientes del sistema educativo: Sin estudios, estudios Primarios, Bachiller Elemental y nivel equivalente, Bachiller Superior y nivel equivalente, estudios Superiores Cortos (Escuelas Universitarias y asimilados) y estudios Superiores Largos (Facultades y Escuelas Técnicas Superiores).

Las dos últimas variables incluidas en el modelo de demanda, o sea el tamaño familiar, T, y la edad del sustentador principal, E, actúan de manera evidente sobre la producción doméstica de los hogares y, al igual que el capital humano, se pueden interpretar como factores de eficiencia. Se introducen sobre todo en el análisis como variables de control, con el fin de eliminar de la estimación de los efectos de la renta y del capital humano, estos efectos adicionales de eficiencia sobre el consumo final.

En lo que se refiere al tamaño familiar, éste se evalúa por el número de personas que componen el hogar. La medida que utilizamos aquí da igual ponderación a los adultos y a los niños[15], a pesar de que cada una de estas categorías tengan necesidades de consumo distintas. En este sentido, nuestra especificación de la composición del hogar no sirve más que para ajustar las compras de las familias por el número de sus miembros y no pretende introducir en el análisis unas escalas de equivalencias entre los individuos, cuya problemática queda fuera de nuestro objetivo[16]. El efecto del tamaño familiar puede interpretarse de varias maneras. En primer lugar, puede reflejar para una renta, un nivel de educación y una edad dados, un cierto grado de ineficiencia en la adquisición y en el uso de información sobre métodos anticonceptivos, por parte de las familias numerosas, que puede anticipar su incapacidad para usar cualquier tipo de información, susceptible de mejorar su productividad en la elaboración de las actividades fundamentales de consumo. En este caso, que equivale en realidad a considerar como exógena a la demanda de hijos, la influencia del tamaño del hogar es opuesta al efecto de eficiencia del capital humano y se puede prever entonces que un incremento del número de hijos, ceteris paribus, desvía el consumo de la familia hacia los artículos de necesidad. Otra alternativa consiste en suponer que el tamaño familiar es fruto de una libre elección o que la demanda de niños viene determinada de manera endógena, lo cual equivaldría a considerar que los niños provocan los mismos efectos que un bien duradero en una curva de Engel y, así, su coeficiente estimado tendría la misma interpretación que aquél. En este caso, si los precios relativos de los artículos permanecen fijos, un incremento del tamaño familiar debe traducirse por un aumento del gasto en bienes complementarios a la producción de los cuidados proporcionados a los niños[17] y coeficientes negativos para artículos sustitutivos, dejando inalterado el consumo de los otros bienes. Una última interpretación de esta variable alude al fenómeno de escala que puede afectar al gasto de los hogares, al aumentar el número de miembros de los mismos. Se demuestra, en particular, que si las elasticidades del consumo respecto a la renta y al tamaño

familiar suman la unidad no hay economías de escala, es decir que si se incrementan en la misma proporción estas dos variables no se producen cambios en los gastos per capita del hogar. Por el contrario, si la suma de estas dos elasticidades es mayor (menor) que la unidad, la familia realiza economías (deseconomías) de escala y en estos casos los distintos gastos per capita varían según la naturaleza de los bienes a los que se refieren. De todos modos, cualquiera que sea la argumentación que elijamos para interpretar el efecto de la composición del hogar, se puede decir que si al aumentar el tamaño familiar se produce una preferencia hacia los bienes de necesidad, el hogar se comporta en realidad como si su renta real disminuyera.

Por analogía con el modelo minceriano de formación de rentas (ver por ejemplo Mincer, 1979), la edad del cabeza de familia, que medimos en nuestra especificación por el número de años cumplidos por el mismo[18], puede interpretarse como una proxy de sus inversiones en capital humano específico. Así, vista bajo esta perspectiva, la variable edad no representa más que la cantidad de información que ha adquirido el individuo a lo largo del tiempo, gracias a su experiencia en la elaboración de las actividades fundamentales de consumo[19]. En este caso, parece obvio que la eficiencia del hogar aumenta con la edad del sustentador principal, ceteris paribus, lo cual implica que el precio de las actividades fundamentales disminuye a lo largo del ciclo de vida y que tiende a aumentar por consiguiente el consumo de éstas. Sin embargo, según las propias predicciones de la teoría del capital humano, el ritmo de acumulación de los conocimientos tiene tendencia a aminorarse con la edad, llegando incluso el stock de capital humano específico a depreciarse en el último período del ciclo de vida[20]. En estas condiciones, la edad actúa probablemente de manera ambigua sobre la estructura de consumo del hogar, dependiendo el signo de esta variable del predominio del aspecto acumulación sobre el de depreciación de las competencias incorporadas en el individuo. Más allá de esta interpretación, la edad del cabeza de familia puede considerarse también como una proxy del ciclo de vida del hogar y como tal puede servir para contraponer comportamientos diferenciados de consumo de las familias, según sean jóvenes o mayores.

A modo de resumen, la tabla 2 que sigue describe desde un punto de vista estadístico el conjunto de las variables exógenas que acabamos de presentar.

Tabla 2
Descripción de las variables explicativas del modelo[a]

Variables	m	s
Gasto total (en miles de pts)	876,48	624,74
Edad del cabeza de familia (en años)	49,94	15,11
Años de estudios	7,14	3,03
Tamaño familiar (nº de personas)	3,70	1,75
Municipio de 10.000 a 50.000 hab.	0,21	0,40
Municipio de 50.000 a 500.000 hab.	0,30	0,46
Municipio mayor de 500.000 hab.	0,19	0,40

Fuente: Encuesta de Presupuestos Familiares. INE (1983)

Nota a: Las medias de las variables ficticias de localización geográfica representan porcentajes y sus variancias se definen por el producto de las medias de sus dos modalidades.

3. Métodos de estimación y contraste

La verificación empírica del modelo de eficiencia anterior descansa en la estimación de un sistema de ecuaciones de demanda aparentemente no relacionadas, en la terminología de Zellner (1962), que se representa en el caso de m bienes de la manera siguiente:

$$X_i = F(Z_i,\beta_i) + u_i \qquad i = 1,...,m$$

donde:

X_i es el vector (nx1) de la i-ésima variable endógena
Z_i es la matriz (nxK_i) de las variables explicativas
β_i es el vector (K_ix1) de los parámetros desconocidos de la i-ésima ecuación
u_i es el vector (nx1) de perturbaciones aleatorias
F simboliza la función que liga los gastos de consumo con sus determinantes.

Dicho sistema también puede escribirse en forma matricial condensada como:

$$X = F(Z,\beta) + u$$

En este modelo se supone que las perturbaciones se distribuyen normalmente y que tienen media cero y matriz de variancias y covariancias definida positiva igual a:

$$Var(u) = \begin{matrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \dots & \sigma_{1m}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \dots & \sigma_{2m}I \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{m1}I & \sigma_{m2}I & \dots & \sigma_{mm}I \end{matrix} = \Sigma \otimes I$$

lo que implica que dentro de cada ecuación se mantienen las hipótesis de homoscedasticidad y de independencia, pero que entre las diferentes ecuaciones las covariancias son no nulas.

En nuestro caso, el efecto que ejerce el capital humano sobre las actividades de consumo de los hogares se obtiene estimando este sistema bajo la restricción no lineal inducida por el modelo de neutralidad[21], la cual relaciona, en cada ecuación, las elasticidades del gasto respecto a la renta (η_i) y a la educación (Φ_{xH}) en la forma siguiente:

$$\Phi_{x,H} = K(\eta_i - 1)$$

sabiendo que la constante desconocida K, que debe determinarse conjuntamente para todos los grupos de bienes, proporciona una estimación de la elasticidad de la renta real respecto al stock de capital humano.

Para obtener los valores de los parámetros desconocidos del sistema de demanda y verificar al mismo tiempo la hipótesis impuesta por el modelo de neutralidad, las formas libre

y restringida de las ecuaciones de gastos, que son en realidad aparentemente no relacionadas, se estiman por el método de Zellner (1962), y la aceptación o el rechazo de dicha hipótesis se realiza en base al test[22] de la X^2. De manera más detallada, el procedimiento consiste en estimar en primer lugar el sistema libre de ecuaciones de demanda, minimizando la media de la suma de cuadrados de los residuos generalizados (S_L) siguiente[23]:

$$S_L = e'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)e/n$$

donde:

e es el vector (nmx1)de residuos de las m ecuaciones consideradas conjuntamente
Σ matriz de orden (mxm) que estima consistentemente las covariancias de las perturbaciones a través de las ecuaciones[24]
I es la matriz identidad
n es el número de observaciones muestrales

El modelo restringido se estima de manera análoga, minimizando la media de la suma de cuadrados de los errores correspondientes (S_R), con la misma matriz Σ de covariancias de los residuos estimada en la especificación libre. La elección entre el sistema libre o el sistema restringido de demanda se efectúa comparando, asintóticamente, la diferencia entre la suma de los cuadrados de los errores de cada especificación, o sea la cantidad $T^o = nS_R - nS_L$, con una X^2 teórica con (K-Q) grados de libertad, siendo (K-Q) el número de restricciones impuestas al sistema.

En lo que se refiere ahora a la especificación de la función F que liga los gastos con sus determinantes, su elección genera numerosas discusiones en la literatura económica. Como señala Barten (1977), no existe un consenso sobre la forma funcional a utilizar para representar un sistema de demanda y los diversos enfoques en los que se fundamentan los trabajos empíricos realizados en este campo tienen cada uno sus méritos específicos. A veces la naturaleza misma de los datos sugiere un tipo particular de especificación; en otros casos son la conveniencia, la generalidad o la relevancia teórica los que hacen al investigador elegir una forma funcional u otra.

En nuestro caso, la especificación de las ecuaciones libres del sistema de demanda viene guiada por la preocupación de simplificar la versión restringida del modelo de gastos. La forma logarítmico-lineal responde perfectamente a este objetivo, en la medida en que el cálculo de las elasticidades es inmediato, lo que facilita la incorporación de la restricción en la especificación original. Por otra parte, la elección de esta forma no se hace en detrimento de la calidad de las estimaciones, puesto que en general esta función ajusta mejor que otras los gastos realizados en la mayoría de los bienes (ver Prais y Houthakker, 1955 o Brown y Deaton, 1972). Con esta especificación, el sistema libre de demanda se escribe de la manera siguiente[25]:

$$\log X_1 = \alpha_1 + \beta_1 \log Y + \gamma_1 \log H + u_1$$

.....

$$\log X_i = \alpha_i + \beta_i \log Y + \gamma_i \log H + u_i$$

.....

$$\log X_m = \alpha_m + \beta_m \log Y + \gamma_m \log H + u_m$$

En este caso, la restricción representada por la ecuación (XVII) se expresa por:

$$\gamma_i = K(\beta_i - 1) \qquad para \quad i = 1,...,m$$

Su introducción en el sistema de demanda origina pues el siguiente modelo restringido no lineal[26]:

$$logX_1 = \alpha_1 + \beta_1 logY + K(\beta_1 - 1) logH + u_1$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots$$
$$logX_i = \alpha_i + \beta_i logY + K(\beta_i - 1) logH + u_i$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots$$
$$logX_m = \alpha_m + \beta_m logY + K(\beta_m - 1) logH + u_m$$

La especificación de Working (1943), que relaciona linealmente la proporción de los gastos efectuados en cada grupo de bienes con el logaritmo del gasto total, hubiera podido constituir a priori una alternativa válida a la forma logarítmico-lineal que empleamos aquí. Como sugiere Working (1943) y más tarde Leser (1963) esta especificación proporciona un buen ajuste de los datos. Además es consistente con la condición de aditividad, propiedad que no satisface la forma logarítmico-lineal. Sin embargo, en nuestro caso, esta especificación presenta más inconvenientes que ventajas, en la medida en que la versión restringida del sistema de demanda que le corresponde reviste una forma matemática complicada y sin lugar a dudas difícil de estimar, siendo también probable que se introduzca un alto grado de multicolinealidad. En efecto, la especificación original de Working para la i-ésima ecuación se escribe:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i logX + \gamma_i logH + u_i$$

con $w_i = X_i/X$ y $X = \Sigma Xi$ y sabiendo por otra parte que la condición de aditividad implica que:

$$\Sigma \alpha_i = 1 \quad y \quad \Sigma \beta_i = 0$$

En este modelo, la elasticidad del gasto respecto a la renta viene dada por:

$$\eta_i = \frac{\beta_i}{w_i} + 1$$

y la elasticidad del gasto respecto al stock de capital humano se expresa por:

$$\phi_{XH} = \frac{\gamma_i}{w_i} + \frac{H}{X}\frac{dX}{dH}$$

En este caso, la restricción impuesta por el modelo de neutralidad se expresa por:

$$\frac{\gamma_i}{w_i} + \frac{H}{X}\frac{dX}{dH} = K\frac{\beta_i}{w_i} \quad ; \; o \; bien \; \gamma_i = K(\beta_i - w_i)$$

teniendo en cuenta la definición del parámetro K[27]. Ahora bien, esta relación dificulta bastante la especificación del modelo restringido de demanda, puesto que tenemos:

$$w_i = \frac{\alpha_i}{1+KlogH} + \frac{\beta_i}{1+KlogH} logX + \frac{K\beta_i}{1+KlogH} logH + u_i$$

y no cabe duda que, en nuestro caso, la formulación de Working no tiene la ventaja de la especificación logarítmico-lineal sobre la cual descansan nuestras estimaciones.

En lo que concierne ahora al cumplimiento de las hipótesis clásicas de la regresión, nada asegura a priori que el término de perturbación del modelo de demanda sea homoscedástico. Desde un punto de vista empírico, contrastamos este supuesto mediante el método de White (1980), que en el caso de heteroscedasticidad permite además obtener varianciascias consistentes de los estimadores, sin imponer ningún esquema previo a la estructura de la misma.

Aparte de este problema, no queda excluido tampoco que la estimación del modelo de demanda se vea afectada por una posible multicolinealidad entre las variables exógenas. En nuestro análisis empírico verificamos la existencia de una colinealidad nociva, a través del test de Belsey, Kuh y Welsch (1980) - denominado a continuación BKW - que estudia los llamados índices de condición de la matriz Z, para deducir, a partir de sus altos valores, las dependencias entre las columnas de regresores y ver qué coeficientes tienen una gran proporción de sus variancias asociadas con un valor singular alto de los índices de condición. Por otra parte, para juzgar la peligrosidad de los efectos de la multicolinealidad utilizamos el contraste complementario de Besley (1982), conocido en la literatura como el test señal/ruido (o s/n), que mide la magnitud de la variancia del estimador (ruido) respecto al tamaño del propio parámetro (señal):

$$\tau = \frac{\beta_k}{\sigma_{b_k}}$$

indicando un bajo valor de τ datos no informativos[28]. En cierta medida, este contraste es análogo al test de Student, aunque su concepto es diferente pues aquél supone que β_k es distinto de cero[29]. Su valor se distribuye como una t de Student no central, con parámetro de no centralidad τ. Un valor absoluto de τ que exceda a un valor crítico de la distribución t no central servirá entonces, para rechazar un valor elevado de σ_{bk} en relación a β_k y para detectar, así, algún problema de multicolinealidad en los datos. La combinación de este último contraste con el test BKW anterior permite determinar a la vez, la dependencia entre los regresores y la magnitud relativa de la variancia de los estimadores. Si se detecta por el test BKW colinealidad en las columnas de X y si al mismo tiempo se verifica también la inadecuación del test s/n, entonces podemos considerar que la multicolinealidad tiene efectos peligrosos sobre la estimación de los parámetros estructurales afectados. En caso de adecuación del test s/n y de multicolinealidad, los efectos de ésta son mitigados por el pequeño valor de σ_{bk} en relación a β_k. Por último, si no hay colinealidad en las columnas de X, pero sí se detecta una inadecuación del test s/n, ello

indica algún problema en la calidad de la información que provocará una mala estimación de los parámetros[30].

Además del problema eventual de la heteroscedasticidad y de la multicolinealidad, el ajuste del modelo de demanda se ve complicado por la presencia de valores nulos en determinados grupos de artículos, para muchas unidades familiares. En estos casos, se sabe que la estimación minimocuadrática de una especificación lineal (o log-lineal) de la función de gastos es sesgada e inconsistente (ver por ejemplo Greene, 1981). Por este motivo, una parte de los resultados empíricos que presentamos a continuación descansan en el ajuste de un modelo Tobit[31], el cual permite la consideración explícita de las observaciones nulas y positivas, combinando de forma diferenciada ambos tipos de observaciones en una función conjunta e impidiendo así el sesgo y la inconsistencia en las estimaciones.Este modelo, que pertenece al grupo de los modelos de regresión normal censurados, se define en general como:

$$y_i = \beta' x_i + u_i \quad \text{si} \quad \beta' x_i + u_i > 0$$
$$y_i = 0 \quad \text{en otro caso}$$

donde x_i es ahora el vector de variables exógenas, y_i representa las variables endógenas, es decir los gastos, β es el vector de los parámetros desconocidos y u_i son las perturbaciones independientemente distribuidas, según una ley normal de media nula y de variancia σ^2. La estimación de los parámetros β y σ^2 se obtiene maximizando, por un procedimiento iterativo, la función de verosimilitud siguiente:

$$L = \prod_{N_0} (1-F_i) \prod_{N_1} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(y_i - \beta' x_i)^2\right]$$

en la cual, el primer producto corresponde a las N_0 observaciones para las que y_i es nulo, el segundo producto corresponde a las N_1 observaciones para las cuales y_i es positivo y F_i representa la función de distribución de una variable normal tipificada evaluada en $\beta' x_i/\sigma$. Este modelo permite obtener diferentes predicciones de y_i dados los valores de x_i. Para evidenciarlas, consideremos la variable latente y^*_i siguiente:

$$y_i = y^*_i \quad \text{para} \quad y^*_i > 0$$
$$y_i = 0 \quad \text{en otro caso}$$

que representa en nuestro caso los gastos potenciales o deseados de los hogares. El modelo anterior se expresa así por:

$$y^*_i = \beta' x_i + u_i$$

y puesto que por hipótesis $E(u_i) = 0$, tenemos:

$$E(y^*_i) = \beta' x_i$$

Según esta fórmula, el valor calculado del modelo Tobit da una estimación del valor esperado de la variable latente y los parámetros β estimados miden los efectos de las variables explicativas sobre esta predicción. Si en lugar de considerar las predicciones de la variable latente, nos interesamos solamente por las predicciones de los valores positivos de la variable endógena (o sea $E(y_i/y^*_i>0)$ o por las predicciones de todos los valores observados positivos y nulos de la misma (o sea $E(y_i)$) tenemos, respectivamente:

$$E(y_i/y^*_i>0) = \beta' x_i + \sigma(f_i/F_i)$$
$$E(y_i) = F_i\beta' x_i + \sigma f_i$$

donde f_i y F_i representan respectivamente la función de densidad y de distribución de una normal tipificada evaluada en $\beta' x_i/\sigma$. En el análisis empírico que presentamos a continuación, el modelo Tobit especificado supone que las variables se expresan en logaritmos. La estimación de los parámetros se realiza por la maximización de la función de verosimilitud correspondiente, utilizando el procedimiento iterativo de Newton-Raphson, que garantiza las buenas propiedades asintóticas de los estimadores (ver por ejemplo, Amemiya 1973).

4. Verificación empírica

En esta sección presentamos los resultados de los distintos ajustes del modelo de consumo, a partir de los cuales estimamos el rendimiento no pecuniario del capital humano en España, según los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares, INE (1983). Nuestra verificación empírica se fundamenta, en primer lugar, en una dicotomía simple de las compras de los hogares que opone la categoría de los bienes a la de los servicios y, en segundo lugar, en la tipología en veinte grupos de artículos que ha sido establecida anteriormente.

4.1. Para el conjunto de bienes y de servicios

La tabla 3 reproduce los resultados del ajuste de los sistemas no restringido y restringido de demanda en su versión logarítmico lineal, por el método SURE de Zellner[32].

Antes de analizar y de confrontar estos resultados verificamos, en primer lugar, la hipótesis de homoscedasticidad sobre la cual descansan nuestros ajustes. Por razones prácticas construimos el test de White (1980), que hemos descrito brevemente en el epígrafe anterior, sólo en el caso del sistema libre de demanda, suponiendo que sus conclusiones pueden generalizarse también al sistema restringido, a la vista de la similitud de los resultados entre ambas especificaciones del modelo de consumo (tabla 3).

Tabla 3
Estimación del modelo logarítmico lineal de consumo [a]

Grupos	Variables explicativas										
	Kte.	Y	E	H	T	M_1	M_2	M_3	R^2	K	X_{28}^2
SISTEMA NO RESTRINGIDO											
Bienes	1,251	0,856	0,0003	-0,047	0,196	-0,027	-0,052	-0,098	0,75	0,329	394
	0,0673	0,0045	0,0084	0,0059	0,0058	0,0070	0,0065	0,0074		..	
	(18,59)	(189,40)	(0,03)	(-7,99)	(33,69)	(-3,91)	(-8,04)	(-13,17)		..	
Servicios	-10,623	1,641	-0,244	0,202	-0,101	0,158	0,160	0,288	0,51	0,316	271
	0,2214	0,0149	0,0277	0,0194	0,0191	0,0230	0,0213	0,0245		..	
	(-47,98)	(110,31)	(-8,82)	(10,42)	(-5,29)	(6,89)	(7,52)	(11,78)		..	
SISTEMA RESTRINGIDO											
Bienes	1,254	0,856	0,0006	-0,046	0,196	-0,027	-0,052	-0,098	0,75	0,320	
	(18,89)	(207,62)	(0,07)	(-11,53)	(34,40)	(-3,90)	(-8,07)	(-13,25)		..	
Servicios	-10,617	1,640	-0,244	0,205	-0,100	0,158	0,160	0,288	0,51	0,320	
	(-48,19)	(113,85)	(-8,83)	..	(-5,29)	(6,90)	(7,51)	(11,79)		..	

Nota: a. Las cifras situadas debajo de los coeficientes representan sus desviaciones estándars. Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos t.
En la versión no restringida del sistema de demanda el valor del parámetro K está naturalmente calculado expost y no estimado.

Según nuestros resultados (ver la última columna de la tabla 3), el test de White arroja un valor de 394 para la ecuación de los bienes y de 271 para la ecuación de los servicios, con lo que se rechaza la hipótesis de homoscedasticidad, puesto que al nivel de significación del 5% el valor del X^2 con 28 grados de libertad es igual a 41,34. A la vista de esta conclusión, la tabla 4 corrige los efectos de la heteroscedasticidad en el modelo libre de consumo considerado, en base a las estimaciones consistentes de las variancias de los coeficientes obtenidas por el método de White y da también los valores asintóticos de los estadísticos de Student correspondientes. Según las informaciones contenidas en esta tabla, se comprueba que los valores asintóticos de los estadísticos t son sistemáticamente más pequeños que los obtenidos bajo la hipótesis previa de homoscedasticidad, dado que las variancias de los estimadores estaban subestimadas. A pesar de ello, el análisis comparativo de los resultados indica que la estimación del sistema de demanda bajo la hipótesis de homoscedasticidad no conduce a modificar en unas proporciones importantes las conclusiones del modelo; el fenómeno de heteroscedasticidad no es lo suficientemente importante como para distorsionar los niveles de significatividad de las variables incluidas en el análisis de la tecnología de consumo de los hogares.

Tabla 4
Estimación del modelo logarítmico lineal de consumo [a]
- sistema no restringido corregido de la heteroscedasticidad -

Grupos	Variables explicativas										
	Kte.	Y	E	H	T	M_1	M_2	M_3	R^2	F	K
Bienes	1,251	0,856	0,0003	-0,047	0,196	-0,027	-0,052	-0,098	0,75	10433	0,329
	0,1129	0,0086	0,0094	0,0078	0,0081	0,0082	0,0073	0,0088			..
	(11,08)	(99,53)	(0,032)	(-6,03)	(24,20)	(-3,29)	(-7,12)	(-11,14)			..
Servicios	-10,623	1,641	-0,244	0,202	-0,101	0,158	0,160	0,288	0,51	3542	0,316
	0,3279	0,0242	0,0311	0,0282	0,0269	0,0285	0,0255	0,0310			..
	(-32,40)	(67,81)	(-7,85)	(7,16)	(-3,75)	(5,54)	(6,27)	(9,29)			..

Nota: a. Las cifras situadas debajjo de los coeficientes representan sus desviaciones estándars consistentes. Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos t asintóticos.
En esta versión no restringida del sistema de demanda el valor del parámetro K está naturalmente calculado expost y no estimado.

Con el fin de verificar ahora la posible interdependencia de los regresores, la tabla 5 que viene a continuación reproduce el valor de los índices de condición y descompone, al mismo tiempo, la variancia de los coeficientes, sobre la cual se fundamenta el diagnóstico de la multicolinealidad propuesto por Belsey, Kuh y Welsch (1980).

Tabla 5
Diagnóstico de la multicolinealidad según el test de BKW

		Descomposición de la variancia de los coeficientes (en proporciones)							
N°	Indices de condición	Kte.	Y	E	H	T	M_2	M_2	M_3
1	1,0000	0,0000	0,0001	0,0002	0,0014	0,0031	0,0042	0,0051	0,0039
2	2,3526	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,3306	0,0037	0,2282
3	2,3566	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0841	0,2631	0,1597
4	4,6182	0,0001	0,0001	0,0006	0,0008	0,0353	0,5548	0,6437	0,4806
5	6,5439	0,0006	0,0003	0,0047	0,0138	0,6158	0,0100	0,0269	0,0382
6	10,7491	0,0014	0,0007	0,0175	0,7323	0,0019	0,0002	0,0339	0,0605
7	39,1774	0,0443	0,1483	0,7856	0,2208	0,2351	0,0157	0,0156	0,0085
8	85,4424	0,9535	0,8505	0,1914	0,0308	0,1088	0,0004	0,0081	0,0203

Según estos resultados, el séptimo y el octavo índices de condición exceden el valor crítico de 30, más allá del cual se considera que existe una considerable dependencia lineal entre los regresores. El último de estos dos índices es el dominante y revela que las estimaciones del término constante y del coeficiente de la renta están posiblemente afectados por la colinealidad[33]. Sin embargo, el séptimo índice de condición indica que el fenómeno de interdependencia de los factores no altera solamente a estos parámetros, sino que es susceptible de distorsionar también el valor estimado del coeficiente de la edad.

Una manera de determinar la peligrosidad de las dependencias observadas entre los regresores consiste en combinar estos resultados con los procedentes del test s/n definido en la sección anterior. El fruto de esta combinación figura en la tabla 6 siguiente, la cual presenta los valores calculados del estadístico ϕ^2 (respecto al origen, $\beta^*_2=0$) para cada coeficiente considerado individualmente ($k_2=0$)[34] y asocia a éstos los resultados del test de multicolinealidad de BKW.

Tabla 6
Adecuación del test s/n y resultados del test de multicolinealidad
- $k_2=1$, $\beta^{*2}=0$, $\gamma=0{,}999$, $F^{0,05}_{1,1000}=24{,}5$ -

V. explicada	Variables explicativas							
	Kte.	Y	E	H	T	M_1	M_2	M_3
Bienes								
ϕ^2	122,8	9906,0	0,001	36,4	585,6	10,8	50,7	124,1
Colinealidad	Si	Si	Si	No	No	No	No	No
Servicios								
ϕ^2	1049,8	4596,8	61,6	51,3	14,1	30,7	39,3	86,3
Colinealidad	Si	Si	Si	No	No	No	No	No

Según esta tabla, la presencia de la multicolinealidad hace solamente incierta la estimación del efecto de la edad sobre la demanda de bienes, puesto que esta variable es la única que tiene un ϕ^2 inferior al valor teórico de la F elegido aquí[35]. A la vista de estos resultados, se comprueba que la estimación del efecto del ciclo de vida sobre el consumo de servicios y la de la elasticidad de la demanda de bienes y de servicios respecto al nivel de renta no se ven perjudicadas por la existencia de la multicolinealidad[36]. Dos coeficientes, el relativo a la primera modalidad de la variable de residencia en la ecuación de los bienes y al tamaño familiar en la ecuación de los servicios, revelan una inadecuación del test s/n, aunque sus estimaciones no

están afectadas por la presencia de la multicolinealidad. El resto de los parámetros no presentan ningún problema y todo deja pensar que se puede confiar en la calidad de sus estimaciones.

Los contrastes de heteroscedasticidad y de multicolinealidad que acaban de desarrollarse muestran, sin lugar a dudas, que los resultados del ajuste de las versiones libre y restringida del modelo de consumo, presentados en la tabla 3, son suficientemente fiables, y que las variables esenciales sobre las cuales descansa nuestro análisis, o sea la renta y el stock de capital humano, no generan problemas particulares de estimación que pudieran dificultar la verificación empírica del papel de la educación en el reparto de las actividades de consumo de los hogares entre bienes y servicios. La observación de estos resultados permite decir, en primer lugar, que no se puede rechazar la hipótesis de neutralidad del stock de capital humano que habíamos admitido teóricamente. En efecto, el valor calculado del test de la X^2 es igual a:

$$T° = nS_R - nS_L = 47802,07 - 47802,00 = 0,07$$

cantidad que, al nivel de significación del 5%, es inferior al valor teórico de la X^2 con un grado de libertad[37].

La estimación del sistema restringido de demanda nos conduce a admitir que, en el caso de los bienes y de los servicios, la rentabilidad no pecuniaria de la educación, medida por la elasticidad de la renta real respecto al stock de capital humano es del orden de 0,32. Dicho de otra manera, este resultado implica que un aumento de un 1% del nivel de educación se traduce, gracias a la mejora de la productividad no mercantil que supone, en un crecimiento del orden del 0,32% de la renta real de los hogares. Según otras estimaciones no reproducidas aquí, este rendimiento no pecuniario del capital humano resulta inferior a la rentabilidad de la formación sobre el mercado de trabajo. En efecto, en base a los mismos datos, el ajuste del modelo de escolaridad que relaciona en una forma semilogarítmica las rentas del trabajo de los individuos con su nivel de educación (ver por ejemplo, Mincer 1979) revela una elasticidad del salario respecto al stock de capital humano del orden de 0,71, lo cual indica que el rendimiento monetario de la formación es aproximadamente dos veces mayor que su rendimiento no monetario.

La observación de la tabla 3 muestra también que la demanda de servicios tiene una elasticidad respecto a la renta significativamente superior a la unidad, lo que sitúa globalmente a estos consumos en el grupo de los artículos de lujo. Por el contrario, la categoría de los bienes presenta una elasticidad respecto a la renta significativamente inferior a la unidad, es decir que, según señala la Teoría Económica, los artículos agrupados en esta segunda rúbrica pertenecen en su conjunto a la categoría de bienes de primera necesidad[38] .

Si se considera ahora el stock de capital humano del cabeza de familia vemos que su elasticidad es negativa en el caso de los bienes y positiva en el de los servicios, tal y como predecía el modelo teórico desarrollado anteriormente. Este resultado indica que cuando el nivel de educación aumenta, la productividad no mercantil del individuo crece, lo que contribuye entonces a elevar la renta real del hogar. El suplemento de recursos así obtenido puede utilizarse

en la compra de bienes y de servicios, sobre la base de las elasticidades rentas indicadas antes. De esta manera, como el consumo de bienes crece menos que proporcionalmente respecto a la renta del hogar, un aumento del nivel de educación induce normalmente a un descenso de la demanda de bienes; mientras que por el contrario, como la elasticidad de los servicios respecto a la renta es superior a la unidad, un aumento del stock del capital humano contribuye ahora a elevar la demanda de esta segunda categoría de bienes.

Si nos fijamos en la edad del cabeza de familia[39], los resultados indican que los hogares sostenidos por personas mayores gastan proporcionalmente menos servicios que los hogares sostenidos por jóvenes, ceteris paribus, aunque para el conjunto de bienes no se nota ningún efecto diferencial debido a la edad. Esto quiere decir que, al menos en lo que se refiere a los servicios, el aspecto depreciación del stock de capital humano con la edad es el que prevalece en nuestro contexto, mostrando así esta variable efectos de ineficiencia en el consumo. Por otra parte, el coeficiente no significativo de la edad que observamos para el grupo de los bienes puede indicar que los hogares se equipan en bienes duraderos indistintamente a lo largo del ciclo de vida, ya que por definición este tipo de gastos está incluido en esta rúbrica.

Por lo que respecta al tamaño de la familia, los resultados indican que, al revés de lo que sucede con el nivel de educación, el número de personas en el hogar contribuye a aumentar de manera significativa el consumo de bienes y a disminuir la demanda de servicios[40]. Así, según nuestras estimaciones, se puede cifrar que un incremento de un 1% en el número de personas de la familia eleva los gastos en bienes cerca de 0,20%, pero reduce el consumo de servicios en 0,10%. Tal resultado implica que el crecimiento del tamaño familiar provoca ciertos efectos de ineficiencia. En efecto, el aumento del número de miembros en el hogar se traduce por un aumento de los gastos de primera necesidad (asimilados aquí a los gastos en bienes) y por una disminución del consumo de artículos de lujo (representados aquí por los gastos en servicios)[41], es decir que la reacción de la demanda a la variación del tamaño familiar es en realidad idéntica a la que hubiera podido producir un descenso de la renta real de la familia.

Por último, si consideramos las variables de localización geográfica, se observa que los hogares que viven en ciudades de más de 10.000 habitantes consumen significativamente menos bienes que las familias que residen en una de menos de 10.000 habitantes; por el contrario, los primeros gastan más en la compra de servicios. Si admitimos, como lo hemos dicho anteriormente, que la variable de localización geográfica refleja en cierta medida diferencias de dotaciones en capital humano, tal resultado implica que los hogares de las grandes ciudades tienen normalmente una tecnología de consumo más eficiente que los de los pueblos pequeños. Según nuestros resultados, este fenómeno crece proporcionalmente con el tamaño del municipio de residencia y se constata con mayor intensidad en las ciudades de más de 500.000 habitantes.

4.2. Para grupos detallados de bienes

Las tablas 7 y 8 reproducen los resultados de los ajustes[42], por el método SURE de Zellner, de los sistemas restringido y no restringido de gastos referentes a nuestra clasificación en 20 grupos de artículos detallados de la encuesta de Presupuestos Familiares. Como según los valores del test de White, obtenidos a partir de la versión libre del sistema de demanda (última columna de la tabla 7)[43], las perturbaciones aleatorias de cada una de las ecuaciones del modelo son heterocedásticas[44], la tabla 7 reproduce, además de los coeficientes, los valores asintóticos de los estadísticos de Student calculados a partir de la estimación consistente de las variancias de los parámetros sugerida por el propio procedimiento de White. La corrección del fenómeno de heteroscedasticidad conduce, en todos los casos, a aumentar los errores estándars de los coeficientes y a reducir el nivel de significatividad de las variables incluidas en el modelo. Sin embargo, al igual que ocurría en el caso anterior de los bienes y de los servicios, no parece que la estimación del sistema restringido bajo la hipótesis de homoscedasticidad afecte de manera fundamental a nuestros resultados. En efecto, la comparación de los valores presentados en la tabla 7 con los correspondientes de su versión homocedástica muestra que el nivel de significación de ninguna variable esencial del modelo se ve alterado por el incumplimiento de esta hipótesis[45].

Para ver como afecta la multicolinealidad a las estimaciones de los coeficientes del modelo, la tabla 9 combina los resultados del test de BKW obtenidos anteriormente (tabla 5) con los valores del estadístico s/n referentes al sistema de gastos en veinte grupos.

Según reflejan los datos de esta tabla, tanto el coeficiente de la renta como el término independiente no se ven alterados por los efectos nocivos de la colinealidad que había puesto de relieve el test de BKW[46]. Sin embargo, las estimaciones del parámetro de la variable edad presentan problemas en los siete grupos de bienes siguientes: bebidas alcohólicas, alojamiento, servicios del hogar, medicina y salud, tasas e impuestos, seguros personales y gastos no especificados. Los coeficientes de las otras variables cuantitativas del modelo, aunque no vienen afectados por la multicolinealidad, sin embargo presentan deficiencias debido a la información, y eso en el 55% de los casos si nos refirimos a los coeficientes de la educación y en el 30% de las ecuaciones de gastos en el caso de los parámetros relativos al tamaño familiar[47]. Por último, los coeficientes de las variables de control de tipo dicotómico se encuentran, en la mayoría de los casos, afectados por problemas de los datos, como lo acusa la inadecuación del test s/n.

Tabla 7

Estimación del modelo logarítmico lineal de consumo[a]

- sistema no restringido corregido de la heteroscedasticidad -

Grupos	Variables explicativas										
	Kte.	Y	E	H	T	H_1	H_2	H_3	R^2	K	X_H^2
1.	3,235	0,543	0,312	-0,049	0,534	-0,001	-0,043	-0,033	0,30	0,107	82
	(13,33)	(30,11)	(12,70)	(-3,05)	(21,08)	(-0,01)	(-2,63)	(-1,68)		..	
2.	-17,888	1,706	0,359	-0,220	0,438	-0,318	-0,502	-0,740	0,08	-0,312	1798
	(-19,17)	(27,78)	(2,96)	(-2,66)	(5,31)	(-3,17)	(-5,90)	(-6,67)		..	
3.	-6,817	1,229	-1,437	-0,285	1,617	-0,098	-0,018	-0,081	0,13	-1,244	1953
	(-7,15)	(19,54)	(-11,81)	(-3,44)	(20,15)	(-0,97)	(-0,21)	(-0,72)		..	
4.	-14,425	1,925	-0,417	-0,023	0,321	-0,103	-0,186	-0,450	0,27	-0,025	483
	(-24,09)	(44,69)	(-5,59)	(-0,41)	(6,07)	(-1,75)	(-3,88)	(-6,78)		..	
5.	2,874	0,460	0,092	0,138	0,088	0,115	0,182	0,370	0,30	-0,256	345
	(19,05)	(42,99)	(5,38)	(10,35)	(6,79)	(7,43)	(14,08)	(23,67)		..	
6.	-2,293	1,026	-0,025	0,116	-0,390	0,171	0,197	0,136	0,37	4,461	563
	(-10,54)	(69,77)	(-0,94)	(6,40)	(-22,13)	(8,97)	(11,24)	(5,31)		..	
7.	-17,838	1,804	0,351	0,312	0,127	0,447	0,648	0,929	0,22	0,388	896
	(-27,87)	(40,54)	(4,56)	(5,37)	(2,24)	(6,32)	(11,54)	(14,85)		..	
8.	-26,590	2,856	-0,780	-0,297	-0,484	-0,142	-0,107	-0,328	0,20	-0,160	1181
	(-32,12)	(51,27)	(-7,86)	(-3,82)	(-6,47)	(-1,50)	(-1,35)	(-3,28)		..	
9.	-24,609	2,157	0,372	0,572	-0,129	-0,519	-0,861	-0,359	0,12	0,494	1620
	(-27,05)	(35,22)	(3,01)	(6,78)	(-1,53)	(-5,14)	(-10,02)	(-3,27)		..	
10.	-33,436	3,807	-3,330	0,682	0,716	-0,233	-0,696	-1,150	0,39	0,243	1321
	(-32,66)	(55,18)	(-25,25)	(8,13)	(8,39)	(-2,28)	(-7,95)	(- 9,97)		..	
11.	-19,417	1,357	1,288	-0,206	0,647	-0,310	0,613	2,897	0,12	-0,577	1866
	(-20,57)	(21,56)	(10,15)	(-2,46)	(7,73)	(-3,03)	(6,87)	(26,05)		..	
12.	-31,640	3,021	-0,828	0,636	0,396	0,606	0,893	0,989	0,36	0,315	1313
	(-40,43)	(56,24)	(- 8,60)	(8,65)	(5,77)	(7,02)	(12,15)	(11,14)		..	
13.	-13,961	1,273	-1,331	0,804	3,591	0,298	0,676	1,549	0,34	2,945	1887
	(-15,54)	(22,12)	(-10,99)	(10,72)	(47,59)	(3,15)	(8,39)	(14,91)		..	
14.	-26,329	2,566	-0,863	0,045	0,229	0,154	0,395	0,332	0,20	0,029	1753
	(-29,16)	(43,08)	(-7,15)	(0,56)	(2,81)	(1,54)	(4,67)	(3,06)		..	
15.	-26,791	1,781	1,302	0,232	-0,531	0,209	0,272	0,116	0,08	0,297	1309
	(-32,18)	(31,61)	(12,62)	(3,40)	(-7,40)	(2,43)	(3,57)	(1,13)		..	
16.	-21,352	2,496	-1,503	0,297	0,987	-0,307	-0,353	-0,426	0,26	0,198	1030
	(-24,00)	(41,66)	(-13,97)	(3,68)	(12,75)	(-3,30)	(-4,39)	(-4,18)		..	
17.	-28,323	1,922	1,486	0,322	0,266	0,044	-0,011	-0,156	0,10	0,349	1896
	(-34,27)	(33,56)	(13,55)	(4,17)	(3,44)	(0,46)	(-0,13)	(-1,48)		..	
18.	-7,517	0,747	-0,305	0,067	-0,129	-0,433	-0,520	-0,584	0,05	-0,265	678
	(-13,50)	(19,89)	(-4,27)	(1,64)	(-2,73)	(-7,80)	(-10,26)	(- 9,08)		..	
19.	-9,325	0,654	0,189	0,296	0,049	0,021	0,127	0,303	0,05	-0,855	483
	(-15,65)	(17,12)	(2,79)	(6,69)	(1,09)	(0,37)	(2,53)	(4,22)		..	
20.	-8,384	0,513	1,120	-0,878	0,561	1,610	2,145	2,676	0,08	1,803	2244
	(- 9,52)	(8,82)	(1,03)	(-11,46)	(7,32)	(17,10)	(27,11)	(25,54)		..	

Nota: a. Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos t asintóticos.

En la versión no restringida del sistema de demanda el valor del parámetro K está naturalmente calculado expost y no estimado.

Tabla 8

Estimación del modelo logarítmico lineal de consumo[a]

- sistema restringido -

Grupos	Variables explicativas									
	Kte.	Y	E	H	T	M_1	M_2	M_3	R^2	K
1.	3,245	0,540	0,315	-0,038	0,536	0,001	-0,045	-0,035	0,30	0,083
	(21,93)	(58,67)	(17,35)	(-8,06)	(42,47)	(0,01)	(-3,15)	(-2,15)		..
2.	-17,657	1,624	0,447	0,052	0,486	-0,313	-0,536	-0,798	0,08	
	(-22,96)	(34,07)	(4,71)	..	(7,36)	(-3,87)	(-7,19)	(-9,39)		
3.	-6,565	1,139	-1,340	0,012	1,610	-0,092	-0,055	-0,143	0,13	
	(-8,42)	(23,80)	(-14,03)	..	(25,16)	(-1,13)	(-0,73)	(-1,68)		
4.	-14,342	1,895	-0,385	0,074	0,338	-0,101	-0,198	-0,470	0,27	
	(-32,91)	(70,44)	(-7,21)	..	(9,10)	(-2,23)	(-4,73)	(-9,84)		
5.	2,722	0,514	0,034	-0,040	0,056	0,111	0,204	0,407	0,29	
	(23,38)	(70,30)	(2,38)	..	(5,63)	(9,19)	(18,21)	(31,84)		
6.	-2,387	1,060	-0,061	0,005	-0,410	0,169	0,211	0,160	0,37	
	(-14,48)	(104,71)	(-3,05)	..	(-29,19)	(9,83)	(13,33)	(8,85)		
7.	-18,043	1,872	0,272	0,073	0,084	0,442	0,678	0,980	0,22	
	(-36,31)	(61,28)	(4,47)	..	(2,00)	(8,55)	(14,20)	(18,00)		
8.	-26,216	2,723	-0,637	0,143	-0,406	-0,132	-0,162	-0,421	0,19	
	(-37,34)	(62,69)	(-7,39)	..	(-6,79)	(-1,82)	(-2,40)	(-5,47)		
9.	-25,006	2,298	0,220	0,108	-0,212	-0,528	-0,802	-0,261	0,12	
	(-32,17)	(47,99)	(2,31)	..	(-3,20)	(-6,53)	(-10,74)	(-3,06)		
10.	-33,812	3,940	-3,474	0,244	0,637	-0,242	-0,641	-1,057	0,39	
	(-42,56)	(79,37)	(-35,55)	..	(9,40)	(-2,93)	(-8,40)	(-12,12)		
11.	-19,222	1,288	1,363	0,024	0,688	-0,305	0,584	2,848	0,12	
	(-24,31)	(26,52)	(14,07)	..	(10,22)	(-3,71)	(7,69)	(32,88)		
12.	-32,030	3,160	-0,977	0,179	0,315	0,597	0,950	1,086	0,39	
	(-50,52)	(79,98)	(-12,54)	..	(5,82)	(9,04)	(15,60)	(15,61)		
13.	-14,612	1,504	-1,581	0,042	3,455	0,283	0,771	1,710	0,34	
	(-20,19)	(33,83)	(-17,83)	..	(56,09)	(3,76)	(11,09)	(21,56)		
14.	-26,260	2,541	-0,837	0,128	0,244	0,156	0,385	0,315	0,20	
	(-34,94)	(54,76)	(-9,08)	..	(3,81)	(1,99)	(5,33)	(3,82)		
15.	-26,930	1,830	1,248	0,069	-0,560	0,205	0,292	0,151	0,08	
	(-38,67)	(42,73)	(14,62)	..	(-9,45)	(2,83)	(4,37)	(1,98)		
16.	-21,497	2,547	-1,559	0,128	0,957	-0,310	-0,332	-0,391	0,26	
	(-30,43)	(58,36)	(-17,93)	..	(15,90)	(-4,22)	(-4,89)	(-5,04)		
17.	-29,028	1,995	1,408	0,083	0,223	0,039	0,019	-0,106	0,10	
	(-39,29)	(43,88)	(15,55)	..	(3,54)	(0,51)	(0,27)	(-1,30)		
18.	-7,591	0,774	-0,333	-0,019	-0,144	-0,435	-0,509	-0,566	0,05	
	(-17,16)	(28,47)	(-6,15)	..	(-3,82)	(-9,44)	(-11,97)	(-11,68)		
19.	-9,594	0,750	0,085	-0,021	-0,007	0,015	0,167	0,370	0,04	
	(-20,51)	(26,12)	(1,49)	..	(-0,17)	(0,30)	(3,72)	(7,21)		
20.	-7,687	0,265	1,387	-0,061	0,706	1,627	2,042	2,503	0,07	
	(-10,63)	(5,97)	(15,66)	..	(11,47)	(21,60)	(29,40)	(31,59)		

Nota: a.Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos t asintóticos.

Tabla 9
Adecuación del test s/n y resultados del test de multicolinealidad
- k_2=1, β^{*2}=0, γ=0,999, $F^{0,05}_{1,1000}$=24,5 -

Grupos	Variables explicativas															
	Kte.		Y		E		H		T		M_1		M_2		M_3	
	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.	ϕ^2	Colin.
1.	177,7	Si	906,6	Si	161,3	Si	9,3	No	444,4	No	0,0	No	6,9	No	2,8	No
2.	367,5	Si	771,7	Si	8,8	Si	7,1	No	28,2	No	10,0	No	34,8	No	44,5	No
3.	51,1	Si	381,8	Si	139,5	Si	11,8	No	406,0	No	0,9	No	0,0	No	0,5	No
4.	580,3	Si	1997,2	Si	31,2	Si	0,2	No	36,8	No	3,1	No	15,1	No	46,0	No
5.	362,9	Si	1848,1	Si	28,9	Si	107,1	No	46,1	No	55,2	No	198,2	No	560,3	No
6.	111,1	Si	4867,9	Si	0,9	Si	41,0	No	489,7	No	80,5	No	126,3	No	28,2	No
7.	776,7	Si	1643,5	Si	20,8	Si	28,8	No	5,0	No	39,9	No	133,2	No	220,5	No
8.	1031,7	Si	2628,6	Si	49,8	Si	14,6	No	41,9	No	2,2	No	1,8	No	10,8	No
9.	731,7	Si	1240,4	Si	9,1	Si	46,0	No	2,3	No	26,4	No	100,4	No	10,7	No
10.	1066,7	Si	3044,8	Si	637,6	Si	66,1	No	70,4	No	5,2	No	63,2	No	99,4	No
11.	423,1	Si	464,8	Si	103,0	Si	6,1	No	59,8	No	9,2	No	47,2	No	678,6	No
12.	1634,6	Si	3162,9	Si	74,0	Si	74,8	No	33,3	No	49,3	No	147,6	No	124,1	No
13.	241,5	Si	489,3	Si	120,8	Si	114,9	No	2264,8	No	9,9	No	70,4	No	222,3	No
14.	850,3	Si	1855,9	Si	51,1	Si	0,3	No	7,9	No	2,4	No	21,8	No	9,4	No
15.	1035,6	Si	999,2	Si	159,3	Si	11,6	No	54,8	No	5,9	No	12,7	No	1,3	No
16.	576,0	Si	1735,6	Si	195,2	Si	13,5	No	162,6	No	10,9	No	19,3	No	17,5	No
17.	1174,4	Si	1126,3	Si	183,6	Si	17,4	No	11,8	No	0,2	No	0,0	No	2,2	No
18.	182,2	Si	395,6	Si	18,2	Si	2,7	No	7,5	No	60,8	No	105,3	No	82,4	No
19.	244,9	Si	293,1	Si	7,8	Si	44,8	No	1,2	No	0,1	No	6,4	No	17,8	No
20.	90,6	Si	77,8	Si	1,1	Si	131,3	No	53,6	No	292,4	No	735,0	No	652,3	No

Los resultados de los distintos contrastes que acabamos de presentar incitan a poner más en tela de juicio la estimación del sistema desagregado de demanda que la del modelo anterior basado en la dicotomía bienes y servicios. Los problemas encontrados con este segundo test del modelo se deben, sin lugar a dudas, a la fragmentación del gasto total en un número relativamente importante de ítems, los cuales tomados por separado se revelan más sensibles a las condiciones de la estimación.

Si las conclusiones de los contrastes deben tomarse en cuenta naturalmente a la hora de interpretar los resultados de los ajustes efectuados, no hay que olvidar que uno de los problemas encontrados, el de la multicolinealidad, es inherente en realidad a la especificación del modelo teórico y al tipo de hipótesis que se intenta verificar. En efecto, el objetivo de nuestro enfoque consiste en comprender los comportamientos de consumo de los hogares en relación a su renta monetaria y a su stock de capital humano, que representa a fin de cuentas una proxy de la productividad no mercantil de los individuos. Si nos centramos en estas variables, se espera a priori que los supuestos efectos nocivos de la multicolinealidad se deban principalmente a la correlación entre los niveles de renta y de educación de los hogares[48]. Sin embargo, todo deja pensar que estos efectos no son muy importantes y que el análisis econométrico permite separar, en relativas buenas condiciones, la influencia de la renta de la de la educación. Así, ceteris paribus, un aumento del stock de capital humano contribuye a aumentar la renta permanente de un individuo. Pero el hecho de observar esta relación a través de datos transversales y no longitudinales la debilita, puesto que dos personas con el mismo nivel de educación pueden tener rentas permanentes muy diferentes, debido por ejemplo a que pertenezcan a generaciones distintas, a que tengan unas capacidades innatas diferentes, a que la educación que han recibido no sea de igual calidad, a que tengan una experiencia profesional dispar o a que dispongan de un montante de capital físico distinto. Reconocer la realidad de estas diferencias no conduce evidentemente a negar la presencia de la multicolinealidad, pero lleva sin duda alguna a valorar en justo término su efecto sobre los valores de los parámetros de las variables.

Teniendo en cuenta estas precisiones, la observación de los resultados presentados en las tablas 7 y 8 muestra, en primer lugar, que no se puede aceptar la hipótesis de neutralidad del stock de capital humano que habíamos admitido teóricamente. En efecto, el valor calculado del test del X^2 es igual a:

$$T° = nS_R - nS_L = 478.943 - 478.020 = 923$$

cantidad que, al nivel de confianza del 5%, es superior al valor teórico de la X^2 con un grado de libertad[49].

A primera vista este resultado contradice la conclusión a la que hemos llegado en el caso del modelo de compras de bienes y de servicios. Pero en realidad, la contradicción no es nada más que aparente, pues si la hipótesis de neutralidad no se cumple para el conjunto de los veinte grupos de bienes analizados, se verifica sin embargo indirectamente para un subconjunto bastante importante de los mismos. Para comprobar esta afirmación basta con representar en una tabla de doble entrada las elasticidades de los gastos respecto a la renta y a la educación. Según sugiere el modelo de neutralidad, el efecto del capital humano sobre los gastos debe ser positivo, nulo o negativo cuando la elasticidad respecto a la renta sea respectivamente mayor, igual o menor que la unidad. Así, de las nueve combinaciones posibles de los coeficientes de la renta y de la educación, sólo tres, las que se encuentran sobre la diagonal principal, son consistentes con el modelo de neutralidad[50]. La tabla 10 recoge el cruce de las dos elasticidades en el caso del modelo libre de gastos[51].

A la lectura de esta nueva presentación de los resultados en la tabla 10 se observa, en primer lugar, que los gastos de alimentación, agua, calefacción y energía, tasas e impuestos diversos, seguros personales y gastos no especificados tienen una elasticidad respecto a la renta inferior a la unidad, mientras que por el contrario, los otros catorce grupos de gastos analizados exhiben siempre una elasticidad respecto a la renta superior a uno[52].

En cuanto al nivel de educación del cabeza de familia, se constata que el stock de capital humano tiene un efecto significativo sobre el gasto en 18 de los 20 casos considerados. De manera más precisa, el stock de capital humano no tiene ninguna influencia sobre los gastos de vestido y calzado ni sobre los bienes de cuidado personal, actúa de manera negativa sobre los gastos de alimentación y bebidas no alcohólicas, bebidas alcohólicas, tabaco, muebles y equipamiento del hogar, transporte colectivo y gastos no especificados, y su influjo es positivo en los otros doce gastos restantes.

Tabla 10
Implicaciones de la hipótesis de neutralidad en el modelo no restringido

	$\eta>1$	$\eta=1$	$\eta<1$
$\Phi_{x_iH}>0$	6. Alojamiento 7. Servicios del hogar 9. Medicina y conser. salud 10. Transporte personal 12. Esparcimiento y cultura 13. Enseñanza 15. Servicios cuidado personal 16. Restaurantes y cafeterías 17. Remesas		5. Agua, calefacción y energía 18. Tasas e impuestos 19. Seguros personales
$\Phi_{x_iH}=0$	4. Vestido y calzado 14. Bienes de cuidado personal		
$\Phi_{x_iH}<0$	2. Bebidas alcohólicas 3. Tabaco 8. Muebles y equip. del hogar 11. Transporte colectivo		1. Alimentación 20. Otros gastos

El análisis del cruce de las elasticidades de estas dos variables muestra que, en el caso del modelo no restringido, la hipótesis de neutralidad del stock de capital humano se cumple en realidad para el 55% de los bienes analizados aquí. Así, en más de la mitad de los casos se observa, conforme al modelo teórico expuesto, que un aumento del nivel de formación se acompaña de una disminución de los gastos en bienes de primera necesidad (lo que ocurre con los gastos en alimentos y bebidas no alcohólicas, así como con los gastos no especificados) y de un incremento de los gastos en bienes de lujo (como se verifica en el caso de los gastos de alojamiento, mantenimiento del hogar, salud e higiene, transporte personal, esparcimiento y cultura, enseñanza, servicios de cuidado personal, restaurantes y cafeterías, y remesas y contribuciones voluntarias).

Por otra parte, se observa también que en siete de los nueve casos dónde no se verifican las predicciones del modelo de neutralidad (o sea en el caso de los gastos en bebidas alcohólicas, tabaco, vestido y calzado, muebles y equipamiento del hogar, transporte colectivo, bienes de cuidado personal, y tasas e impuestos) los coeficientes de la variable educación presentan estimaciones deficientes por sus relativas grandes variancias, según muestran los resultados del test señal/ruido presentado en la tabla 9 anterior; lo cual deja pensar que, para estos grupos de bienes, ésta puede ser una de las causas del rechazo de la hipótesis de neutralidad del stock de capital humano. Pero este incumplimiento puede significar también, de manera más sencilla, que para estas siete categorías de bienes la educación no tiene en realidad el efecto no neutral que hemos supuesto, sino que por el contrario afecta de manera diferenciada a la producción de las actividades fundamentales, lo que provoca así efectos de sustitución en el consumo de los bienes.

Para ilustrar esta argumentación consideremos por ejemplo el caso de los gastos en vestido y calzado que, según nuestros resultados, son prácticamente insensibles al montante de las inversiones en capital humano. Si suponemos que la educación afecta menos a la elaboración de las actividades fundamentales que utilizan estos bienes como inputs, Z_v, que a las demás producciones domésticas, entonces el precio relativo del bien Z_v aumentaría,teniendo en este caso:

$$\tilde{\pi}_v - \tilde{\pi} > 0$$

Ahora bien, según el modelo teórico que hemos desarrollado antes, el efecto de la educación sobre la demanda derivada de vestido y calzado se expresa por:

$$\tilde{x}_v = \tilde{Y}_c(\eta_v - 1) + (\tilde{\pi}_v - \tilde{\pi})(\epsilon_v + 1) \qquad con \ |\epsilon_v| > 1$$

Como en el caso particular de los gastos en vestido y calzado, los resultados de los ajustes muestran que η_v es superior a la unidad, el primer término de esta expresión, es decir el efecto renta, es positivo. Por otra parte, en la medida en que estos mismos ajustes revelan que el efecto de la educación sobre los gastos de vestido y calzado, representado en esta última ecuación por $\varkappa_v$, es prácticamente nulo, se deduce del resultado de nuestras estimaciones y de las condiciones anteriores que existe en realidad un efecto de sustitución negativo que compensa el efecto renta. En otras palabras, aún cuando la elasticidad renta es mayor que uno, el incremento del precio relativo de las actividades fundamentales que se derivan de las diferencias de productividad del capital humano puede inducir a un efecto de sustitución entre los bienes lo suficientemente grande, como para compensar el efecto renta. La influencia no significativa de la educación puede así entenderse como un efecto de renta, depurado de los efectos de sustitución que provoca la modificación del precio relativo de los bienes.

Dentro del grupo de artículos para los cuales no se cumple la hipótesis de neutralidad del capital humano merecen, sin duda, especial atención los gastos en bebidas alcohólicas y tabaco por sus características muy particulares. En efecto, no solamente estos bienes intervienen en la elaboración de las actividades fundamentales ligadas directamente al

consumo de alcohol y de tabaco, sino que participan también de manera negativa en la producción del bien salud. Por consiguiente, si un aumento del nivel de educación contribuye a incrementar la producción de salud, este incremento no se puede obtener sin la sustitución del alcohol y del tabaco por otros bienes, lo que puede explicar en definitiva el efecto negativo de la educación sobre los gastos de bebidas alcohólicas y de tabaco que revelan nuestras estimaciones.

En lo que se refiere ahora a las otras variables incluidas en el sistema de demanda, los resultados de la tabla 7 indican que la edad del cabeza de familia actúa de manera significativa sobre todos los gastos, a excepción sin embargo de los de alojamiento y de los gastos no especificados[53]. Se verifica, por otra parte, que el signo de la edad es idéntico al de la educación y en consonancia con el modelo de neutralidad en sólo tres casos (medicina y conservación de la salud, servicios de cuidado personal, remesas y contribuciones voluntarias) [54], aunque en uno de ellos (medicina y conservación de la salud) la presencia de la multicolinealidad hace incierta la estimación del efecto de la edad. Estas observaciones van sin lugar a dudas en contra de una concepción común, según la cual los efectos de la edad y de la educación deben ser del mismo sentido, puesto que la acumulación del capital humano no cesa a la salida de la escuela, sino que sigue a lo largo del ciclo de vida de los individuos vía experiencia. El hecho de que la realidad nos muestre que prevalece, al revés, un efecto de depreciación del stock de conocimientos con el paso del tiempo implica que, en la mayoría de las producciones domésticas, no son más eficientes los que más edad tienen[55]. Sin embargo tal interpretación merece ser matizada por al menos dos razones. En primer lugar, si la ineficiencia aparece realmente en un período avanzado del ciclo de vida, es probablemente difícil separar su efecto del de la edad, puesto que en esta fase las necesidades de los hogares son precisamente menores o ya satisfechas. Por otra parte, no hay que olvidar que nuestro test descansa en unas observaciones transversales de los comportamientos de los hogares y no en un seguimiento longitudinal de éstos. Con la elevación intergeneracional del nivel educativo de los individuos, los más viejos, o sea los que más experiencia tienen, son precisamente los que menos formación formal han recibido y este fenómeno puede explicar naturalmente por qué la edad y la educación no influyen en un mismo sentido sobre las producciones domésticas.

Por lo que respecta ahora al tamaño de la familia hay que resaltar, en primer lugar, que a excepción de medicina y conservación de la salud y seguros personales, esta variable resulta ser muy explicativa de los distintos gastos considerados[56]. De acuerdo con lo observado en el caso de los bienes y de los servicios, los ajustes deben revelar normalmente que la presencia de personas suplementarias en el hogar contribuye a aumentar los gastos en bienes de necesidad y a disminuir las compras de bienes de lujo. A la lectura de los resultados de la tabla 9 aparece en realidad que sobre los veinte categorías de gastos que analizamos, esta predicción se revela exacta sólo en el caso de los seis ítems siguientes: alimentación y bebidas no alcohólicas, agua, calefacción y energía y gastos no especificados dentro de los bienes de necesidad, y alojamiento, muebles y equipamiento del hogar y servicios de cuidado personal, dentro de los bienes de lujo. Así según este resultado, la hipótesis de ineficiencia de las familias numerosas se cumple pues para un número bastante reducido de artículos.

Por último, en lo que se refiere al tamaño del municipio de residencia del hogar, los resultados del ajuste del sistema de demanda muestran que la desagregación de los gastos en veinte grupos no hace resaltar ninguna ley de comportamiento muy contrastada. Se verifica por ejemplo que los habitantes de las grandes ciudades tienen tendencia a desplazar su consumo hacia los bienes de lujo en siete de los trece casos significativos[57] (alojamiento, servicios del hogar, transporte colectivo, esparcimiento y cultura, enseñanza, bienes y servicios de cuidado personal), lo que aparentemente está conforme con la idea de que los hogares de las grandes aglomeraciones disponen, en término medio, de unas rentas y de un stock de capital humano más elevados que los demás. Con la misma lógica, se observa también que los gastos en bienes de primera necesidad tienden a disminuir en los grandes municipios en dos de los cinco casos significativos (alimentación y bebidas no alcohólicas, y tasas y impuestos), pero para el resto de los grupos analizados no parece simple encontrar el mecanismo que rige el efecto del tamaño de la ciudad de residencia sobre el comportamiento de consumo de los hogares.

Aunque las conclusiones a las que hemos llegado hasta ahora son, en su conjunto, acordes con los trabajos extranjeros efectuados sobre el tema (ver por ejemplo, Michael 1972 o Lemennicier 1979), pueden ser puestas en duda teóricamente, por la presencia de una proporción a veces importante de gastos nulos que no han sido tomados explícitamente en cuenta. En efecto, en la desagregación del consumo total en veinte grupos a la que nos referimos aquí, se constata (tabla 1) que en 15 rúbricas los valores nulos sobrepasan el nivel del 20%, a partir del cual se considera aconsejable la utilización de un modelo censurado[58]. Con el fin de paliar este inconveniente la tabla 11 reproduce, para cada uno de los veinte grupos, los resultados de la estimación por el método de máxima verosimilitud del modelo Tobit especificado en la sección 3.

Estos resultados suponen en primer lugar que admitimos la no neutralidad del stock de capital humano, es decir que aceptamos a priori que la presencia de valores nulos no conduce a sesgar el resultado del contraste de la restricción inducida por esa hipótesis, que ha sido construido a partir del ajuste de los dos sistemas logarítmico lineales de gastos[59]. En segundo lugar, es evidente que las estimaciones de los modelos Tobit que presentamos aquí padecen de los mismos problemas que los ajustes anteriores. En particular, todo deja pensar que la multicolinealidad sigue ejerciendo sus efectos nocivos sobre ciertos coeficientes y que los términos de perturbación no son homoscedásticos. Ahora bien, teniendo en cuenta los conocimientos actuales de la Microeconometría y nuestras propias limitaciones de cálculo, nos es imposible detectar estos problemas y corregir los efectos de una posible heteroscedaticidad de los errores en el modelo censurado. Este último punto es particularmente importante, puesto que si la hipótesis de heteroscedasticidad se verifica realmente, como se puede sospechar extrapolando los resultados anteriores, sus consecuencias son aún más perniciosas en un modelo Tobit que en el modelo de regresión lineal usual. En efecto, como demuestran por ejemplo Maddala y Nelson (1975) la presencia de heteroscedasticidad provoca no sólo la ineficiencia de los estimadores del modelo Tobit, sino también su inconsistencia[60]. Por estos motivos hay que considerar con cierta cautela los resultados presentados en la tabla 11, y eso tanto más cuanto que se sabe que los estimadores máximoverosímiles del modelo Tobit son generalmente inconsistentes, si la verdadera distribución de la variable dependiente y^* no es normal[61].

Tabla 11

Estimación del modelo de consumo Tobit para grupos de bienes[a]

Grupos	Variables explicativas									
	Kte.	Y	E	H	T	M_1	M_2	M_3	σ^2	-2log λ
1.	4,048	0,516	0,247	-0,046	0,405	-0,014	-0,049	-0,060	0,424	19520
	(0,762)	(0,005)	(0,010)	(0,007)	(0,007)	(0,008)	(0,007)	(0,010)	(0,002)	
2.	2,537	0,499	0,105	-0,105	0,091	-0,166	-0,277	-0,345	0,929	1729
	(0,216)	(0,015)	(0,026)	(0,019)	(0,019)	(0,023)	(0,019)	(0,027)	(0,005)	
3.	3,685	0,447	-0,126	-0,159	0,233	0,097	0,104	0,173	0,800	2319
	(0,189)	(0,013)	(0,023)	(0,017)	(0,018)	(0,021)	(0,017)	(0,024)	(0,005)	
4.	-3,380	1,062	-0,115	0,036	0,146	-0,017	-0,016	-0,163	0,921	11955
	(0,175)	(0,012)	(0,022)	(0,15)	(0,015)	(0,019)	(0,016)	(0,022)	(0,004)	
5.	2,919	0,453	0,109	0,141	0,083	0,109	0,186	0,321	0,597	9219
	(0,107)	(0,007)	(0,014)	(0,009)	(0,009)	(0,012)	(0,010)	(0,014)	(0,003)	
6.	-2,139	1,008	-0,014	0,110	-0,388	0,186	0,247	0,222	0,879	11821
	(0,157)	(0,010)	(0,020)	(0,014)	(0,014)	(0,017)	(0,014)	(0,020)	(0,004)	
7.	-3,628	0,908	0,239	0,207	-0,093	0,107	0,104	0,188	0,951	7736
	(0,186)	(0,013)	(0,023)	(0,016)	(0,016)	(0,020)	(0,017)	(0,023	(0,005)	
8.	-4,764	1,229	-0,373	-0,128	-0,255	-0,105	-0,090	-0,267	1,451	4316
	(0,307)	(0,021)	(0,037)	(0,027)	(0,026)	(0,033)	(0,027)	(0,038)	(0,008)	
9.	0,460	0,682	-0,124	0,012	-0,027	0,313	0,226	0,437	1,179	2856
	(0,269)	(0,018)	(0,033)	(0,024)	(0,023)	(0,029)	(0,024)	(0,033)	(0,007)	
10.	-7,060	1,527	-0,586	-0,041	-0,324	-0,047	0,018	0,034	1,186	5363
	(0,293)	(0,021)	(0,036)	(0,027)	(0,027)	(0,031)	(0,026)	(0,036)	(0,007)	
11.	1,409	0,505	0,119	-0,079	0,119	0,149	0,473	0,968	1,228	1916
	(0,325)	(0,023)	(0,040)	(0,028)	(0,027)	(0,037)	(0,030)	(0,037)	(0,008)	
12.	-6,224	1,205	-0,070	0,046	0,048	0,147	0,269	0,344	1,203	6476
	(0,257)	(0,018)	(0,030)	(0,023)	(0,022)	(0,028)	(0,023)	(0,031)	(0,006)	
13.	-4,402	0,861	0,291	0,502	0,060	-0,107	0,101	0,477	1,373	1917
	(0,410)	(0,029)	(0,058)	(0,038)	(0,045)	(0,044)	(0,037)	(0,048)	(0,010)	
14.	-3,487	0,886	0,200	0,042	-0,186	0,107	0,075	0,050	1,132	2471
	(0,282)	(0,020)	(0,033)	(0,025)	(0,024)	(0,030)	(0,025)	(0,034)	(0,007)	
15.	2,982	0,475	0,029	0,118	-0,152	0,169	0,182	0,293	0,649	1044
	(0,282)	(0,019)	(0,034)	(0,024)	(0,023)	(0,029)	(0,024)	(0,032)	(0,006)	
16.	-2,499	1,012	-0,214	-0,041	-0,002	0,030	0,042	0,107	1,064	5632
	(0,226)	(0,016)	(0,027)	(0,020)	(0,020)	(0,024)	(0,020)	(0,028)	(0,006)	
17.	-5,502	0,854	0,589	-0,032	0,300	-0,243	-0,303	-0,513	1,763	1088
	(0,515)	(0,035)	(0,065)	(0,044)	(0,042)	(0,053)	(0,045)	(0,061)	(0,012)	
18.	-0,220	0,641	-0,293	-0,052	-0,320	0,256	-0,033	0,147	1,515	288
	(0,703)	(0,050)	(0,090)	(0,070)	(0,064)	(0,077)	(0,062)	(0,096)	(0,018)	
19.	-1,513	0,707	-0,102	0,382	-0,043	0,016	-0,119	0,026	1,303	432
	(0,731)	(0,051)	(0,097)	(0,070)	(0,069)	(0,088)	(0,072)	(0,090)	(0,018)	
20.	1,758	0,473	0,130	-0,061	-0,003	-0,171	-0,161	-0,134	1,427	392
	(0,434)	(0,029)	(0,056)	(0,036)	(0,037)	(0,051)	(0,044)	(0,054)	(0,011)	

Nota: a. Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándars asintóticos.
La última columna de la tabla reproduce el test de la razón de verosimilitudes.

El examen comparado de los resultados de la tabla 11 respecto a los de la tabla 7 revela, en primer lugar, diferencias importantes en lo que se refiere a la propia catalogación de los bienes. En efecto, mientras que el sistema logarítmico lineal de demanda clasifica a los gastos de bebidas alcohólicas, tabaco, servicios médicos y conservación de la salud, transporte colectivo, enseñanza, bienes y servicios de cuidado personal, y contribuciones voluntarias dentro de la categoría de los bienes de lujo (tabla 7), el modelo Tobit los define ahora como bienes de necesidad[62]. Sin embargo, para los demás tipos de gastos, la comparación de los resultados proporcionados por las dos especificaciones alternativas del modelo de demanda no hace resaltar cambios significativos en la denominación general de los bienes, lo que demuestra en definitiva que la forma logarítmico-lineal del sistema de demanda no genera siempre sesgos importantes.

Si cruzamos ahora las elasticidades de los gastos respecto al nivel de educación con las elasticidades de los gastos respecto al nivel de renta (tabla 12) se verifica que sólo el 35% de las situaciones puestas en evidencia por el modelo Tobit son acordes con la hipótesis de neutralidad del capital humano[63]. De manera más explicita, los resultados muestran en particular que, dentro de los bienes de lujo, el nivel de educación formal del sustentador principal actúa como factor de eficiencia en el caso de los gastos de vestido y calzado y de esparcimiento y cultura[64]. Dentro de la categoría de los bienes de necesidad, la hipótesis de eficiencia se verifica, al igual que en modelo logarítmico-lineal, en el caso de los gastos de alimentación y bebidas no alcohólicas y en el de los gastos no especificados, pero además de ahí el modelo Tobit indica que esta hipótesis se cumple también en el caso de los gastos de bebidas alcohólicas, tabaco y transporte colectivo.

Con el fin de dar una estimación aproximada de la elasticidad de la renta real respecto al stock de capital humano, a partir de la desagregación en veinte grupos del gasto total en cada una de las especificaciones del modelo de demanda, la tabla 13 reproduce los resultados de los ajustes por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación XVII anterior, bajo la forma siguiente:

$$\Phi_{xiH} = \alpha + K\eta_i + u_i$$

en la que Φ_{xiH} representa la elasticidad del gasto en el bien i respecto al nivel de educación, η_i simboliza la elasticidad del gasto respecto a la renta, K es la estimación de Φ_{YcH} es decir la estimación de la elasticidad de la renta real respecto al stock de capital humano, y u_i es un término de perturbación aleatoria. Este modelo se ajusta a partir de las veinte estimaciones de las elasticidades Φ_{xiH} y η_i que figuran en la tabla 7 (en el caso del modelo logarítmico-lineal de demanda) y en la tabla 11 (en el del modelo Tobit).

Tabla 12
Implicaciones de la hipótesis de neutralidad en el modelo Tobit

	$\eta>1$	$\eta=1$	$\eta<1$
$\Phi_{x1H}>0$	2. Vestido y calzado 12. Esparcimiento y cultura	6. Alojamiento	5. Agua, calefacción y energía 7. Servicios del hogar 13. Enseñanza 14. Bienes cuidado personal 15. Servicios cuidado personal 19. Seguros personales
$\Phi_{x1H}=0$	10. Transporte personal		9. Medicina y conserva salud 17. Remesas 18. Tasas e impuestos
$\Phi_{x1H}<0$	8. Muebles y equip. hogar	16. Restaurantes y cafeterías	1. Alimentación 2. Bebidas alcohólicas 3. Tabaco 11. Transporte colectivo 20. Otros gastos

Tabla 13
Estimaciones de las elasticidades de la renta real respecto al nivel de educacion para grandes grupos de bienes[a]

	α	K	R^2
Modelo logaritmico lineal	-0,174 (-0,99)	0,178 (1,95)	0,17
Modelo Tobit	-0,029 (-0,21)	0,104 (0,61)	0,04

Nota. a: Las cifras entre paréntesis indican los valores de la t de Student.

En esta tabla aparece que la elasticidad de la renta real respecto al nivel de educación no resulta significativa en el caso del modelo Tobit[65], lo que implica que para esta especificación la rentabilidad no pecuniaria del capital humano es prácticamente nula[66]. Esta conclusión no está conforme con los resultados obtenidos en el caso de los bienes y servicios, y desmiente por otra parte las conclusiones de las experiencias extranjeras efectuadas sobre el tema. En estas condiciones, todo deja pensar que no es la veracidad de la hipótesis de eficiencia del capital humano lo que hay que poner en duda, sino más bien el cumplimiento de las distintas hipótesis que están detrás de la estimación del propio modelo. Como ya hemos señalado antes, los problemas son numerosos en nuestro caso y no cabe duda que, en tal situación, la formulación usual es menos sensible al incumplimiento de las hipótesis econométricas clásicas que el modelo Tobit.

Esto es lo que aparentemente confirman los resultados deducidos de la estimación del sistema logarítmico-lineal de demanda que figuran en la tabla 13. Según ellos, la elasticidad de la renta real respecto al nivel de educación es significativa[67] y se puede evaluar que un crecimiento de un 1% del stock de capital humano es equivalente a un aumento del 0,18% en la renta real del hogar. Dicho de otra manera, para un nivel de renta monetaria dado, el incremento del nivel de formación induce en promedio a un aumento de los gastos en bienes de lujo, y la variación del consumo que es consecutiva a esta mejora de la productividad no mercantil es idéntica a la que hubiera ocasionado el incremento de un 0,18% en la renta. Comparativamente, este efecto es sensiblemente inferior al obtenido en el caso de los bienes y servicios. La diferencia observada aquí se explica sin lugar a dudas por la variabilidad de las situaciones, que naturalmente es mayor en el caso de la desagregación del consumo total en veinte grupos que en la dicotomía bienes-servicios, y también por el hecho de que la estimación de la elasticidad de la renta real respecto a la educación se fundamenta, en cada caso, en un procedimiento distinto de evaluación.

En relación a las demás variables explicativas incluidas en el modelo, los resultados de la tabla 11 indican que los gastos de alojamiento, servicios de cuidado personal, seguros personales y los gastos no especificados no dependen significativamente de la edad del sustentador principal[68]. Según estos mismos resultados, el signo de esta variable coincide con el de la variable educación solamente en cuatro casos. Para la mayoría de los bienes de necesidad se constata que la elasticidad del gasto respecto a la edad es positiva, mientras que en cambio esta elasticidad es negativa en el caso de los bienes de lujo, lo cual confirma, e incluso acentúa, el efecto de ineficiencia de la edad revelado por el ajuste logarítmico-lineal del sistema de demanda.

Respecto al tamaño familiar se observa que esta variable explica el consumo de los hogares en quince de los veinte casos considerados, o sea en una menor proporción a la que se obtiene con el ajuste logarítmico-lineal de los gastos[69]. Sin embargo, la especificación Tobit conduce a indicar que en el 45% de los casos el aumento del número de personas en la familia

viene acompañado de un incremento de los gastos en bienes de necesidad y de una disminución de los de lujo, como se observa en realidad en el análisis global de los bienes y de los servicios.

Por último, se constata que el tamaño del municipio de residencia actúa siempre en el mismo sentido en las dos especificaciones alternativas del modelo de demanda, a excepción sin embargo de los gastos de servicios médicos y conservación de la salud, transporte personal, restaurantes y cafeterías, tasas e impuestos, seguros personales y gastos no especificados. Por otra parte, el modelo Tobit destaca efectos claros de eficiencia en los grandes municipios en el 35% solamente de los grupos considerados y predice el efecto contrario en el 50% de los gastos, lo cual implica más bien que, en términos generales, los hogares que viven en los municipios pequeños no son más ineficientes que los otros.

Conclusión

Este trabajo tenía por objetivo estimar el rendimiento no monetario de las inversiones educativas en España, utilizando como marco conceptual la nueva teoría del consumidor y la teoría del capital humano, y basándose en los datos individuales de la encuesta de Presupuestos Familiares. INE (1983).

El análisis del papel de la formación en la tecnología de consumo de los hogares y el examen de los efectos monetarios a que la misma induce, a través de la propia productividad no mercantil de los individuos, se han examinado mediante dos modelos econométricos complementarios. El primero se refiere a un reparto simple del gasto total de los hogares entre bienes y servicios, el segundo amplía los análisis a una desagregación de las compras en veinte categorías.

Las estimaciones efectuadas en el primer caso han permitido comprobar la neutralidad del capital humano sobre las productividades domésticas y, como consecuencia, la ausencia de efectos de sustitución inducidos en el consumo. Más allá de la verificación de estas hipótesis, el análisis empírico ha proporcionado también una evaluación de la rentabilidad no monetaria de la educación de tipo formal en España. Según nuestros resultados esta rentabilidad se sitúa en torno al 0,32 %, es decir que es aproximadamente la mitad de la valoración de las inversiones educativas en el mercado del trabajo.

En el caso más desagregado en veinte grupos, el contraste que hemos efectuado nos ha conducido a rechazar la hipótesis de neutralidad del capital humano. Sin embargo, los resultados de los ajustes han permitido mostrar que, a pesar de ello, la hipótesis de eficiencia de la educación se cumple para un gran número de artículos. Recurriendo entonces a un procedimiento menos ortodoxo que el que hemos utilizado en el estudio de los bienes y de los servicios, hemos podido valorar de manera muy aproximada la rentabilidad del capital humano, que según nuestros últimos cálculos sería inferior a la revelada por el ajuste del sistema agregado de demanda.

Las diferencias de resultados entre uno y otro tipo de análisis se debe sin lugar a dudas a la propia desagregación de los bienes, que implica una mayor variabilidad de las situaciones y en resumidas cuentas el incumplimiento de la hipótesis de neutralidad. Este incumplimiento recae en última instancia en la valoración de los efectos no monetarios del capital humano, que es necesariamente aproximativa en el caso del modelo desagregado de demanda. A ello hay que añadir los problemas de estimación que genera esta desagregación y que, desde un punto de vista práctico, son de muy difícil solución. Teniendo en cuenta las dificultades econométricas encontradas, el modelo más agregado ofrece por su simplicidad resultados, sin lugar a dudas, robustos que permiten valorar en relativas buenas condiciones la productividad doméstica de los individuos, y estimar con más fiabilidad el rendimiento no monetario de la educación.

Notas Finales:

[1] Donde se ignora totalmente el tiempo.

[2] Ver Becker (1965) para el significado de estas condiciones.

[3] Se dice que un bien es normal si su elasticidad respecto a la renta, η, es positiva, inferior si $\eta<0$, de primera necesidad si $\eta < 1$, y de lujo si $\eta > 1$.

[4] Ver Navarro Gómez (1987) para un desarrollo mas detallado.

[5] Que la educación tenga un efecto neutral en el sentido de Hicks significa que un cambio en la misma entraña modificaciones en las productividades marginales de los factores en igual proporción, lo que quiere decir que la relación marginal de sustitución entre los factores permanece constante.

[6] Después de eliminar de la encuesta las observaciones aberrantes y en particular los hogares que tienen un consumo total nulo.

[7] En este último caso, la tabla da también el porcentaje de hogares que tienen un gasto positivo en cada una de las categorías de bienes.

[8] Denominadas respectivamente M_1, M_2 y M_3.

[9] Ver Friedman (1957).

[10] Además se demuestra que los coeficientes de las otras variables explicativas del modelo son, en general, sesgados y que los sesgos que se cometen sobre ellos son de dirección opuesta al que afecta al parámetro de la renta (o del consumo total, en caso de utilizar esta proxy), si existe una correlación positiva entre estas variables y la renta (o consumo), y son del mismo sentido si la correlación es negativa (ver por ejemplo Malinvaud, 1966 y Liviatan, 1961).

[11] A este respecto Prais y Houthakker (1955) argumentan que los hogares determinan en primer lugar sus gastos de consumo corriente, dado su nivel de renta total, y luego distribuyen ese montante entre los distintos bienes que desean comprar, de modo que este reparto depende solamente de su nivel de gasto total.

[12] Por otra parte, el modelo de ciclo de vida implica tener en cuenta una serie de factores que pueden tener repercusión sobre los comportamientos de consumo de los hogares,en una perspectiva a largo largo plazo, tales como las expectativas relativas al desempleo, a la tasa de interés o a la inflación prevista.

[13] Esto es que, normalmente, los cónyuges tienen niveles de educación similares.

[14] Concretamente, se asigna 4 años de educación a una persona sin estudios y 8, 9, 10, 13 y 16 años, respectivamente, en el caso de que el individuo posea un nivel de instrucción Primario, un Bachillerato Elemental, un Bachillerato Superior, un diploma de enseñanza Universitaria Corta o un título de enseñanza Superior Larga.

[15] De la misma manera que supone implicitamente que la composición por sexo de la familia no actúa sobre su estructura de consumo.

[16] Para un desarrollo del tema de las escalas de equivalencia ver por ejemplo Bloch y Glaude (1983), Deaton, Ruiz Castillo y Thomas (1989), Muellbauer (1975 y 1980), Prais y Houthakker (1955) o Trognon (1981).

[17] Es decir al conjunto de atenciones que reciben los niños(alimentación, vestido, educación, etc.).

[18] Suponemos, como en el caso anterior, que la edad del sustentador principal refleja de manera adecuada la edad de los miembros del hogar que participan en la elaboración de las actividades de consumo.

[19] Las informaciones a las que aludimos se refieren tanto al precio y a la calidad de los inputs mercantiles, como a la manera de combinarlos en el proceso de producción.

[20] Esta aminoración se explica por el hecho de que el período de rentabilidad de las inversiones se recorta a medida que se acerca el final del ciclo de vida y que el coste de oportunidad del tiempo dedicado al aprendizaje aumenta con la edad (ver Ben-Porath, 1967)

[21] Esta restricción viene dada por la ecuación XVII anterior.

[22] En efecto, análogamente al test de la razón de verosimilitudes, la existencia de restricciones no lineales en un sistema de ecuaciones simultáneo se verifica mediante una X^2, ya que asintóticamente la diferencia de residuos de los modelos libre y restringido se distribuyen como tal estadístico, según muestran Gallant y Jorgenson (1979).

[23] La minimización de los residuos se realiza mediante el procedimiento de Gauss-Newton.

[24] El hecho de utilizar esta matriz hace que sólo queden garantizadas las propiedades asintóticas de los estimadores de los parámetros y de sus variancias.

[25] Para simplificar la presentación, este sistema incluye solamente las variables explicativas que se ven afectadas por la restricción, es decir la renta (Y) y el stock de capital humano (H), aunque la estimación empírica del modelo se lleva a cabo con un conjunto más amplio de regresores.

[26] La estimación de este modelo es equivalente a la estimación del sistema libre, bajo la restricción de unicidad del parámetro K que se expresa por:

$$\frac{\gamma_1}{\beta_1-1} = \ldots = \frac{\gamma_i}{\beta_2-1} = \ldots = \frac{\gamma_m}{\beta_m-1} = K$$

[27] En efecto el parametro K que figura en la restricción (XVII) representa la elasticidad de la renta real respecto a la educación, es decir (dX/dH)(H/X).

[28] Ya que en este caso σ_{bk} sería proporcionalmente muy grande.

[29] En efecto, si H_0: $\beta_k = 0$ no podemos saber si el rechacho de un τ elevado procede de un valor relativamente grande de σ_{bk} o del cumplimiento de la hipotesis H_0.

[30] El test señal/ruido se generaliza para un subvector de coeficientes β_2 de dimensión k_2, así:

$$\tau^2 = (\beta_2 - \beta^*_2)'V^{-1}(b_2)(\beta_2 - \beta^*_2) \quad (i)$$

siendo β^*_2 valores establecidos de β_2 y $V(b_2)$ la matriz de variancias y covariancias del estimador MCO b_2. Belsey (1982) propone el contraste establecido a partir de una función creciente de un parámetro γ perteneciente al intervalo [0,1]. Para ello se define una distancia probalística entre β^*_2 y β_2 relativa al estimador b_2, es decir un γ tal que:

$$(\beta^*_2 - \beta_2)'V^{-1}(b_2)(\beta^*_2 - \beta_2) = {}_{\gamma}X^2_{k2} \quad (ii)$$

Dada la similitud de (i) e (ii), esta distancia se utiliza para indicar el tamaño de s/n. Los incrementos de $\gamma \in [0,1]$ se asocian monótonamente con los de ${}_{\gamma}X^2_{k2} \in [0,\infty]$.

El valor de ${}_{\gamma}X^2_{k2}$ que permite rechazar la inadecuacidad de τ^2 es el parámetro de no centralidad de la distribución $F_{k2,n-k}$ que se busca. Los valores críticos de $F_{k2,n-k}({}_{\gamma}X^2_{k2})$ se dan en el artículo de Belsey (1982).

[31] Este modelo fué usado por primera vez por Tobin (1958). Para el desarrollo del modelo, ver también por ejemplo Maddala (1983).

[32] En el caso del modelo no restringido, estas estimaciones coinciden con las del método de los MCO, a pesar de que los términos de perturbación entre las distintas ecuaciones puedan estar correlacionados, dado que el sistema tiene el mismo conjunto de variables explicativas en cada ecuación (ver por ejemplo Theil, 1971).

[33] En efecto, estos dos regresores están asociados con unas proporciones de sus variancias superiores a 0,5.

[34] El test descansa en la estimación del modelo de consumo, bajo la hipótesis de heteroscedasticidad.

[35] El efecto perverso que ejerce la multicolinealidad sobre la estimación del coeficiente de la edad se verifica también para un valor más moderado de γ. Así, para γ=0,90 el valor teórico de $F^{0.05}_{1,1000}$ es igual a 10,9, lo que es todavía superior al valor calculado de ϕ^2.

[36] En estos casos, los efectos de la multicolinealidad están atenuados por el pequeño valor de la variancia de los estimadores en relación a los valores estimados de estos parámetros.

[37] Al nivel de significación del 5%, el valor teórico de la X^2 con un grado de libertad es igual a 3,841.

[38] Estos resultados son acordes con lo esperado a priori y concuerdan con otras estimaciones efectuadas en contextos distintos.

[39] Dado que la multicolinealidad afecta a la estimación del coeficiente de la edad, los efectos de ciclo vital que avanzamos a continuación deben considerarse con cautela.

[40] Esta conclusión debe considerarse con cautela, en la medida en que hemos notado anteriormente algún problema que afecta a la estimación del coeficiente del tamaño familiar en la ecuación de los servicios.

[41] Ver la sección 2 para una interpretación de estos resultados.

[42] Como en el caso empírico anterior, los resultados se refieren a ajustes logarítmico-lineales.

[43] Solo se reproduce aquí la versión libre corregida de la heteroscedasticidad, pero se introduce en ella los valores del test de White, para información.

[44] Lo que implica que las variancias estimadas de los coeficientes son inconsistentes y los estimadores son ineficientes.

[45] Se verifica que las variables que pierden su significatividad son las siguientes: el hecho de residir en un municipio de 10.000 a 50.000 habitantes en el caso de los gastos en vestido y calzado, en muebles y equipamiento del hogar y en bienes de cuidado personal, el tamaño familiar en el caso de los gastos en medicina y salud, y la edad en el caso de los gastos no especificados.

[46] Debido a que, en estos casos la pequeña variancia de los estimadores ha compensado esos efectos.

[47] Los coeficientes de la variable educación se pueden considerar poco fiables por su relativas grandes variancias en las ecuaciones de gastos siguientes: alimentación, bebidas alcohólicas, tabaco, vestido y calzado, muebles y equipamiento del hogar, transporte colectivo, bienes y servicios de cuidado personal, restaurantes y cafeterías, remesas y tasas e impuestos. En el caso del tamaño familiar, hay que tomar con precaución sus estimaciones para los grupos de bienes siguientes: servicios del hogar, medicina y salud, bienes de cuidado personal, remesas y contribuciones voluntarias, tasas e impuestos y seguros personales.

[48] Y también a la correlación con la edad del cabeza de familia, aunque esta variable no forma parte del modelo de neutralidad. Además, según muestra el test s/n, los efectos nocivos de la multicolinealidad sobre sus coeficientes se han visto reducidos en la mayoría de los ítems de gastos.

[49] En efecto, al nivel de significación del 5% el valor teórico de la X^2 con 19 grados de libertad es igual a 30,144.

[50] Es evidente que para cumplirse estrictamente el modelo de neutralidad es necesario no sólo que los coeficientes estén situados sobre la diagonal principal de esta tabla, sino que es imprescindible que la relación entre las elasticidades renta y educación sea fija, como indica la ecuación XVII.

[51] En el modelo restringido todos sus coeficientes están sobre la diagonal principal, puesto que esta versión implica un único valor de K.

[52] Sin entrar en los resultados en detalle, se puede indicar a título de ejemplo que según el modelo logarítmico lineal, un crecimiento del 1% en la renta de un hogar provoca, céteris páribus, un aumento del 0,54% en los gastos de alimentación o del 0,46% en los gastos de agua, calefacción y energía entre los bienes de primera necesidad. La misma variación de renta se traduce entre los bienes de lujo en un aumento del 1,026% en el gasto de alojamiento o del 3,8% en el de transporte personal, pasando por el de 2,5% en el de restaurantes y cafeterías.

Por otra parte, el hecho de constatar que la especificación logarítmica clasifica a la mayoría de los gastos en la categoría de bienes de lujo puede explicarse por la existencia de muchas observaciones nulas.

[53] Hay que interpretar con cautela los resultados de esta variable puesto que, como hemos visto, sus coeficientes están alterados por la multicolinealidad en un número no despreciable de casos (gastos de bebidas alcohólicas, alojamiento, servicios del hogar, medicina y conservación de la salud, tasas e impuestos, seguros personales y gastos no especificados)

[54] Todos estos gastos tienen una elasticidad renta superior a la unidad y una elasticidad respecto a la edad positiva, por lo cual están en consonancia con el modelo de neutralidad.

[55] Esa ineficiencia se demuestra en el hecho de que los bienes de necesidad presentan una elasticidad positiva respecto a la edad y en cambio los de lujo la tienen negativa.

[56] Las conclusiones que sacamos a continuación de los valores del coeficiente del tamaño familiar quedan naturalmente sujetas a matizaciones, puesto que como hemos visto (tabla 9) en algunos grupos de gastos, la relativa gran variancia de sus coeficientes hace incierta en esos grupos la estimación de este parámetro.

[57] Estos trece casos se refieren a los bienes que tienen una elasticidad renta superior a la unidad y que reaccionan de manera significativa a la variación del tamaño del municipio de residencia (bien sea positiva o negativamente).

[58] Es obvio que tal especificación es redundante en el caso del análisis de los gastos en bienes y en servicios, puesto que estas dos categorías son suficientemente amplias como para no hacer aparecer consumos nulos.

[59] La introducción de restricciones no lineales en el modelo Tobit, que resultaría además simultáneo, dificultaría de manera considerable la estimación.

[60] Maddala y Nelson (1975) muestran que si la verdadera variancia residual es proporcional al cuadrado de uno de los regresores, por ejemplo el k-ésimo, y se ignora la existencia de la heteroscedasticidad, entonces la estimación del modelo Tobit por los métodos usuales implica que:

$$\text{plim } \beta_k > \beta_k$$

Sin embargo, nada puede decirse acerca de los demás coeficientes del modelo.

Hurd (1979) también argumenta que la estimación de un modelo de regresión truncado heteroscedástico mediante el método de máxima verosimilitud produce estimaciones inconsistentes. En este caso, no se pueden establecer resultados generales en cuanto a la dirección del sesgo que se comete, pero se observa que aún cuando la heteroscedasticidad no sea muy fuerte se causa un sesgo importante en la estimación de los párametros del modelo truncado.

Más tarde Arabmazar y Schmidt (1981), de una manera similar, realizan experimentos para conocer la severidad de la inconsistencia en el caso, esta vez, del modelo Tobit. Encuentran que si la heteroscedasticidad es moderada no se provocan graves problemas de inconsistencia, salvo cuando el porcentaje de valores nulos sea muy importante. En cualquier caso, se observa que la inconsistencia es mucho menor que en el modelo normal truncado considerado por Hurd (1979).

[61] Sería conveniente contrastar esta hipótesis junto con la anterior de homoscedasticidad, pero limitaciones de cálculo nos impiden proceder a la verificación de estos supuestos. Para un test de las hipótesis estándars del modelo Tobit frente a una alternativa general de especificación incorrecta puede verse Nelson (1981).

[62] Todos estos bienes exhiben un porcentaje de valores nulos superior al 20%; para los otros siete casos que presentan la misma característica, el modelo Tobit no pone en entredicho la tipología establecida a partir del modelo log-lineal de gastos.

[63] Se considera únicamente los 15 gastos que se ven afectados de manera significativa por la variable educación.

[64] Este último grupo estaba catalogado igual en el modelo logarítmico-lineal.

[65] Aunque el signo de la elasticidad es conforme con lo esperado.

[66] Medida por el efecto que ejerce la educación, vía cambios de productividad no mercantil, sobre la renta real de los individuos.

[67] Al nivel del 10% .

[68] El ajuste del modelo logarítmico lineal (tabla 7) revela que la edad no es significativa únicamente en los casos de los gastos de alojamiento y los gastos no especificados .

[69] En efecto, según la especificación logarítmico-lineal sólo en el caso de los seguros personales el coeficiente del tamaño familiar no es significativo (tabla 7).

Referencias

AMEMIYA, T. (1973): "Regression Analysis When the Dependent Variable Is Truncated Normal", *Econometrica*, 41, 997-1016.

AMEMIYA, T. y BOSKIN, M. (1974): "Regression Analysis when Dependent Variables is Truncated Lognormal, with an Application to the Determinants of the Duration of Welfare Dependency", *International Economic Review*, Vol.15, 485-496.

ARABMAZAR, A. y SCHMIDT, P. (1981): "Further evidence on the robustness of the Tobit estimator to heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 17, 253-258.

BARTEN, A.P. (1977): "The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Rewiew", *Econometrica*, Vol.45, 23-51.

BECKER, G.S. (1964): Human Capital: A Theorical and Empirical Analysis With Special Reference to Education, National Bureau of Economic Research.

BECKER, G.S. (1965): "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, Septiembre, Vol.75, 493-517.

BELSEY, D.A. (1982): "Assessing the Presence of Harmful Collinearity and other Forms of Weak Data through a Test for Signal-to-Noise", *Journal of Econometrics*, 20, 211-253.

BELSEY, D.A., KUH, E. y WELSCH, R.E. (1980): Regression Diagnostic: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity. Wiley, New York.

BEN-PORATH, Y. (1967): "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings", *Journal of Political Economy*, Agosto.

BLOCH, L. y GLAUDE, M. (1983): "Une approche du coût de l'enfant", *Economie et Statistique*, N°155, 51-67.

BROWN, J.A.C. y DEATON, A.(1972): "Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behaviour", *Economic Journal*, Diciembre, Vol.82, 1145-1236.

DEATON, A., RUIZ CASTILLO, J. y THOMAS, D. (1989): "The Influence of Household Composition on Household Expenditures Patterns: Theory and Spanish Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol.97, N°1, 179-200.

FISHER, I. (1930): The Theory of Interest, Mc Millan and Co.

FRIEDMAN, M. (1957): A Theory of the Consumption Function, Princenton University Press.

GALLANT, A.R. y JORGENSON, D.W. (1979): "Statistical Inference for a System of Simultaneous, Non-Linear, Implicit Equations in the Context of Instrumental Variable Estimation", *Journal of Econometrics*, 11, 275-302.

GREENE, W.H. (1981) "On the Asymptotic Bias of the Ordinary Least Squares Estimators of the Tobit Model", *Econometrica*, Vol.49, 505-513.

HURD, M. (1979): "Estimation in Truncated Samples when there is Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, N°11, 247-258.

INE (1983): *Encuesta de Presupuestos Familiares 1980-1981*, Madrid.

LANCASTER, K. (1966): "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, Abril, Vol.74, 132-157.

LEMENNICIER, B. (1979): "Education et Technologie de Consommation", en Eicher, J.C., Levy-Garboua, L. y otros: Economique de l'Education., *Economica*, 59-87. Paris.

LESER, C.E.V. (1963): "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, Vol.31, 694-703.

LIVIATAN, N. (1961): "Errors in Variables and Engel Curve Analysis", *Econometrica*, Vol.29, n°3, 336-362.

MC DONALD, J.F. Y MOFFIT, R.A. (1980): "The Review of Economics and Statistics the Uses of Tobit Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.LXII, N°2.

MADDALA, G.S. (1983): Limited-Dependent and Qualitatives Variables in Econometrics. Cambridge University Press, New York.

MADDALA, G.S. y NELSON, F.D. (1975): "Switching Regression Models with Exogenous and Endogenous Switching", *Proceedings of the American Statistical Association*, 423-426.

MALINVAUD, E. (1966): Statistical Methods of Econometrics. Rand Mc-Nally and Co, Chicago.

MICHAEL, R. (1972): The Effet of Education on Efficiency in Consumption. Columbia University Press, New York.

MINCER, J. (1974): Schooling, Experience and Earnings. National Bureau of Economic Research.

MINCER, J. (1979): "Human Capital and Earnings" in *Economic Dimension of Education.* National Academy of Education, Washington.

MUELLBAUER, J. (1975): "Identification of Consumer Unit Scales", *Econometrica*, N°43, 807-809.

MUELLBAUER, J. (1980): "The Estimation of the Prais Houthakker model of Equivalence Scale", *Econometrica* N°48, 153-176.

NAVARRO GÓMEZ, L. (1987): "Capital humano y comportamientos de consumo, una aplicación para Andalucía". *Cuadernos de Economía*. Volumen 15, nº 44.

NAVARRO GÓMEZ, L. y otros (1987): Distribución de Rentas y Comportamientos de Consumo en Andalucía. Informe realizado para la Consejería de Economía e Industria de la Junta de Andalucía, Sevilla.

NELSON, F. D. (1981): "A test for misspecification in the censored normal model". *Econometrica*, Vol.49, 1317-1329.

PHLIPS, L. (1983): Applied Consumption Analysis. North-Holland, Amsterdam.

PRAIS, S.J. Y HOUTHAKKER, H.S. (1955): The Analysis of family budgets. Cambridge University Press, Cambridge.

RIBOUD, M. (1978): Accumulation du capital humain. *Economica*, Paris.

SCHULTZ, T.W. (1963): The Economic Value of Education. Columbia University Press, New York.

THEIL, H. (1971): Principles of Econometrics. Wiley, New York.

TOBIN, J. (1958): "Estimation of Relationship for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, Vol.26, 24-36.

TROGNON, A. (1981): "Composition des ménages et systèmes lineaires de dépenses", *Annales de l'INSEE*, N°41, 13-40.

WHITE, H. (1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol.48, 817-838.

WORKING, H. (1943): "Statistical Laws of Family Expenditure", *Journal of the American Statistical Association*, n°38, 43-56.

ZELLNER, A. (1962): "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, n°57, 348-368.

DOCUMENTOS DE ECONOMETRIA
UNIVERSIDAD DE SANTIAGO DE COMPOSTELA

Ejemplares publicados
1995

1.-*An Interregional Econometric Model for Market Services Employment in 120 EEC Regions.* GUISÁN, M. Carmen y FRÍAS, Isidro. (inglés).

2.-*Las industrias derivadas de la madera en España (1964-90).*GUISÁN, M. Carmen e IGLESIAS, Ana.

3.-*Perspectivas Demográficas de Galicia.* GUISÁN, M. Carmen; CANCELO, M. Teresa; IGLESIAS, Ana y VÁZQUEZ, Emilia.

1996

4.-*Forecasting Private Consumption Structure in EEC Countries: SKIM Model Results and Comparison with other Approaches.* ARRANZ, Matilde. (inglés).

5.-*El rendimiento no monetario de las inversiones educativas en España.* NAVARRO, Lucía.

6.-*Distribución y formación de rentas en España.* LASSIBILLE, Gerard.

7.-*Comportamiento de la productividad global en la minería española: una panorámica.* RODRÍGUEZ, Xosé Antón

---

Nuestras publicaciones son multilingües, principalmente en inglés cuando se refieren a estudios internacionales y en español u otros idiomas cuando se refieran al estudio de un país.

Para solicitar estos documentos, por favor contactar con :
Servicio de Publicaciones
Universidad de Santiago de Compostela .
Número de fax: 981-59 39 63

PRECIOS PARA EL AÑO 1996

	ESPAÑA	EXTRANJERO
Ejemplar	450 ptas. (incluídos gastos de envío)	350 ptas. + gastos de envío
Suscripción . 12 ejemplares	5000 ptas. (incluídos gastos de envío)	4200 ptas. + gastos de envío

---

Para el intercambio de publicaciones y otras cuestiones, por favor contactar con la Editora:
Prof. M. Carmen GUISÁN
Departamento de Econometría. Facultad de Económicas.Universidad de Santiago de Compostela
Números de fax: 981-56 36 37 y 981-56 36 76