

Estudios de Economía Aplicada
N.º 9, 1998 - Págs. 119-131

La elasticidad de sustitución intertemporal en el consumo: evidencia empírica en países representativos de la OCDE

JOSÉ ALBERTO MOLINA CHUECA
Universidad de Zaragoza

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales me han parecido oportunas y por las que le quedo muy agradecido.

RESUMEN

En este trabajo estimamos una función de consumo Frisch a partir de la cual obtenemos los valores de la elasticidad de sustitución intertemporal para varios países representativos de la OCDE (Gran Bretaña, España, Suecia y Canadá) durante el periodo 1964-1992. Los resultados indican que las cifras para todos los países son negativas de acuerdo con las exigencias de la teoría de la demanda y, en segundo lugar, las estimaciones significativas muestran que Canadá exhibe el valor más alto (en términos absolutos), alrededor de -0,42, mientras que Gran Bretaña muestra la cifra más baja, -0.25. España exhibe un valor intermedio, -0.31.

ABSTRACT

In this paper we estimate a Frisch consumption function from which we obtain the values of the intertemporal substitution elasticity for some OECD representative countries (the UK, Spain, Sweden and Canada) during the period 1964-1992. The results indicate that the figures of all countries are negative according to the requirements of the demand theory and, secondly, the significant point estimates show that Canada exhibits the greatest figure (in absolute terms), around -0.42, whereas the UK displays the smallest one, -0.25. Spain shows an intermediate value, -0.31.

1. Introducción

En la mayor parte de los estudios aplicados dedicados al comportamiento de los consumidores se supone implícitamente la condición de separabilidad intertemporal. Ahora bien, tanto desde un punto de vista microeconómico como macroeconómico, no parece ser una hipótesis demasiado restrictiva suponer la existencia de hábitos en el consumo que impliquen una conducta intertemporal de las unidades de gasto. Un excelente ejemplo de trabajos con enfoque micro que parten de este supuesto es Browning (1991) y otros ejemplos con orientación macro son Browning (1985 y 1989).

Centrándonos en un enfoque macroeconómico, en este artículo vamos a estimar una función de consumo Frisch con el objetivo de calcular la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo para cuatro países de la OCDE, en particular, Gran Bretaña, España, Suecia y Canadá. Los tres primeros pueden ser considerados como países representativos de la Europa central, sur y norte, respectivamente, mientras que Canadá podría ser representativo del comportamiento del norte de América.

Como es bien sabido, las funciones de consumo permiten modelar las decisiones de los agentes relativas a la distribución del gasto total entre los distintos periodos, mientras que la elasticidad de sustitución intertemporal permite medir la sensibilidad de los consumidores en lo que respecta a cambios en la distribución intertemporal del gasto total. La idea subyacente es que un cambio proporcional en los precios de todos los bienes de un período, es decir, una variación en la tasa de interés, implica un cambio en los precios relativos intertemporales, los cuales provocan, a su vez, variaciones en la distribución intertemporal del gasto total de los individuos con el objetivo de obtener beneficios en términos de bienestar individual. Por ejemplo, si tiene lugar una variación positiva del tipo de interés, los consumidores trasladarán renta del período actual al siguiente, dado que van a obtener un mayor rendimiento por la misma, reduciendo, consiguientemente, la capacidad de gasto corriente destinada a la adquisición de bienes y servicios para el consumo.

La segunda sección desarrolla la función de consumo Frisch que relaciona el gasto total de cualquier período con los precios y la utilidad marginal de la renta y que nos permite obtener la expresión correspondiente de la elasticidad de sustitución intertemporal. En la siguiente sección describimos los datos y los resultados obtenidos. En la sección cuarta comentamos dichos resultados empíricos y los comparamos con los obtenidos en otros trabajos aplicados. Finalmente, las conclusiones del trabajo se exponen en la última sección.

2. La función de consumo Frisch

Comenzamos suponiendo certidumbre perfecta, la existencia de un mercado perfecto de capitales y preferencias aditivas intertemporalmente. Sean q_t^i y p_t^i la cantidad

comprada y el precio descontado del bien i en el período t , respectivamente. Así, q^t y p^t representan los vectores correspondientes. Bajo estos supuestos iniciales, cualquier agente racional se plantea la resolución del siguiente problema de optimización condicionada:

$$\text{Max. } \sum_{t=1}^T u(q^t) \text{ sujeto a } \sum_{t=1}^T p^t q^t = X \quad (1)$$

donde X es la renta disponible para el período total (x_t es la renta disponible en el período t) y $u(q^t)$ es la función de utilidad intratemporal que satisface las propiedades habituales. Por lo tanto, si $V(p^t, x_t)$ denota la función indirecta de utilidad correspondiente al período t , entonces podemos definir la utilidad marginal del gasto corriente como:

$$\mu_t = V_x(p^t, x_t) \quad (2)$$

donde $V_x(\cdot)$ es la derivada parcial de $V(\cdot)$ con respecto a x_t . Como la función de utilidad intratemporal es estrictamente cóncava en cantidades, entonces la función indirecta de utilidad será estrictamente cóncava en x_t y μ_t será una función estrictamente decreciente en x_t . Si ahora invertimos V_x en la expresión (2), obtendremos la función de consumo Frisch que relaciona el gasto con los precios corrientes y la utilidad marginal del gasto corriente, es decir:

$$x_t = X(p^t, \mu_t) \quad (3)$$

Si pudiésemos observar m_t , entonces podríamos estimar directamente los parámetros de la función $X(\cdot)$. Sin embargo, como μ_t es inobservable, seguimos a MaCurdy (1981) quien parte de la siguiente expresión:

$$g(x_t) = g(X(p^t, \mu_t)) = \psi(p^t) + \theta(\mu_t) \quad (4)$$

donde $g(\cdot)$ es una transformación arbitraria, monótona y estrictamente creciente. Como $V(p^t, x_t)$ es homogénea de grado cero en (p^t, x_t) , entonces $X(\cdot)$ será homogénea lineal en (p^t, m^{-1}) . Así pues, una forma funcional de la función de consumo Frisch compatible con (4) será:

$$\ln x_t = \beta_0 \ln \mu_t + (1 + \beta_0) \ln b(p^t) \quad (5)$$

siendo $b(p^t)$ homogénea de grado 1 y $\beta_0 \neq -1$ y $\beta_0 < 0$.

Antes de derivar la elasticidad de sustitución intertemporal correspondiente a esta especificación funcional (5), vamos a precisar las distintas expresiones que permiten definir dicho parámetro. Para ello, comenzamos omitiendo el subíndice relativo al período por razones de simplicidad en la notación.

En primer lugar, la elasticidad de sustitución intertemporal puede definirse como (ver Browning, 1985):

$$\phi = \left(\sum_j x_j \frac{p_j}{x} \right) - 1 \quad (6)$$

donde el término entre paréntesis denota el cambio proporcional en el gasto necesario para mantener constante la utilidad marginal de la renta a partir de un aumento del 1% en todos los precios. A partir de esta definición, diferenciando $\mu = V_x(\mathbf{p}, X(\mathbf{p}, \mu))$ con respecto a p_j , multiplicando por p_j y agregando en j , obtenemos:

$$\sum_j V_{xj} p_j + V_{xx} \sum_j X_j p_j = 0 \quad (7)$$

y sabiendo que $V_x(\cdot)$ es homogénea de grado -1, nos queda:

$$\sum_j V_{xj} p_j + V_{xx} x = -V_x \quad (8)$$

Combinando (6), (7) y (8) obtenemos:

$$1 + \phi = \sum_j X_j \frac{p_j}{x} = \frac{V_x}{x V_{xx}} + 1 \rightarrow \phi = \frac{V_x}{x V_{xx}} \quad (9)$$

Evidentemente, ϕ es negativo dado que la función indirecta de utilidad es creciente y estrictamente cóncava en x . Observamos que $-(xV_{xx}/V_x)$ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, así que la elasticidad de sustitución intertemporal será igual al inverso de este coeficiente afectado de signo negativo. En otras palabras, ϕ es el inverso de la flexibilidad monetaria de Frisch (1959), es la flexibilidad de la renta de Houthakker (1960) dividido entre x , y también es igual a la flexibilidad de la renta de Theil (1980).

Otra definición alternativa de la elasticidad de sustitución intertemporal puede obtenerse a partir de la función de gasto como representación dual de las preferencias individuales (ver Browning, 1986):

$$C(\mathbf{p}, u) = \text{Max}_r \{ r u - \pi(\mathbf{p}, r) \} \quad (10)$$

donde $\pi(\mathbf{p}, r)$ es la función de beneficio y r es el parámetro inverso de la utilidad marginal de la renta, es decir, el coste marginal de la utilidad. Pues bien, a partir de (10), obtenemos:

$$\phi = - \frac{C_u^2}{C C_{uu}} \quad (11)$$

donde C_u es la derivada parcial de la función de gasto con respecto a u y C_{uu} es la segunda derivada de la función de consumo con respecto a u .¹

Una vez definido el parámetro en el cual estamos interesados, si la función de consumo Frisch toma la forma dada en (5), es inmediato comprobar que la elasticidad de sustitución intertemporal es constante e igual a β_0 . Para ello, utilizamos una nueva definición alternativa y equivalente de ϕ (ver Browning, 1995):

$$\phi = \frac{\partial \ln X(\lambda \mathbf{p}, \mu)}{\partial \lambda} \bigg|_{\lambda=1} - 1 = (1 + \beta_0) - 1 = \beta_0 \quad (12)$$

Además, la función de consumo (5) supone unas preferencias intratemporales representables mediante una función de gasto que toma la forma PIGL de Muellbauer (1976):

$$C(\mathbf{p}, u) = \{ \alpha [a(\mathbf{p})]^\alpha + (b(\mathbf{p}))^\alpha u \}^{1/\alpha} \quad (13)$$

donde $\alpha = (1 + \beta_0)/\beta_0$, así que $\beta_0 \neq -1$ y $a(\mathbf{p})$ y $b(\mathbf{p})$ son funciones homogéneas lineales.

Obsérvese que todos los términos relativos a los precios y gasto en (5) aparecen en términos descontados, de tal forma que para derivar la función de consumo en términos corrientes, definimos el factor de descuento en el período t como:

$$R_t = \{(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) \dots (1 + \rho_{t-1})\}^{-1}$$

donde ρ_{t-1} es la tasa de interés que traslada las cantidades desde el período $t-1$ al t . Así, a partir de (5) y considerando la siguiente expresión:

$$b(\mathbf{p}^t) = \prod_k p_k^t \beta_k^* \quad (14)$$

siendo la condición de agregación $\sum_k \beta_k^* = 1$, tenemos:

$$\ln R_t \hat{x}_t = \beta_0 \ln \mu_t + (1+\beta_0) \sum_k \beta_k^* \ln (\hat{p}_k^t R_t) \quad (15)$$

donde \wedge indica valores en términos corrientes. Tomando primeras diferencias y observando que $\Delta \ln R_t = -\rho_{t-1}$, $\sum_k \beta_k^* = 1$ y $\beta_0 \Delta \ln \mu_t = \varepsilon_t$, nos queda:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \hat{x}_t &= (1+\beta_0) \sum_k \beta_k^* \Delta \ln \hat{p}_k^t - \beta_0 \rho_{t-1} + \varepsilon_t = \\ &= \sum_k \beta_k \Delta \ln \hat{p}_k^t - \gamma \rho_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (16)$$

siendo $\beta_k = (1 + \beta_0) \beta_k^*$. Por lo tanto, el coeficiente de ρ_{t-1} con signo cambiado, es decir, $-\gamma$, es la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo.

En el marco de este planteamiento teórico, existen dos restricciones que deben ser contrastadas. Primero, dado que $\phi = \beta_{k0}^* < 0$, deberíamos comprobar que:

$$\gamma > 0 \quad (17)$$

lo cual supone que la elasticidad de sustitución presenta el signo correcto.

En segundo lugar, también estamos interesados en contrastar que $\gamma = 1$, es decir, la hipótesis de que el consumo es inelástico en la tasa de interés, es decir:

$$\sum_k \beta_k + \gamma = 1 \quad (18)$$

Esta segunda restricción corresponde a la hipótesis de que cambios anticipados en los precios descontados futuros tienen el mismo efecto si son debidos a cambios en los precios descontados futuros absolutos o debidos a cambios en la tasa nominal de interés.

3. Datos y resultados empíricos

Los datos utilizados en este artículo son series temporales desde 1964 hasta 1992 para cuatro países occidentales representativos de la OCDE: Gran Bretaña, España, Suecia y Canadá. El consumo total se divide en nueve grupos: 1. Alimentos, bebidas y tabaco; 2. Vestido y calzado; 3. Alquileres, calefacción y alumbrado; 4. Muebles, accesorios, artículos de menaje para el hogar y gastos corrientes de mantenimiento de la vivienda; 5. Servicios médicos y gastos sanitarios; 6. Transporte privado; 7. Trans-

porte público y comunicaciones; 8. Esparcimiento, espectáculos, enseñanza y cultura y, finalmente, 9. Otros bienes y servicios. Las series de gastos han sido obtenidas de varios ejemplares de las Cuentas Nacionales publicadas por la OCDE, mientras que los tipos de interés se han obtenido de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

En primer lugar, hemos estimado por MCO la ecuación (16) para todos los países, contrastando la hipótesis (18) por medio del test de Wald. Como puede observarse en la Tabla 1, todos los países aceptan esta condición teórica y, consiguientemente, introducimos esta restricción en el modelo, estimando la nueva función de consumo restringida.

Tabla 1. Test de la hipótesis $\sum_k \beta_k + \gamma = 1$

Gran Bretaña	0.9837
España	3.4180
Suecia	0.4853
Canadá	2.0347

Valor crítico: $\chi^2(1)_{0.05} = 3.84$

La Tabla 2 muestra los parámetros estimados. Constatamos que en España aparece el mayor número de parámetros significativos al 5%, en particular, aparecen cuatro coeficientes, los relativos a Vestido y calzado, Alquileres, calefacción y alumbrado, Servicios médicos y gastos sanitarios y, finalmente, Transporte privado. Además, observamos que el precio que aparece significativo en más países es el correspondiente a Alquileres, calefacción y alumbrado, en concreto, para Gran Bretaña, España y Suecia. Por el contrario, los precios de Vestido y calzado, Transporte privado, Transporte público y comunicaciones y, por último, Esparcimiento, espectáculos, enseñanza y cultura aparecen cada uno de ellos significativo sólo en un país, en particular, los dos primeros en España, en Gran Bretaña y en Canadá, respectivamente. Por otro lado, hemos conseguido aceptables grados de ajuste medidos por el coeficiente de determinación en todos los países. España exhibe el mayor valor, en concreto, 0.84. Finalmente, hemos realizado un análisis econométrico de los residuos calculando dos tests de autocorrelación, el clásico test de Durbin-Watson, así como el test de Breusch-Godfrey para la autocorrelación de primer, segundo y tercer órdenes. Este último estadístico se distribuye como una χ^2 con tantos grados de libertad como órdenes estamos contrastando. Como puede verse en las últimas cuatro columnas de la Tabla 2, rechazamos claramente la presencia de problemas de autocorrelación de primer, segundo y tercer órdenes en cualquiera de los países muestrales.

Tabla 2. Parámetros estimados

	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	R^2	DW	BG1	BG2	BG3
Gran Bretaña	-0.0623 (-0.16)	0.3747 (1.56)	0.4670 (2.55)*	0.0186 (0.07)	0.2949 (1.71)	-0.0082 (-0.44)	-0.475 (-2.4)*	0.3716 (1.72)	0.2698 (1.97)*	0.82	1.48	1.11	1.11	0.88
España	0.1635 (0.86)	0.5086 (3.3)*	0.5560 (3.72)*	0.1170 (0.53)	0.3434 (2.79)*	-0.2324 (-2.3)*	-0.157 (-1.01)	0.0442 (0.19)	-0.0297 (-0.25)	0.84	1.36	3.04	2.88	6.08
Suecia	0.3872 (1.51)	-0.2419 (-0.96)	0.3753 (2.49)*	0.4900 (2.13)*	-0.0324 (-0.53)	0.0604 (0.5)	-0.028 (-0.14)	-0.1553 (-0.41)	0.2310 (0.8)	0.70	1.39	3.65	3.54	4.94
Canadá	0.1155 (0.47)	-0.2595 (-0.94)	0.2104 (0.62)	-0.433 (-1.72)	0.0761 (0.83)	0.1180 (0.67)	-0.274 (-1.3)	0.6820 (2.14)*	1.1907 (3.98)*	0.59	1.59	0.87	0.95	0.88

Los estadísticos t aparecen entre paréntesis. * indica significativo al 5%. Valores críticos: $\chi^2(1)_{0.05} = 3.84$, $\chi^2(2)_{0.05} = 5.99$ y $\chi^2(3)_{0.05} = 7.81$

Como ya hemos mencionado anteriormente, el objetivo más importante al estimar la función de consumo Frisch es proporcionar un valor de la elasticidad de sustitución intertemporal. Por lo tanto, en la Tabla 3 presentamos nuestras estimaciones de este parámetro, observando, en primer lugar, que cinco valores son estadísticamente significativos al 5%. Únicamente la elasticidad de Suecia presenta un estadístico t por debajo del correspondiente valor crítico de tablas. En segundo lugar, constatamos que todas las estimaciones exhiben signo negativo, lo cual es perfectamente consistente con el hecho de que la función de utilidad y la función indirecta de utilidad de todos los países son estrictamente concavas. En particular, observamos que los valores significativos aparecen en Canadá, -0.42, por un lado, y Gran Bretaña, -0.25, por el otro, mientras que España muestra un valor intermedio, -0.31.

Tabla 3. Elasticidad de sustitución intertemporal del consumo

	ϕ
Gran Bretaña	-0.2508 (-2.71)*
España	-0.3136 (-4.66)*
Suecia	-0.0860 (-0.87)
Canadá	-0.4255 (-2.54)*

Los estadísticos t aparecen entre paréntesis. * indica significativo al 5%

4. Discusión de los resultados

De acuerdo con el significado económico de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo y las estimaciones calculadas en la sección anterior, podemos derivar interesantes conclusiones respecto a la conducta intertemporal de los consumidores de los países muestrales.

El valor más alto obtenido para Canadá significa que sus consumidores desean trasladar el gasto de un período a otro, dado que esta variación les ocasiona importantes beneficios en términos de bienestar. Por el contrario, los individuos de Gran Bretaña desearán menos trasladar gasto de un período a otro dado que sus ganancias en bienestar serán menores. En particular, los valores estimados indican que una reducción en el precio descontado del consumo correspondiente al período t , es decir, en

todos los precios descontados, conduce a un incremento del 0.25%, 0.31% y 0.42% en el gasto descontado del mismo período t para Gran Bretaña, España y Canadá, respectivamente.

Sabiendo que, como ya hemos mencionado anteriormente, la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo es igual a la flexibilidad renta de Theil (1980), podemos comparar nuestros resultados con otros obtenidos en la literatura económica. Así, Clements y Theil (1979), Suhm (1979), Finke, Rosalsky y Theil (1983) y Finke, Flood y Theil (1984) estimaron el modelo de Working (1943), mientras que Theil y Laitinen (1979) estimaron el modelo de Rotterdam, calculando todos ellos la flexibilidad renta con los siguientes resultados. Clements y Theil (1979) obtuvieron un valor medio de -0.7 [posteriormente utilizado por Clements, Suhm y Theil (1979) y Evans (1979)] con datos para 15 países; la estimación de Suhm (1979) fue de -0.7; con datos de 30 países, Finke, Rosalsky y Theil (1983) obtuvieron un valor de -0.52 [después considerado en Theil, Finke y Rosalsky (1983) y en Finke, Lu y Theil (1984)]; Finke, Flood y Theil (1984) proporcionaron un valor de -0.64 para Japón y de -0.62 para Suecia [posteriormente utilizado en Flood, Finke y Theil (1984), Theil y Finke (1984) y Theil, Lopez y Chung (1988)]; y, finalmente, el valor estimado por Theil y Laitinen (1979) fue -0.56.

Nuestros resultados, en línea con los obtenidos en los anteriores trabajos, exhiben algunas diferencias debido a varias razones, siendo dos las más relevantes. En primer lugar, nuestros valores son individuales, uno por país, mientras que las cifras del resto de trabajos son valores medios calculados para varios países. Y, en segundo lugar, nuestros datos son series temporales de gastos, mientras que la mayoría del resto de artículos utilizaron cortes transversales.

5. Resumen y conclusiones

En este trabajo hemos estimado una función de consumo Frisch para cuatro países representativos de la OCDE, Gran Bretaña, España, Suecia y Canadá, obteniendo a partir de dichas estimaciones un valor de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo para cada uno de ellos.

Tras especificar y estimar la función de consumo en su versión libre, hemos contrastado la hipótesis teórica $\sum_k \beta_k + \gamma = 1$, la cual supone que cambios anticipados en los precios futuros descontados tienen el mismo efecto cuando son debidos a cambios en los precios futuros absolutos no descontados o cuando son debidos a cambios en la tasa nominal de interés. El resultado de este test nos ha permitido aceptar dicha condición para todos los países y, consiguientemente, hemos impuesto esta restricción en la función inicial de consumo Frisch obteniendo así la versión restringida.

Las estimaciones de la función de consumo Frisch restringida nos han permitido calcular los valores de la elasticidad de sustitución intertemporal comprobando, en

primer lugar, que todos los signos son negativos y, por tanto, consistentes con las exigencias de la teoría de la demanda. En segundo lugar, los valores significativos del parámetro indican que Canadá exhibe el mayor valor en términos absolutos, sobre -0.42, mientras que Gran Bretaña exhibe el más bajo, -0.25. España muestra un valor intermedio, -0.31. Así pues, los consumidores canadienses han mostrado una mayor preferencia para trasladar gasto de un período a otro dado que este cambio les proporcionará mayores beneficios en términos de bienestar que los correspondientes a los consumidores españoles e ingleses.

Nota

1. Ambas expresiones de la elasticidad de sustitución intertemporal

$$(\phi = V_x / x V_{xx} = - C_u^2) / C C_{uu})$$

son equivalentes. Para demostrarlo, definimos la función indirecta de utilidad como:

$$V(\mathbf{p}, x) = \underset{r}{\text{Min}} \{ [\pi(\mathbf{p}, r) + x] / r \}$$

y sabiendo que:

$$\frac{\partial V(\mathbf{p}, x)}{\partial x} = V_x = \frac{1}{r}, \quad \frac{\partial C(\mathbf{p}, u)}{\partial u} = C_u = r, \quad \frac{\partial r}{\partial x} = r_x = \frac{1}{r \pi_{rr}}, \quad \pi_{rr} = \frac{1}{C_{uu}},$$

$$x = r u - \pi(\mathbf{p}, r) = C(\mathbf{p}, u)$$

tenemos finalmente:

$$\phi = \frac{V_x}{x V_{xx}} = - \frac{r}{x r_x} = - \frac{C_u^2 \pi_{rr}}{x} = - \frac{C_u^2}{C C_{uu}}$$

Bibliografía

- BROWNING, M. (1985): «Which Demand Elasticities do we Know and which do we Need to Know for Policy Analysis?». Working Paper. McMaster University.
- BROWNING, M. (1986): «The Cost of Using Frisch Demand Functions that Additive in the Marginal Utility of Expenditure». *Economics Letters*, 21, 205-207.
- BROWNING, M. (1989): «The Intertemporal Allocation of Expenditure on Non-Durables, Services and Durables». *Canadian Journal of Economics*, 23, 22-36.
- BROWNING, M. (1991): «A Simple Nonadditive Preference Structure for Models of Household Behavior over Time». *Journal of Political Economy*, 99, 607-637.
- CLEMENTS, K.W., SUHM, F. Y THEIL, H. (1979): «A Cross-Country Tabulation of Income Elasticities of Demand». *Economics Letters*, 3, 199-202.
- CLEMENTS, K.W. Y THEIL, H. (1979): «A Cross-Country Analysis of Consumption Patterns». Report nº 7924 of the Centre for Mathematical Studies in Business and Economics. University of Chicago.
- EVANS, D. (1979): «Cross-Country Prediction of Changes in Consumption Patterns». *Economics Letters*, 3, 85-88.
- FINKE, R., FLOOD, L. Y THEIL, H. (1984): «Maximun Likelihood and Instrumental Variable Estimation of a Consumer Demand System for Japan and Sweden». *Economics Letters*, 15, 13-19.
- FINKE, R., LU, L. W. H. Y THEIL, H. (1984): «A Cross-Country Tabulation of Own-Price Elasticities of Demand». *Economics Letters*, 14, 137-142.
- FINKE, R., ROSALSKY, M. Y THEIL, H. (1983): «A New Cross-Country Tabulation of Income Elasticities of Demand». *Economics Letters*, 12, 391-396.
- FLOOD, L., FINKE, R. Y THEIL, H. (1984): «An Evaluation of Alternative Demand Systems by Means of Implied Income Elasticities». *Economics Letters*, 15, 21-27.
- FRISCH, R. (1959): «A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors». *Econometrica*, 27, 177-196.
- HOUTHAKKER, H.S. (1960): «Additive Preferences». *Econometrica*, 28, 244-257.
- MCCURDY, T.E. (1981): «An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting». *Journal of Political Economy*, 89, 1059-1085.
- MUELLBAUER, J. (1976): «Community Preferences and the Representative Consumer». *Econometrica*, 44, 979-999.
- SUHM, F. (1979): «A Cross-Country Analysis of Divisia Covariances of Prices and Quantities Consumed». *Economics Letters*, 3, 287-291.
- THEIL, H. (1980): *The System-Wide Approach to Microeconomics*. University Chicago Press.

- THEIL, H. Y FINKE, R. (1984): «A Time Series Analysis of a Demand System Based on Cross-Country Coefficient Estimates». *Economics Letters*, 15, 245-250.
- THEIL, H., FINKE, R. Y ROSALSKY, M. (1983): «Verifying a Demand System by Simulation». *Economics Letters*, 13, 15-18.
- THEIL, H. Y LAITINEN, K. (1979): «Maximun Likelihood Estimation of the Rotterdam Model under Two Different Conditions». *Economics Letters*, 2, 239-244.
- THEIL, H., LÓPEZ, E. Y CHUNG, C. F. (1988): «Tracing the Composition Changes of Japan's Consumer Budget, 1920-1980". *Empirical Economics*, 13, 59-64.
- WORKING, H. (1943): «Statistical Laws of Family Expenditure». *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43-56.