

## Separabilidad intertemporal de las preferencias de los consumidores en España

**Carlos Martínez**

*Comisión de las Comunidades Europeas y Universidad de Zaragoza*

**José Alberto Molina**

*Universidad de Zaragoza*

Deseamos agradecer los comentarios y sugerencias que un evaluador anónimo ha realizado sobre una versión inicial del trabajo. Las opiniones expresadas en este artículo no son atribuibles a las instituciones a las que pertenecen los autores. Finalmente, el trabajo constituye uno más de los resultados del proyecto PB88-0387 de la DGICYT.

**Dirección:** J. Alberto Molina. Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Gran Vía, 2. 50005 Zaragoza. Tf. 976 761818. Fax. 976 761996.

### RESUMEN

En este trabajo caracterizamos una estructura de preferencias individuales intertemporalmente no aditivas (SNAP) a partir de la cual derivamos un sistema de demanda que mantiene las dependencias temporales y que incluye la aditividad como un caso especial. Dicho modelo no separable en el tiempo se estima para España con series temporales de gastos de consumo privado desagregados en cinco categorías cubriendo el período muestral 1964-1991. El resultado fundamental es que los consumidores españoles rechazan la separabilidad intertemporal de las preferencias, lo cual revela la superioridad del modelo no aditivo sobre su contrapartida estática, el AIDS.

## ABSTRACT

In this paper we characterize an intertemporal nonadditive preferences structure (SNAP) from which we derive a demand system that maintains intertemporal dependences and which includes additivity as a special case. This nonseparable model over time is estimated on Spain aggregate annual time-series data for five goods and from 1964 to 1991. The main result is that Spanish consumers reject time separability of preferences, which shows the superiority of the nonadditive model over its time-separable counterpart, AIDS.

## 1. INTRODUCCION

Desde que en 1954 R. Stone especificó el Sistema Lineal de Gasto (LES) ha aparecido una extensa literatura que se ha ocupado de estimar distintos sistemas completos de ecuaciones de demanda. Actualmente, los economistas siguen interesados en obtener estimaciones de las ecuaciones de demanda. El interés de estos cálculos reside en que pueden ofrecer mediciones numéricas precisas sobre determinadas características de los mercados de bienes y servicios que resultan de gran utilidad social. Así pues, si somos capaces a partir de las funciones estimadas, de predecir la evolución que seguirán las cantidades demandadas, estaremos ofreciendo una información de gran interés. Junto con el LES, los modelos de demanda más ampliamente utilizados en los análisis de la conducta de los consumidores han sido el Modelo de Rotterdam propuesto inicialmente por Theil (1965) y Barten (1966 y 1967), la translog introducida por Christensen, Jorgenson y Lau (1975) y el Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS) de Deaton y Muellbauer (1980).

En España, como en la mayor parte de los países occidentales, desde comienzos de los años setenta han ido apareciendo una serie de trabajos empíricos que han estimado sistemas de ecuaciones de demanda con el objetivo de caracterizar el comportamiento respecto al gasto en bienes de consumo de las familias españolas. Así, Lluch (1971a), Sanz (1974), Abadía (1984), López (1986) y Lorenzo (1988) han estimado el LES; Lluch (1971b) y Lorenzo (1988) el Modelo de Rotterdam; Contreras, Miravete y Sancho (1981) la translog y, finalmente, Marín (1987), Lorenzo (1988), Ramajo (1991) y Contreras y Sancho (1992) han utilizado el AIDS. Un rápido análisis de estos trabajos pone de manifiesto que todos los modelos estimados se han especificado bajo la hipó-

tesis de separabilidad intertemporal de las preferencias, es decir, en todos los sistemas considerados las cantidades demandadas de los bienes dependían sólo de variables exógenas contemporáneas.

Ahora bien, el que las preferencias puedan no ser intertemporalmente separables ya fue reconocido, quizás por primera vez, en Marshall (1890) y, posteriormente, en Haavelmo (1944). El hecho de que las elecciones de cantidades de bienes por parte de los individuos dependen, entre otras cosas, de sus gustos o preferencias, y que dichos gustos se forman a partir de elecciones pasadas, ha conducido a un número de trabajos empíricos que han intentado incorporar, de una forma u otra, las elecciones pasadas en las decisiones de consumo presente<sup>1</sup>.

Sobre la base de este planteamiento, en este artículo vamos a describir una estructura para las preferencias intertemporales, *simple nonadditive preferences* (SNAP) de Browning (1991), que incluye la aditividad como un caso especial y que nos permitirá deducir un nuevo sistema de demanda que mantiene las dependencias en el tiempo. Posteriormente, estimaremos dicho modelo SNAP intertemporalmente no aditivo con series temporales de gastos de consumo privado en España desde 1964 a 1991, lo cual nos permitirá contrastar la hipótesis de separabilidad intertemporal de las preferencias individuales en nuestro país, cuyo resultado constituye el objetivo fundamental del trabajo.

Este artículo se estructura en cuatro secciones, además de la introducción. En la sección 2 explicamos las preferencias SNAP y obtenemos el sistema de demanda no aditivo en el tiempo que se deriva directamente de dicha estructura de gustos. En la sección 3 describimos brevemente la base de datos que utilizamos y llevamos a cabo un breve análisis descriptivo de los gastos de consumo españoles. En la sección 4 exponemos el proceso seguido en la estimación del modelo SNAP y mostramos los resultados alcanzados, haciendo especial hincapié en el contraste de las hipótesis teóricas, así como en el cálculo de las elasticidades renta y precio. Finalmente, en la última sección, resumimos las conclusiones más relevantes a las que hemos llegado en el presente trabajo.

<sup>1</sup> Ver, entre otros, Duesenberry (1949), Modigliani (1949), Farrel (1952), Philips (1983), Hayashi (1985), Novales (1985), Dunn & Singleton (1986) y Pashardes (1986).

## 2. PREFERENCIAS TEMPORALMENTE NO ADITIVAS (SNAP)

Consideremos un horizonte temporal de T períodos y supongamos que las funciones de utilidad intratemporales, crecientes, estrictamente cóncavas y doblemente diferenciables, son idénticas excepto por un factor de proporcionalidad  $\beta_t$ , es decir, una tasa de preferencia temporal. En tal caso, bajo preferencias intertemporalmente aditivas la función de utilidad de un consumidor racional viene dada por<sup>2</sup> :

$$u(\mathbf{q}^1, \dots, \mathbf{q}^T) = \sum_{t=1}^T \beta_t u^t(\mathbf{q}^t) \quad [1]$$

donde  $u^t(\mathbf{q}^t)$  es la subfunción de utilidad correspondiente al período t.

Si suponemos la existencia de un mercado perfecto de capitales y A es el valor de la riqueza a precios  $t=1$ , entonces la restricción presupuestaria del consumidor a lo largo de su horizonte es:

$$\sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{p}}^t \mathbf{q}^t = A \quad [2]$$

donde  $\hat{\mathbf{p}}^t = \delta(t,0) \mathbf{p}^t$ , siendo  $\mathbf{p}^t$  el vector de precios corrientes,  $\delta(t,0)$  la tasa de descuento y  $\hat{\mathbf{p}}^t$  el vector de precios descontados.

Ahora bien, en un contexto intertemporal en el que suponemos separabilidad aditiva, la función de beneficio en el consumo como representación dual de las preferencias resulta especialmente conveniente dado que presenta la ventaja, a diferencia de otras formulaciones duales, de que mantiene perfectamente la estructura aditiva de la función directa de utilidad. La función de beneficio en el consumo se define como el máximo beneficio que el agente alcanza al venderse su utilidad al precio hipotético r (inverso de la utilidad marginal de la renta), dada la función de utilidad y los precios de los bienes, es decir<sup>3</sup> :

<sup>2</sup> Ver, por ejemplo, Heckman & MaCurdy (1980); MaCurdy (1981 y 1983); Browning (1982,1986,1987,1989 y 1991); Anderson & Browning (1985); Attfield & Browning (1985); Browning, Deaton & Irish (1985); Blundell, Browning & Meghir (1989) y Laisney & Wahenhs (1990).

<sup>3</sup> Una exposición más detallada de la función de beneficio en el consumo puede verse en Molina (1992).

$$\pi(\hat{p}^1, \dots, \hat{p}^T, r) = \text{Max}_{\mathbf{q}} \left[ r \sum_{t=1}^T \beta_t u^t(\mathbf{p}^t) - \sum_{t=1}^T \hat{p}^t \mathbf{q}^t \right] \quad [3]$$

Dado que la aditividad de la función de utilidad se traslada a la función de beneficio, como [1] es intertemporalmente aditiva, entonces también lo será la función de beneficio [3]. En tal caso, tenemos:

$$\pi(\hat{p}^1, \dots, \hat{p}^T, r) = \sum_{t=1}^T \pi^t(\hat{p}^t, r \beta_t) \quad [4]$$

y los opuestos de sus derivadas respecto a los precios descontados configuran el sistema de demanda Frisch<sup>4</sup>:

$$\mathbf{q}^t = - \nabla \pi^t(\hat{p}^t, r \beta_t) = \mathbf{q}^t(\hat{p}^t, r \beta_t) \quad [5]$$

La idea conceptual subyacente en las demandas Frisch es que el consumidor se ve compensado ante variaciones en los precios con una cantidad de dinero suficiente para mantener constante la utilidad marginal de la renta (o, lo que es lo mismo, el coste marginal de la utilidad  $r$ ) en su nivel inicial. Adoptando, por consiguiente, el supuesto de preferencias aditivamente separables en el tiempo, la principal ventaja que supone utilizar las demandas Frisch en un contexto intertemporal es que podemos caracterizar la conducta de los agentes consumidores en un determinado período en función, única y exclusivamente, de variables correspondientes al período considerado y de un sólo parámetro resumen, el coste marginal de la utilidad, que incorpora toda la información extraperiódica relevante para la toma de decisiones por parte del agente consumidor.

Ahora bien, a pesar de que la separabilidad aditiva en el tiempo se trata de un supuesto de general aceptación, ¿está realmente justificado en los modelos de comportamiento del consumidor?. Para responder a esta pregunta, a continuación vamos a caracterizar un tipo de preferencias no separables en el tiempo que nos permitirán contrastar posteriormente dicha hipótesis de aditividad.

<sup>4</sup>Frisch (1932) utilizó una versión de estas funciones en el contexto de las preferencias aditivas para medir la utilidad marginal del dinero y, por ello, Browning (1982) denominó a tales funciones demandas Frisch.

Browning (1991) define las preferencias SNAP como aquél tipo de estructura en la cual la función de beneficio intertemporal adopta la siguiente forma:

$$\pi(\hat{\mathbf{p}}^1, \dots, \hat{\mathbf{p}}^T, r) = - \sum_{t=1}^{T-1} \Phi^t(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1}, r) \quad [6]$$

donde cada  $\Phi^t(\cdot)$  es una función de pérdidas cóncava y homogénea lineal en  $(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1}, r)$  y creciente en  $(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1})$ .

Aplicando el Teorema de Hotelling en [6] derivamos directamente las demandas Frisch relativas a las preferencias SNAP:

$$\mathbf{q}^t = \nabla_{\mathbf{p}} \Phi^{t-1}(\hat{\mathbf{p}}^{t-1}, \hat{\mathbf{p}}^t, r) + \nabla_{\mathbf{p}} \Phi^t(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1}, r) \quad [7]$$

siendo  $\nabla_{\mathbf{p}}$  el gradiente de la función de beneficio con respecto a los precios del período  $t$ .

En un modelo de preferencias intertemporales como es el que estamos desarrollando, debemos prestar atención al tratamiento de la incertidumbre y las consecuencias que se derivan al introducirla en el modelo. La inclusión de la incertidumbre provoca una serie de diferencias en las funciones de demanda Frisch respecto a las obtenidas en un entorno con información completa. Estas diferencias se derivan de que en el primero de los casos el agente va a disponer, conforme transcurre el tiempo, de nueva información que incorporará en el parámetro  $r$  y que lo irá modificando sucesivamente. Así pues, bajo incertidumbre las cantidades demandadas dependen, a diferencia de lo que sucedía con información completa, de los precios corrientes de los bienes y del precio de la utilidad que varía con el tiempo,  $r_t$ . Ahora bien, bajo preferencias SNAP hemos visto que las demandas Frisch vienen dadas por la expresión [7]. Por tanto, si bajo incertidumbre el precio de la utilidad varía con el tiempo, entonces [7] se convierte en:

$$\mathbf{q}^t = \nabla_{\mathbf{p}} \Phi^{t-1}(\mathbf{p}^{t-1}, \mathbf{p}^t, r_t) + \nabla_{\mathbf{p}} \Phi^t(\mathbf{p}^t, \mathbf{p}^{t+1}, r_t) \quad [8]$$

De acuerdo con estas preferencias no aditivas, las funciones de demanda del consumidor dependen de los precios contemporáneos, así como de los correspondientes a un período anterior y a un período posterior. En este sentido, la estructura SNAP permite que un bien pueda ser complementario o sustitutivo de sí mismo en los períodos inmediatamente anterior e inmediatamente posterior al corriente. Para facilitar el tratamiento, introducimos los denominados efectos auto, acuñando el

término autocomplementario para un bien que es complementario de sí mismo en el período anterior y de forma análoga para los bienes sustitutivos o independientes consigo mismos.

Sobre la base de lo establecido hasta ahora, a continuación vamos a desarrollar un sistema de demanda que mantiene las dependencias intertemporales bajo las cuales hemos caracterizado las preferencias SNAP. Para ello, hemos de tener en cuenta que a la hora de determinar la forma funcional más apropiada para las ecuaciones de demanda un criterio básico es el tipo de datos disponibles. En este sentido, sabiendo que el análisis que vamos a realizar se hará utilizando datos agregados, si deseamos que los modelos sigan siendo teóricamente consistentes, el empleo de tales datos exige introducir algunas restricciones en la estructura de las preferencias. Una forma de obtener ecuaciones de demanda agregadas consistentes con la teoría la establece Muellbauer (1975 y 1976) quien define las funciones de gasto PIGLOG. Nosotros, de acuerdo con Browning (1991), suponemos que las preferencias intertemporales vienen representadas por una subfamilia PIGLOG del tipo:

$$\log c(\mathbf{p}^t, u) = \log a(\mathbf{p}^t) + u b(\mathbf{p}^t) \quad [9]$$

siendo  $a(\mathbf{p}^t)$  y  $b(\mathbf{p}^t)$  funciones homogéneas de grado cero y cóncavas en precios. Aplicando directamente la definición, la función de beneficio asociada a [9] viene dada por:

$$\pi(\mathbf{p}^t, r_t) = \left[ \log \left( \frac{r_t}{b(\mathbf{p}^t)} \right) - \log a(\mathbf{p}^t) - 1 \right] \frac{r_t}{b(\mathbf{p}^t)} \quad [10]$$

a partir de la cual obtenemos una función de pérdidas introduciendo los precios del período anterior para eliminar la separabilidad intertemporal:

$$\Phi^{t-1}(\mathbf{p}^{t-1}, \mathbf{p}^t, r_t) = - \left[ \log \left( \frac{r_t}{b(\mathbf{p}^t)} \right) - \log a(\mathbf{p}^t) + \log d(\mathbf{p}^{t-1}) - 1 \right] \frac{r_t}{b(\mathbf{p}^t)} \quad [11]$$

siendo  $d(\cdot)$  una función homogénea de grado cero.

Para obtener las funciones de demanda marshallianas relativas a este tipo de preferencias SNAP partimos de [8], sustituyendo las funciones de pérdida [11]. Obsérvese que dichas demandas dependen de un parámetro no observable, el precio corriente de la utilidad,  $r_t$ . Consiguientemente, dichas funciones no pueden estimarse si no expresamos este parámetro en términos de variables observables. En este sentido, teniendo en cuenta el tipo de datos de que disponemos, el procedimiento que adoptamos consiste en

utilizar la identidad presupuestaria en  $t$ , de acuerdo a la cual la renta en dicho período debe igualarse al gasto corriente de equilibrio que maximiza el beneficio intratemporal, es decir:

$$y_t = \frac{r_t}{b(\mathbf{p}^t)} \quad [12]$$

Además, en el cálculo de las ecuaciones de demanda adoptamos las siguientes parametrizaciones:

$$\log a(\mathbf{p}^t) = \alpha_o + \sum_k \alpha_k \log p_{kt} + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_{kt} \log p_{jt} \quad [13]$$

$$\log b(\mathbf{p}^t) = \sum_k \beta_k \log p_{kt} \quad [14]$$

$$\log d(\mathbf{p}^t) = \sum_k \theta_k \log p_{kt} \quad [15]$$

Operando y reordenando términos obtenemos las ecuaciones de demanda del SNAP en términos de participaciones sobre el gasto:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left[ \frac{y_t}{a(\mathbf{p}^t)} \right] + \beta_i \sum_k \theta_k \log p_{kt-1} + \delta_i \left[ \frac{b(\mathbf{p}^t)}{b(\mathbf{p}^{t+1})} \right] \quad [16]$$

$$(i = 1, \dots, n; t = 2, \dots, T+1)$$

Claramente vemos que esta ecuación constituye un AIDS excepto por los dos últimos términos que son los que, en definitiva, caracterizan la no separabilidad intertemporal. Consiguientemente, podemos decir que el SNAP puede considerarse como una extensión del modelo casi ideal en el que hemos relajado la hipótesis de aditividad intertemporal de las preferencias. Por tanto, dicho modelo presenta ventajas análogas a las que exhibe el AIDS, básicamente, consistencia bajo agregación, sencillez, relativa, en la estimación e interpretación y posibilidad de utilizar datos microeconómicos y paneles de consumo; además de la característica fundamental de que amplía el conjunto de variables exógenas para incluir otras referidas a períodos distintos del corriente incorporando así información adicional relevante para la toma

de decisiones por parte de los agentes consumidores, lo cual nos garantiza, evidentemente si se rechaza la propiedad de aditividad, una mayor representatividad de los resultados que ofrece la modelización de las pautas de consumo a través de este sistema intertemporalmente no aditivo frente al clásico Sistema Casi Ideal separable en el tiempo.

Como vemos en el sistema SNAP las participaciones vienen dadas en términos de precios pasados y futuros, además de contemporáneos. Por consiguiente, debemos tener en cuenta esta característica a la hora de abordar las implicaciones que las propiedades teóricas tienen sobre los parámetros del sistema y que pueden resumirse en las siguientes restricciones:

$$\cdot \text{Agregación: } \sum_i \alpha_i = 1; \sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \beta_i = \sum_k \theta_k = 0 \quad \forall j \quad [17]$$

$$\cdot \text{Homogeneidad contemporánea: } \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \forall i \quad [18]$$

$$\cdot \text{Homogeneidad retardada: } \sum_k \theta_k = 0 \quad [19]$$

$$\cdot \text{Simetría intratemporal: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i \mid j \quad [20]$$

$$\cdot \text{Simetría intertemporal: } \theta_i = -\delta_i \quad \forall i \quad [21]$$

Ahora bien, la restricción en la cual nosotros estamos realmente interesados es la que nos permite contrastar la hipótesis de aditividad intertemporal, es decir:

$$\cdot \text{Aditividad intertemporal: } \theta_i = -\delta_i = 0 \quad \forall i \quad [22]$$

Por último, el modelo SNAP también permite contrastar la significatividad de las variables referidas al futuro mediante un sencillo test:

$$\cdot \text{Miopía futura: } \delta_i = 0 \quad i \quad [23]$$

A la hora de interpretar los resultados que ofrece la estimación del sistema SNAP, unos parámetros fundamentales ampliamente utilizados en la literatura empírica son las elasticidades precio, así como las elasticidades renta. Tras establecer dos supuestos simplificadores, esto es,  $w_{it-1} = w_{it} = w_{it+1}$  y  $b(\mathbf{p}^{t-1}) = b(\mathbf{p}^t) = b(\mathbf{p}^{t+1})$ , los cuales implican diferencias insignificantes en los valores finales de las elasticidades obtenemos las siguientes expresiones:

· Precio Marshallianas:

$$e_{ijt}^y = -\delta_{ij} + [\gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_{kt}) - \theta_i \beta_j] w_{it}^{-1} \quad \forall i,j,t \quad [24]$$

· Precio Frischianas:

$$e_{ijt}^\lambda = -\delta_{ij} - \beta_j + [\gamma_{ij} - \beta_i \beta_j - \beta_i (\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_{kt}) - \theta_i \beta_j] w_{it}^{-1} \quad \forall i,j,t \quad [25]$$

· Precio Hicksianas:

$$e_{ijt}^u = e_{ijt}^y + e_{it} w_{jt} = e_{ijt}^\lambda + e_{it} e_{jt} w_{jt} \quad \forall i,j,t \quad [26]$$

· Precio Marshallianas no contemporáneas:

$$e_{iit-1}^y = e_{iit+1}^y = e_{iit+1}^y = \frac{\beta_i \theta_i}{w_{it}} \quad \forall i,t \quad [27]$$

· Precio Frischianas totales:

$$E_{iit}^\lambda = e_{iit}^\lambda + 2 e_{iit+1}^y \quad \forall i,t \quad [28]$$

· Renta:

$$e_{it} = 1 + \frac{\beta_i}{w_{it}} \quad \forall i,t \quad [29]$$

### 3. DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

El análisis empírico de este trabajo se va a llevar a cabo con series anuales españolas de gastos corrientes y constantes (base 1986) que cubren el período muestral que va desde 1964 a 1991. Los datos, tomados en miles de millones, han sido obtenidos de varios ejemplares de *National Accounts, Vol. II, Detailed Tables* editadas por la OCDE. Los cinco grupos de bienes que consideramos son:

Grupo 1: *Alimentos, bebidas y tabaco.*

Grupo 2: *Vestido y calzado.*

Grupo 3: *Alquileres y energía.*

Grupo 4: *Bienes duraderos* (muebles accesorios y enseres domésticos, bienes de transporte personal).

Grupo 5: *Otros bienes y servicios* (bienes y servicios médicos, transporte público y comunicaciones, bienes de esparcimiento, educación y cultura, cuidado personal, gastos en hostelería).

Antes de llevar a cabo la estimación del modelo SNAP, a continuación vamos a realizar un breve análisis descriptivo de las participaciones nominales sobre el gasto total. En el cuadro 1 observamos que *Otros bienes y servicios* y *Alimentos, bebidas y tabaco* son los grupos de bienes que exhiben las participaciones medias más altas a lo largo de todo el período muestral, 33% y 31.7%, respectivamente, observándose que sus tendencias temporales son inversas de tal forma que el incremento en los valores del primero se compensan casi exactamente con la disminución en las cifras del segundo. Así, mientras que los valores de *Otros bienes y servicios* han aumentado progresivamente desde comienzos de los años sesenta pasando del 20.3% en 1964 al 45.7% en 1991, las cifras relativas a *Alimentación* han decrecido sistemáticamente desde el 42.2% al 21%. Respecto al resto de categorías de gasto, *Alquileres y energía*, *Bienes duraderos* y *Vestido y calzado* son, por este orden, los grupos que exhiben las siguientes participaciones medias más altas concretándose en 14.1%, 11.4% y 9.5%, respectivamente. En cuanto a la evolución temporal de estos grupos observamos que *Vestido y calzado* mues-

**Cuadro 1**  
**Participaciones**

	1964	1970	1975	1980	1985	1991	Media
Alimentos, bebidas y tabaco	42.26	36.96	35.17	28.34	24.91	20.93	<b>31.79</b>
Vestido y calzado	10.9	10.45	10.22	8.15	8.64	8.77	<b>9.57</b>
Alquileres y energía	15.57	14.39	13.32	16.66	14.49	12.55	<b>14.11</b>
Bienes duraderos	10.88	12.07	11.71	11.04	9.8	11.99	<b>11.44</b>
Otros bienes y servicios	20.37	26.11	29.56	35.78	42.13	45.74	<b>33.06</b>

tra una cierta evolución decreciente que también se compensa con una tendencia de magnitud similar pero en sentido contrario de *Alquileres y energía*, mientras que, por último, *Bienes duraderos* exhibe cifras muy próximas al valor promedio a lo largo de todo el período muestral.

## 4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

### 4.1. Estimación

Al abordar la estimación del sistema SNAP comenzamos recordando la especificación [16] en su versión estocástica:

$$\begin{aligned}
 w_{it} = & \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left[ \frac{y_t}{a(\mathbf{p}^t)} \right] + \\
 & + \beta_i \sum_k \theta_k \log p_{kt-1} + \delta_i \left[ \frac{b(\mathbf{p}^t)}{b(\mathbf{p}^{t+1})} \right] + u_{it} \\
 & (i = 1 \dots n, t = 2 \dots T+1)
 \end{aligned} \tag{30}$$

donde adoptamos en la estimación el índice de precios de Stone (1954) para  $a(\mathbf{p}^t)$ :

$$\log a(\mathbf{p}^t) = \sum_j w_{ij} \log p_{jt} \tag{31}$$

y, por otro lado:

$$\log b(\mathbf{p}^t) = \sum_k w_{kj} \log p_{jt} \tag{32}$$

Respecto a las propiedades estocásticas del término de error consideramos que las perturbaciones aleatorias se distribuyen normalmente con media cero y matriz de varianzas  $\Omega = V = \Sigma \otimes I$  cuyos elementos vienen dados por:

$$E(u_{it}, u_{js}) = \begin{cases} \delta_{ts} \sigma_{ij} & t = s ; i, j = 1 \dots n \\ 0 & t \neq s ; t, s = 1 \dots T \end{cases} \tag{33}$$

siendo  $\delta_{ts}$  y  $\otimes$  el Delta y producto de Kronecker, respectivamente.

Ahora bien, algunas propiedades teóricas que debe cumplir un sistema completo de ecuaciones de demanda implican restricciones sobre el modelo tomado en su conjunto. Recordemos que la condición de agregación ( $\sum_i w_{it} = 1, t=1, \dots, T$ ) implica directamente que  $\sum_i u_{it} = 0, t=1, \dots, T$ . Así pues, de las  $n$  ecuaciones del sistema, sólo  $n-1$  son independientes de tal forma que para evitar la singularidad de la matriz  $\Omega$ , debemos eliminar una ecuación cualquiera del sistema inicial y estimar el subsistema de las  $n-1$  ecuaciones restantes.

Al abordar la estimación del SNAP debemos resolver la cuestión inicial de que el índice de precios  $b(\mathbf{p}^t)/b(\mathbf{p}^{t+1})$  no es observable en el futuro y, por tanto, debemos obtener una predicción de todos los precios de los bienes. Dichos valores se calculan a partir de la estructura obtenida al realizar la regresión de los precios con sus valores retardados y una variable ficticia que debe recoger fielmente la trayectoria temporal del precio. La especificación genérica de tales estructuras viene dada por:

$$p_{it} = \beta_1 p_{it-1} + \beta_2 p_{it-2} + \dots + \gamma t_{1\tau} + u_{it} \quad [34]$$

siendo  $t_{1\tau}$  una variable ficticia que representa la senda temporal de la dependiente y que concretaremos para cada uno de los precios. Dicha variable toma el valor uno desde  $\tau$  hasta el final de la muestra y cero en otro caso.

Así pues, para determinar los precios futuros hemos seguido un proceso secuencial probando inicialmente con cinco retardos del precio y una ficticia, eliminando el último de los retardos sucesivamente hasta que hemos obtenido un modelo para cada precio cuyos errores presentan estructuras de ruido blanco y cuyos coeficientes son todos ellos significativos estadísticamente al 5%.

En el cuadro 2 aparecen los resultados de este análisis. En primer lugar, constatamos la clara significatividad individual de las cinco ficticias que hemos incorporado y que corresponden a los años inmediatamente anteriores de la primera crisis del petróleo. Por

**Cuadro 2**

**Predicción de precios**

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\gamma$
P1	0.9516 (23.9)*	-	0.005[t <sub>70</sub> ] (3.07)*
P2	1.382 (7.18)*	-0.4039 (-2.04)*	0.0031[t <sub>70</sub> ] (2.31)*
P3	1.4457 (8.27)*	-0.5047 (-2.97)*	0.0040[t <sub>72</sub> ] (2.47)*
P4	0.9645 (35.6)*	-	0.0047[t <sub>71</sub> ] (4.25)*
P5	1.4680 (8.26)*	-0.4816 (-2.72)*	0.0026[t <sub>73</sub> ] (2.82)*

\*: Rechazo  $H_0$  al 5%

Valor absoluto asintótico de los t-ratios al 5%: 1.96

otro lado, también vemos que no aparece como exógena ningún precio retardado tres o más períodos dado que ninguno de sus coeficientes es individualmente significativo.

Una vez obtenida la predicción para todos los precios pasamos a la fase de estimación del SNAP. El modelo [30] se estima por el método de estimación simultánea de mínimos cuadrados en tres etapas debido inicialmente a Zellner & Theil (1962), que hace uso de variables instrumentales. Adoptamos los siguientes instrumentos: los precios (en valores absolutos y en logaritmos) presentes y pasados; el gasto total y el PIB reales (en logaritmos), también en valores presentes y pasados y, por último, una tendencia temporal. Ahora bien, dado el número de grupos de bienes y el tamaño muestral, a partir del conjunto inicial de variables instrumentales, trabajamos con dos subgrupos. En el primero incluimos los precios en logaritmos, presentes y retardados un período, así como los precios presentes en valores absolutos y el resto de instrumentos; mientras que en el segundo utilizamos únicamente precios en logaritmos, presentes y, en esta ocasión, retardados dos períodos, junto con el resto de variables instrumentales.

Sobre la base de estos dos conjuntos de instrumentos se han estimado cinco versiones del SNAP, esto es, el modelo libre y las que resultan al imponer las hipótesis teóricas, en concreto, las versiones homogénea (incorpora las dos restricciones de homogeneidad), simétrica (impone las dos condiciones de simetría), homogénea y simétrica intra (incorpora las dos hipótesis de homogeneidad junto con la restricción de simetría intratemporal) y, finalmente, la versión homogénea y simétrica (impone simultáneamente las dos condiciones de homogeneidad y las dos de simetría).

Así pues, estimamos cinco versiones, cada una de ellas por medio de dos conjuntos diferentes de instrumentos, en suma, diez modelos. A los residuos de las ecuaciones de cada uno de estos diez modelos les aplicamos el test de Breusch-Godfrey (1981) para el contraste de autocorrelación de orden uno en sistemas de ecuaciones simultáneas, así como el de Engle (1982), también de orden uno, para el contraste de perturbaciones ARCH. El primero se distribuye asintóticamente como una normal con media cero y varianza unitaria y el segundo lo hace según una  $\chi^2$  con tantos grados de libertad como retardos de los residuos se consideran. Los valores de dichos tests estadísticos junto con los contrastes de hipótesis teóricas nos permiten seleccionar el modelo correcto a partir del cual se calculan las elasticidades renta y precio.

## 4.2. Resultados

Una vez estimadas las diez versiones y calculados los test de especificación mencionados para cada una de ellas, observamos que la versión homogénea del SNAP estimada mediante el primer conjunto de instrumentos, cuyos valores apreciamos en el

cuadro 3, es la única en la que no aparece evidencia de autocorrelación de primer orden ni problemas ARCH en ninguna de las cinco ecuaciones del modelo. Por otro lado, el contraste de las hipótesis de simetría por medio del test de Wald cuyos resultados aparecen en el cuadro 4, pone de manifiesto el rechazo de tales hipótesis. Así pues, el modelo finalmente elegido como representación intertemporal de las preferencias de los consumidores españoles es dicha versión homogénea.

**Cuadro 3**  
**Test de especificación**

	Breusch-Godfrey	Engle
Alimentos, bebidas y tabaco	-1.83	0.71
Vestido y calzado	1.33	1.25
Alquileres y energía	1.89	0.16
Bienes duraderos	0.47	1.02
Otros bienes y servicios	0.15	0.34

\*: Rechazo  $H_0$  al 5%

Valor absoluto asintótico de la normal tipificada al 5%: 1.96

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

Sobre la versión elegida contrastamos la hipótesis de aditividad intertemporal que, como vemos en el mismo cuadro 4, resulta claramente rechazada al 5%, lo cual pone de manifiesto la decisiva influencia de los precios no contemporáneos en las decisiones de consumo corrientes de las unidades familiares españolas y muestra la superioridad del modelo intertemporalmente no aditivo sobre su contrapartida estática, el Sistema Casi Ideal separable en el tiempo. Por último, respecto a la hipótesis de miopía futura, el resultado del contraste está indicando específicamente la clara significatividad individual de las expectativas de precios futuros, lo cual resulta totalmente coherente con el rechazo anterior de la aditividad intertemporal.

La estimación de los parámetros de la versión seleccionada aparecen en el cuadro 5. Como puede apreciarse, más del 50% de los coeficientes estimados son individualmente significativos al 5%, observándose esta característica en el precio del grupo *Alimenta-*

ción de todas las ecuaciones del sistema, así como en el precio de *Vestido y calzado* y en el índice de gasto real de cuatro ecuaciones del modelo. También son estadísticamente significativos los parámetros que acompañan al precio retardado en las ecuaciones de *Alimentación* y *Alquileres y energía*, y los coeficientes del índice de precios de *Vestido y calzado* y *Otros bienes y servicios*.

**Cuadro 4**  
**Contrastes de hipótesis**

	Wald
Simetría intratemporal (6 g.l.)	27.04*
Simetría intertemporal (4 g.l.)	26.11*
Simetría (10 g.l.)	103.1*
<b>Aditividad intertemporal (4 g.l.)</b>	<b>14.89*</b>
Miopía (4 g.l.)	10.04*

\*: Rechazo  $H_0$  al 5%

Valores críticos  $\chi^2(4)_{0.05} = 9.49$ ;  $\chi^2(6)_{0.05} = 12.59$  y  $\chi^2(10)_{0.05} = 18.31$

Respecto a los productos  $\hat{\alpha}$  que reflejan el carácter autosustitutivo, autocomplementario o autoindependiente de los bienes, únicamente el correspondiente a *Alimentación* exhibe la propiedad de significatividad individual y su signo positivo refleja el carácter autosustituible del mismo. Por tanto, el resto de bienes son claramente autoindependientes.

A pesar de que el  $R^2$  constituye sólo un indicador aproximado del grado de ajuste en sistemas de demanda, por lo que su valor hay que tomarlo con cierta cautela, no es menos cierto que constituye un estadístico que normalmente aparece en las tablas de resultados de los trabajos empíricos que estiman este tipo de modelos. En nuestro estudio, destacamos una capacidad de ajuste muy aceptable cifrada en unos valores del  $R^2$  entre los cuales únicamente el relativo al grupo *Bienes duraderos* queda por debajo del 97%, en concreto 81%.

**Cuadro 5**  
**Parámetros estimados**

	$\alpha_i$	$\gamma_{i1}$	$\gamma_{i2}$	$\gamma_{i3}$	$\gamma_{i4}$	$\beta_i$	$\theta_i$	$\delta_i$	$\beta_i\theta_i$	$R^2$
Alimentos, bebidas y tabaco	1.0367 (1.67)	0.1502 (5.76)*	-0.0576 (-2.24)*	-0.0275 (-1.67)	0.0373 (1.08)	-0.0792 (-4.34)*	-0.912 (-4.17)*	-0.0151 (-0.02)	0.0723 (3.21)*	0.99
Vestido y calzado	-0.3599 (-2.07)*	0.0398 (7.7)*	0.0671 (13.1)*	-0.0246 (-7.03)*	-0.0267 (-3.7)*	-0.0058 (-2.07)*	0.5078 (1.67)	0.5025 (3.19)*	-0.0029 (-1.47)	0.99
Alquileres y energía	-0.2363 (-0.79)	-0.0412 (-4.13)*	-0.0574 (-5.45)*	0.1124 (14.9)*	0.0128 (0.83)	-0.0045 (-0.81)	0.3746 (2.03)*	0.4213 (1.58)	-0.0017 (-0.79)	0.97
Bienes duraderos	-0.2509 (-0.5)	0.0433 (2.24)*	0.0426 (2.21)*	-0.0254 (-1.88)	0.0309 (1.18)	0.0372 (3.26)*	0.4005 (1.08)	-0.0108 (-0.02)	0.0149 (0.94)	0.81
Otros bienes y servicios	0.8105 (1.76)	-0.1921 (-13)*	0.0052 (0.35)	-0.034 (-3.92)*	-0.054 (-2.88)*	0.0524 (4.9)*	-0.3709 (-1.15)	-0.8979 (-2.39)*	-0.0194 (-1.12)	—

\*: Rechazo  $H_0$  al 5%

Valor absoluto asintótico de los t-ratios al 5%: 1.96

En el cuadro 6 exponemos los valores de las elasticidades calculadas para los valores medios muestrales. En primer lugar, constatamos que todas las elasticidades renta así como la mayor parte de las elasticidades precio contemporáneas son

**Cuadro 6**  
**Elasticidades**

	$e_i$	$e_{ii}^y$	$e_{ii}^u$	$e_{ii}^\lambda$	$e_{ii\mp 1}^y$	$E_{ii}^\lambda$
Alimentos, bebidas y tabaco	0.75 (13)*	-0.25 (-1.4)	-0.01 (-0.09)	-0.17 (-0.9)	0.22 (3.1)*	0.28 (1.5)
Vestido y calzado	0.93 (31)*	-0.32 (-6)*	-0.23 (-4.3)*	-0.31 (-5.8)*	-0.03 (-1.4)	-0.37 (-7)*
Alquileres y energía	0.96 (24)*	-0.21 (-3.7)*	-0.07 (-1.2)	-0.2 (-3.7)*	-0.01 (-0.6)	-0.23 (-4.2)*
Bienes duraderos	1.32 (13)*	-0.65 (-2.1)*	-0.5 (-1.6)	-0.69 (-2.3)*	0.13 (0.9)	-0.43 (-1.4)
Otros bienes y servicios	1.15 (35)*	-0.28 (-16)*	0.1 (60)*	-0.33 (-20)*	-0.05 (0.9)	-0.45 (-27)*

\*: Rechazo  $H_0$  al 5%

Valor absoluto asintótico de los t-ratios al 5%: 1.96

individualmente significativas al 5%. Respecto a las elasticidades renta, el valor inferior a la unidad que exhiben *Alimentación*, *Vestido y calzado* y *Alquileres y energía*, está indicando que la participación relativa en el gasto total de estos bienes será menor a medida que dicho gasto aumente, es decir, estos grupos se comportan como bienes de primera necesidad. Por el contrario, valores superiores a uno en el resto de las categorías indican que *Bienes Duraderos* y *Otros bienes y servicios* se incluyen dentro de la categoría de bienes de lujo.

En cuanto a las elasticidades precio directas, todas, excepto la hicksiana del grupo *Otros bienes y servicios*, exhiben signos negativos de acuerdo a las exigencias teóricas. Las cinco demandas marshallianas son inelásticas dado que los valores de sus elasticidades precio directas quedan, en valor absoluto, por debajo de la unidad. Por otro lado, los signos negativos de las elasticidades hicksianas indican que se verifica la condición de negatividad en todos los grupos, salvo en *Otros bienes y servicios*. Asimismo, en todas las categorías de gasto se cumple perfectamente la Ley de Pigou en su versión aproximada que establece que las elasticidades precio directas marshallianas son aproximadamente iguales a las correspondientes frischianas.

Tal y como hemos establecido al comentar las estimaciones de los parámetros, la no significatividad individual de los productos  $\beta \theta$  relativos a todos los grupos salvo *Alimentación* que están reflejando la inexistencia de claros efectos de tipo auto en tales bienes, queda claramente confirmada por los valores próximos a cero que exhiben las elasticidades correspondientes a dichas cuatro categorías de gasto. Obsérvese que únicamente la correspondiente a *Alimentación* es individualmente significativa al 5% y su valor positivo refleja la ya mencionada autosustituibilidad.

La última columna del cuadro 6 muestra el efecto Frisch total que puede considerarse como un efecto precio a largo plazo. En España, todos los valores salvo el relativo a *Alimentación* exhiben signos negativos y dado que las elasticidades  $e_{ii}^y \pm 1$  presentan cifras próximas a cero, éstos efectos a largo plazo no difieren sustancialmente de los obtenidos a corto excepto en el caso ya mencionado, los cuales, recordemos, vienen dados por las elasticidades  $e_{ii}^\lambda$ .

## 5. CONCLUSIONES

A partir de una función de beneficio intertemporal en el consumo hemos descrito una estructura de preferencias individuales no aditivas en el tiempo (SNAP) de acuerdo a la cual las funciones de demanda marshalliana de los bienes dependen de los precios corrientes, así como de los correspondientes a un período anterior y posterior, además,

evidentemente, de la renta disponible. Sobre la base de dicha estructura de preferencias y considerando una función de beneficio intratemporal consistente con la teoría formulada para agentes individuales dado que se deriva de una función de gasto tipo PIGLOG, obtenemos el sistema completo de ecuaciones de demanda SNAP que mantiene perfectamente las dependencias temporales.

Tras estimar varias versiones del modelo de demanda intertemporalmente no aditivo con series temporales españolas desde 1964 a 1991 de gastos en bienes de consumo desagregados en cinco categorías, se ha elegido una versión homogénea que rechaza las hipótesis de simetría. Sobre dicha versión se han calculado las elasticidades renta y precio. Los valores de las primeras denotan que *Alimentación*, *Vestido y calzado* y *Alquileres y energía* se comportan como bienes de primera necesidad, mientras que *Bienes duraderos y Otros bienes y servicios* constituyen bienes de lujo. Todas elasticidades precio directas, excepto una, exhiben el signo negativo característico de acuerdo con las exigencias teóricas. El grupo *Alimentación* es el único que presenta efectos de tipo auto, en concreto, el signo positivo del parámetro correspondiente está indicando el carácter autosustituible de dicha categoría. Y, por otro lado, en cuatro grupos de gasto se verifica la condición de negatividad y en las cinco ecuaciones del modelo se cumple perfectamente la Ley de Pigou en su versión aproximada.

Por último, el resultado principal del estudio pone de manifiesto que los consumidores españoles rechazan claramente la hipótesis de separabilidad intertemporal de las preferencias, lo cual es un resultado totalmente coherente con nuestro planteamiento inicial de situar las decisiones de consumo de los individuos en un contexto intertemporal y, además, revela la superioridad del modelo no aditivo en el tiempo sobre su contrapartida estática, el AIDS.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABADIA, A. (1984): «Un sistema completo de demanda para la economía española», *Investigaciones Económicas*, vol. 25, pp. 5-17.
- ANDERSON, G.J. & M. BROWNING (1985): «Allocating expenditure: demand systems and the consumption function, an integrated approach», *Working Paper*. McMaster University.
- ATTFIELD, C.L. & M. BROWNING (1985): «A differential demand system, rational expectations and the life-cycle hypothesis», *Econometrica*, vol 53, pp. 31-48.
- BARTEN, A.P. (1966), *Theoria en Empirie van un Volledig stelsel van Vragvergelijkingen.*, Doctoral Dissertation. Rotterdam.
- BARTEN, A.P. (1967): «Evidence on the Slutsky conditions for demand equations», *Review of Economics and Statistics.*, vol. 49, pp. 77-84.
- BLUNDELL, R., M. BROWNING & C. MEGHIR (1989): «A microeconomic model of intertemporal substitution and consumer demand», *Discussion Paper* nº 89-11. University College London.
- BREUSCH, T.S. & L. GODFREY (1981): «A review of recent work on Testing for auto-correlation in dynamic simultaneous models», *Macroeconomic Analysis: Essays in Macroeconomics and Econometrics*, Currie, Nobay and Peel (eds). Croom Held London.
- BROWNING, M. (1982): «Profit function representations for consumer preferences», *Discussion Paper* 82/125. University of Bristol.
- BROWNING, M. (1986): «The cost of using Frisch demand functions that are additive in the marginal utility of expenditure», *Economics Letters*, vol 21, pp. 205-207.
- BROWNING, M. (1987): «Eating, drinking, smoking and testing the life-cycle hypothesis», *The Quarterly Journal of Economics*, May, pp. 329-345.
- BROWNING, M. (1989): «The intertemporal allocation of expenditure on non-durables, services and durables», *Canadian Journal of Economics*, vol 22, pp. 22-36.
- BROWNING, M. (1991): «A Simple Nonadditive Preference structure for models of household behavior over time», *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 607-637.
- BROWNING, M., A. DEATON & M. IRISH (1985): «A profitable approach to labour supply and commodity demands over the life-cycle», *Econometrica*, vol 53, pp. 503-543.
- CONTRERAS, D., E. MIRAVETE & A. SANCHO (1991): «Análisis de la integrabilidad de un sistema completo de demanda para la economía española», *Cuadernos de Economía*, vol. 19, pp. 1-30.

- CONTRERAS, D., & A. SANCHO (1992): «Elaboración de un índice de precios para una función de demanda AIDS de la economía española», *Cuadernos de Economía*, vol. 20, pp. 291-308.
- DEATON, A.S. & MUELLBAUER (1980): «An Almost Ideal Demand System», *The American Economic Review*, vol. 70.
- DUSENBERRY, J.S. (1949): *Income, Saving, and the Theory of Consumer Demand.*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- DUNN, K. & K. SINGLETON (1986): «Modeling the term structure of interest rates under non-separable utility and durability of goods», *Journal of Financial Economy*, vol 17, pp. 27-55.
- ENGLE, R.F. (1982): «Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation», *Econometrica*, vol 50, pp. 987-1007.
- FARREL, M. J. (1952): «Irreversible demand functions», *Econometrica*, vol 20, pp. 171-186.
- FRISCH, R. (1932): *New Methods of Measuring Marginal Utility.* Tubingen: Mohr.
- HAAVELMO, T. (1944): «The probability approach in econometrics», *Econometrica*, vol 12 (supl.), pp. 1-115.
- HAYASHI, F. (1985): «Permanent income hypothesis and consumption durability: analysis based on Japanese panel data», *The Quarterly Journal of Economics*, vol 90, pp.895-916.
- HECKMAN, J.J. & T. MACURDY (1980): «A life-cycle model of female labour supply», *Review of Economic Studies*, vol 47, pp. 47-74.
- LAISNEY, F. & G. WAGENHALS (1990): «Labour supply, commodity demands and the taxation of households», *Microeconometrics*, Florents, Ivaldi, Laffont and Laisney (eds.). Basil blackwell.
- LLUCH, C.A. (1971a): «Consumer demand functions, Spain, 1958-1964», *European Economic Review*, vol. 2, pp. 227-302.
- LLUCH, C.A. (1971b): *La Demanda de Bienes de Consumo, Teoría y Aplicación a España.* Confederación Española de Cajas de Ahorro. Madrid.
- LOPEZ, E. (1986): «La estructura del consumo en España en 1981. Una aplicación del modelo lineal de gastos», *Cuadernos de Economía*, vol 39, pp. 86-106.
- LORENZO, M.J. (1988): «Sistemas completos de demanda para la economía española», *Investigaciones Económicas (Seg. Epoca)* Vol. 12, pp. 83-130.
- MACURDY, T.E. (1981): «An empirical model of labour supply in the life-cycle setting», *Journal of Political Economy*, vol. 89, pp. 1059-1085.

- MACURDY, T.E. (1983): «A simple scheme for estimating an intertemporal model of labour supply and consumption in the presence of taxes and uncertainty», *International Economic Review*, vol 24, pp. 265-289.
- MARIN, S (1987): «Forma funcional del AIDS:VAR. demográfica-errores de medida. Análisis para la economía española», *Cuadernos de Economía*, vol. 15, pp. 219-237.
- MARSHALL, A. (1890): *Principles of Economics*. London: Macmillan.
- MODIGLIANI, F. (1949): «Fluctuations in the savings-income ratio: a problem in economic forecasting», *Studies in Income and Wealth*, vol II, New York: NBER.
- MOLINA, J.A. (1992): «Análisis de las estructuras de consumo privado en la OCDE: convergencia y preferencias intertemporales», *Tesis Doctoral*. Universidad de Zaragoza.
- MUELLBAUER, J. (1975): «Aggregation, income distribution and consumer demand», *Review of Economic Studies*, vol. 62.
- MUELLBAUER, J. (1976): «Community preferences and the representative consumer», *Econometría*, vol. 44. .
- NOVALES, A. (1985): «Estimation of a consumption model with non-separable preferences», Research Paper, nº 275. Stony Brooks: Statle Univ. New York, Econ. Res. Bur.
- OCDE (1989 y 1993): *National Accounts, vol II, Detailed Tables, 1960-1987 y 1979-1990I* Paris.
- PASHARDES, P. (1986): «Myopic and forward looking behavior in a dynamic demand system», *International Economic Review*, vol. 27, pp. 387-397.
- PHLIPS, L. (1983): *Applied Consumption Analysis*. 2nd. ed. Amsterdam: North-Holland.
- RAMAJO, J. (1991): «Sistemas de demanda derivados de formas funcionales flexibles: aplicaciones al caso español», *Tesis doctoral*, Unversidad de Extremadura.
- SANZ, R. (1974): *Teoría Estática y Dinámica de la Demanda. Una Aplicación al Consumo Privado Español*. Instituto Iberoamericano de Desarrollo Económico. Madrid.
- STONE, R. (1954): «Linear Expenditure Systems and demand analysis: an application to the pattern of british demand». *The Economic Journal*, vol. 64, pp. 511-527.
- THEIL, H. (1965): «The information approach to demand analysis», *Econometrica*, vol. 33, pp. 67-87.
- ZELLNER, A. & H. THEIL (1962): «Three stage least squares: simultaneous estimation of simultaneous equations», *Econometrica*, vol. 30, pp. 54-78.