

EL CONSUMO FAMILIAR DE BIENES Y SERVICIOS EN ESPAÑA (1964-1994). UN MODELO DINÁMICO DE CORRECCIÓN DE ERROR*

JULIÁN RAMAJO
Universidad de Extremadura

En este trabajo se analiza la demanda de bienes y servicios en España durante el período comprendido entre 1964 y 1994. A partir de un modelo estático simple [el modelo AIDS de Deaton y Muellbauer (1980)], se construye un modelo dinámico, simultáneo y singular que tiene en cuenta el desequilibrio existente en el corto plazo en las decisiones de consumo de los individuos, suponiendo que sólo existe un estado de equilibrio en el largo plazo. El modelo resultante tiene una fácil interpretación como un mecanismo de corrección de error, en el que los cambios que se producen en las proporciones de gasto de cada bien se deben no sólo a las variaciones habidas en los precios o en la renta real, sino también a la tendencia a alcanzar el equilibrio a largo plazo entre tales variables.

Palabras clave: gasto privado, AIDS, factores dinámicos, corrección de error.

La teoría neoclásica de la demanda se ha desarrollado, a lo largo del tiempo, generalmente en un contexto estático. La mayor parte de los modelos empíricos de demanda surgidos en la literatura han sido, en esencia, estáticos. Este hecho supone asumir que los consumidores reaccionan muy rápidamente ante cambios en los precios o en la renta, pasándose de un estado de equilibrio caracterizado por una terna $X_t=[w_t, p_t, y_t]$ (siendo w_t y p_t , respectivamente, los vectores de participaciones presupuestarias –*shares*– y precios de los bienes, e y_t el gasto total) a otro $X'_t=[w'_t, p'_t, y'_t]$, siendo el ajuste instantáneo. Tal hipótesis, aparte de ser bastante restrictiva, es poco realista, habida cuenta de la existencia de ciertos condicionantes (nivel de stock físico, nivel de *stock* psicológico –hábitos–, expectativas incorrectas, costes de ajuste, información incompleta, etc.) que pueden producir un desfase entre el comportamiento en el corto y en el largo plazo. En la práctica, los consumidores

(*) Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el XXI Simposio de Análisis Económico. El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias que dos evaluadores anónimos han hecho a esa versión anterior y que han hecho mejorar notablemente la misma. También desea agradecer a Eduard Berenguer algunas anotaciones que resultaron de mucha utilidad. No obstante, la responsabilidad de los errores que subsistan en el trabajo le corresponde en exclusiva al autor.

ajustan las cantidades consumidas ante cambios en los precios o en la renta de una forma gradual, existiendo un proceso de ajuste de los valores iniciales al nuevo punto de equilibrio. Tal proceso de ajuste se ve claramente reflejado en el comportamiento que se observa en el mercado de bienes duraderos, donde la cantidad demandada no se adapta inmediatamente a los cambios en los precios, tal y como la teoría neoclásica tradicional anticipa. Lógicamente, la presencia de factores dinámicos de ajuste no se limita a los bienes duraderos, puesto que la influencia de los hábitos de consumo sobre la demanda de bienes no duraderos también produce el mismo fenómeno de 'desfase' en el proceso de ajuste al nuevo punto de equilibrio.

El desarrollo de modelos de demanda dinámicos ha seguido dos líneas de investigación. Una de ellas adopta el enfoque de dinamizar la función de utilidad de los individuos, manteniendo la idea de que el proceso de ajuste debería surgir de un proceso de maximización de la utilidad, del mismo modo que se obtenían en la teoría neoclásica las funciones de demanda estáticas tradicionales. Bajo este enfoque, se permite a algunos de los parámetros de la función de utilidad que varíen en el tiempo, haciendo que dependan del consumo en períodos anteriores (con lo que la estructura dinámica puede interpretarse como de 'formación de hábitos') o del *stock* poseído del bien (con lo que la dinámica puede interpretarse como de 'ajuste parcial del *stock*'), o se permite que los parámetros sean función (lineal o cuadrática) de una variable tendencial.

La segunda vía de modelización aborda el problema dinamizando el sistema de demanda derivado de un problema de maximización estático. Tal enfoque explora las posibilidades de estimar y contrastar sistemas completos de demanda dentro de un contexto de especificación dinámica general de forma que, incorporando la teoría económica relevante, se describa de la mejor manera posible el proceso generador de datos (PGD). El proceso de ajuste, a diferencia del enfoque anterior, permite a los individuos ajustar su consumo sobre la base no sólo del desequilibrio provocado en su función de demanda por la variación inicial habida en los precios relativos o en la renta, sino también sobre la base a la nueva información existente sobre tales variables. Es decir, se elimina la restricción de expectativas estáticas inherente a los modelos de persistencia de hábitos.

En este trabajo, seguiremos la segunda vía de dinamización para tratar de modelizar los datos agregados sobre demanda familiar en España durante el período comprendido entre 1964 y 1994. Una vez encontrada la especificación dinámica coherente con los datos observados, se planteará la cuestión de contrastar la validez de las restricciones impuestas por la teoría económica sobre las funciones de demanda (homogeneidad y simetría), tanto en el corto plazo como en el largo plazo.

La organización del trabajo es como sigue. En el apartado 1 se desarrollan tanto el modelo estático como el modelo que sirve de especificación dinámica de partida. En el apartado 2 se lleva a cabo la aplicación empírica, aplicando la metodología expuesta al caso concreto de los datos anuales sobre el consumo privado interior en España durante las más de tres décadas que comprende el período 1964-1994. Por último, en la sección 3 se exponen las principales conclusiones que pueden extraerse de nuestro trabajo.

1. REPRESENTACIÓN DE LAS PREFERENCIAS DE LOS CONSUMIDORES

En este apartado se desarrollan los modelos, estático y dinámico, que servirán de base para la posterior aplicación empírica.

En primer lugar, necesitamos dar una forma funcional para la expresión que relaciona los vectores w_t (proporciones de gasto) y z_t (precios y del gasto total), es decir, explicitar la relación $w_t = \Pi z_t + \varepsilon_t$ ¹. La forma funcional que hemos elegido es la propuesta por Deaton y Muellbauer (1980), derivada de una aproximación “flexible” de segundo orden para la función de gasto de las familias. Esta aproximación da lugar al sistema siguiente (conocido en la literatura como Sistema de Demanda Casi Ideal –AIDS–):

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{y_t}{P_t} \right) + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde P es un índice de precios definido por $\log P_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_{it} + (1/2) \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log p_{it} \log p_{jt}$. Es habitual en la aplicación del modelo AIDS aproximar este índice de precios por otro que no contenga parámetros en su expresión, con el fin de que el sistema mantenga la linealidad en los parámetros. En nuestro caso, se ha elegido una media ponderada de los índices de precios de cada grupo, siendo la ponderación –constante– la media temporal de las proporciones de gasto²; es decir,

$$\log P_t^* = \sum_{k=1}^n \bar{w}_k \log p_{kt} \quad [2]$$

con lo que el modelo que finalmente se obtiene (que se conoce en la literatura como modelo AIDS aproximado linealmente –LA-AIDS–) toma la forma:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{y_t}{P_t^*} \right) + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

Puesto que, por definición, ha de verificarse que $\sum_i w_{it} = 1$ para $t=1, \dots, T$, ello obliga a que los parámetros de la parte derecha de [3] verifiquen las restricciones, denominadas de agregación o aditividad, siguientes:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad [4]$$

Teniendo en cuenta lo anterior, si sumamos ambos lados de la expresión [3] llegamos a que $\sum_i \varepsilon_{it} = 0$ para $t=1, \dots, T$; por lo tanto, los errores ε_{it} son linealmente dependientes y una de las ecuaciones es redundante y ha de ser eliminada para evitar la singularidad de la matriz de covarianzas del sistema completo [Barten, (1969)]. Los

(1) Tal especificación impone la exogeneidad en el sentido de Granger (1969) (que implica una forma triangular por bloques en el esquema VAR del PGD general de los datos) de las variables incluidas en el vector z respecto a las contenidas en w . Existen, sin embargo, argumentos tanto teóricos como empíricos que podrían invalidar tal hipótesis tanto en el caso de los precios [Bronsard y Salvas-Bronsard (1984); Thurman (1986)] como en el caso del gasto total real [Attfield (1985)]. A pesar de ello, en este trabajo y como se explicará unos párrafos más adelante, las limitaciones existentes en la base estadística han condicionado de forma decisiva el modelo a utilizar en la parte empírica.

(2) La mayor parte de los análisis empíricos que han utilizado el AIDS como soporte funcional han hecho uso del índice de precios de Stone (1953), pero debido a los problemas de simultaneidad que podría ocasionar [Moschini (1995)], hemos optado por la utilización del índice propuesto en [2], tal como se hace en Burton y Young (1992).

parámetros de la ecuación eliminada se obtienen precisamente a través de las restricciones de agregación.

Para construir el modelo dinámico, partiremos de una especificación dinámica general del tipo $B(L)w_t - \Gamma(L)z_t = \varepsilon_t$, donde $B(L)$ y $\Gamma(L)$ son matrices de polinomios en el operador de retardos L de grados p y q , respectivamente³. Dado el carácter anual de los datos con los que se trabajará en la parte empírica, parece razonable adoptar la hipótesis⁴ de que un modelo de primer orden será suficiente para captar toda la información contenida en las series de consumo⁵, es decir, que $p=q=1$. De este modo, la expresión general se convierte en:

$$w_t = B_1 w_{t-1} + \Gamma_0 z_t + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad [5]$$

Este modelo puede escribirse como⁶

$$\Delta w_t = C \Delta z_t^{*1} - B (w_{t-1}^n - \Pi^n z_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad [6]$$

donde z^{*1} representa al vector z^* con el término constante excluido y el superíndice n denota la supresión de la n -ésima fila del vector o matriz correspondiente. Cada una de las ecuaciones del sistema toma entonces la expresión:

$$\Delta w_{it} = \sum_{j=1}^n c_{ij} \Delta \log p_{jt} + c_{i,n+1} \Delta \log \left(\frac{y}{P^*} \right)_t - \sum_{j=1}^{n-1} b_{ij} \left(w_{jt,t-1} - \alpha_j - \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \log p_{k,t-1} - \beta_j \log \left(\frac{y}{P^*} \right)_{t-1} \right) + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

(3) Tal representación condicional implica que las variables z han de considerarse como exógenas en el proceso generador de datos (PGD). Lo correcto [Clements y Mizon (1991)] hubiera sido proponer un modelo VAR del tipo $A(L)X_t = \varepsilon_t$, donde $X_t = [w_t, p_t, y_t]$, permitiendo que todas las variables fuesen *a priori* endógenas, y mediante el análisis de descomposición de la varianza haber obtenido conclusiones acerca del grado de (in)cumplimiento de la hipótesis de exogeneidad de las variables precio y gasto [Bernanke (1986), Sims (1980,1986)]. A pesar de reconocer la idoneidad de tal procedimiento, este enfoque no se ha podido llevar a cabo debido al elevado tamaño muestral que su aplicación requeriría; es decir, se ha seguido la propuesta de Davidson y Hall (1991) de estimar sub-sistemas condicionales del tipo $B(L)y_t + \Gamma(L)z_t = u_t$, cuando se trabaja con series temporales de longitud temporal reducida, considerando el proceso marginal $\Theta(L)z_t = v_t$ como fuertemente exógeno. Bajo tal enfoque, el sistema [3] constituiría el conjunto de funciones objetivo 'target relations' obtenido a partir de un comportamiento optimizador por parte de los agentes económicos [Clements y Mizon (1991), pág. 899].

(4) Tal como hacen Anderson y Blundell (1983) en la aplicación del modelo AIDS dinámico al caso de los datos anuales de consumo en Canadá durante el período 1947-1979.

(5) Como se verá posteriormente, incluso este modelo está sobreparametrizado en el caso de las series de consumo desagregado en España.

(6) Para llegar a esta expresión es necesario, en primer lugar, reparametrizar el modelo mediante las transformaciones: $\Gamma_0 = C^*$, $B_1 = I - B^*$ y $\Gamma_1 = -C^* + B^* \Pi$ (siendo Π la matriz de coeficientes de impacto a largo plazo que se deriva del sistema [3]). En segundo lugar, se elimina la primera columna de la matriz C^* (llamando a la nueva matriz C) y se construye la matriz $B = (b_{ij})$ definida como $b_{ij} = b_{ij}^* - b_{in}^*$. Del mismo modo, denotamos por z^* al vector que contiene el logaritmo de los precios y de la renta real y un término constante.

Las restricciones de aditividad ocasionan (puesto que en este caso ha de cumplirse que $\sum_i \Delta w_{it} = 0$ para $t=1, \dots, T$) que una de las ecuaciones sea redundante (los errores son, de nuevo, linealmente dependientes), obteniéndose los parámetros de esa ecuación precisamente a partir del conjunto de las restricciones de agregación siguientes [Anderson y Blundell (1982a), pág. 1563]:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (j = 1, \dots, n) \quad [8]$$

$$\sum_{i=1}^n c_{ij} = 0 \quad (j = 1, \dots, n+1) \quad , \quad \sum_{i=1}^n b_{ij} = k \quad (j = 1, \dots, n-1)$$

Resulta interesante comparar las expresiones [3] y [7] con el fin de subrayar las diferencias existentes entre los modelos estático y dinámico.

En el modelo estático, las variaciones que se produzcan en las proporciones de gasto de cada uno de los bienes vendrán explicadas por los cambios habidos en los precios o en la renta real disponible para gastar en dicho conjunto de bienes⁷.

En el modelo dinámico, tales variaciones se explicarán no sólo por el cambio que se haya producido en esas variables, sino que obedecerán también al 'nivel' de desequilibrio existente en el período anterior entre las relaciones de 'cada una' de las participaciones y los precios y el gasto real total. La ecuación [7] es una generalización del modelo con mecanismo corrector de error (MCE) uniecuacional [Engle y Granger, 1987], puesto que en la ecuación de cada participación presupuestaria aparece no sólo el nivel de desequilibrio previo de esa participación, sino que también aparecen los de las restantes (salvo la n-ésima, que queda completamente identificada al conocer la n-1 primeras).

2. APLICACIÓN AL CASO DE LA DEMANDA DE BIENES DE CONSUMO EN ESPAÑA DURANTE EL PERÍODO 1964-1994

El análisis empírico que se lleva a cabo en esta sección utiliza las series semi-desagregadas del consumo privado interior en España durante el período que abarca desde 1964 hasta 1994.

Los datos sobre consumo proceden de los distintos volúmenes de Cuentas Nacionales detalladas que publica anualmente la OCDE⁸ (que coinciden, obviamente, con las cifras publicadas en los libros de Contabilidad Nacional que publica el Instituto Nacional de Estadística). Dado el reducido tamaño de la muestra (31 observaciones) se han agrupado las ocho categorías de que inicialmente se disponía en sólo

(7) Notar que la ecuación [3] puede escribirse, al tomar primeras diferencias, como

$$\Delta w_{it} = \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \Delta \log p_{jt} + \beta_i \Delta \log \left(\frac{y}{P^*} \right)_t + u_{it}$$

donde $u_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1}$.

(8) La razón de usar dicha fuente estadística es la de disponer de una base de datos homogénea a nivel internacional, al objeto de poder realizar comparaciones entre los modelos de consumo de diferentes países [Clements y Selvanathan (1994); Pollack y Wales (1992b)].

cinco: Alimentos, bebidas (alcohólicas y no alcohólicas) y tabaco, Vestido y calzado (incluidas las reparaciones), Alquiler y energía (alquileres brutos y gastos de consumo de agua, calefacción y alumbrado), Artículos del hogar (muebles, accesorios, enseres domésticos y gastos corrientes de mantenimiento de la vivienda) y Otros gastos (agrupando esta categoría los gastos en Bienes y servicios médicos, Transportes y comunicaciones, Esparcimiento, espectáculos, enseñanza y cultura y Otros bienes y servicios).

Los datos sobre población utilizados para el cálculo del gasto per cápita se corresponden con la serie de la Población de Derecho en España publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

Los índices de precios para las cuatro primeras categorías de gasto se han calculado a partir de las series originales de gasto en pesetas corrientes y en pesetas constantes de 1986. Para la categoría residual, que agrupa varios tipos de bienes y servicios, se ha utilizado un índice compuesto de Laspeyres, calculado a partir de las series de precios y gastos de cada una de las partidas integrantes de dicho grupo final.

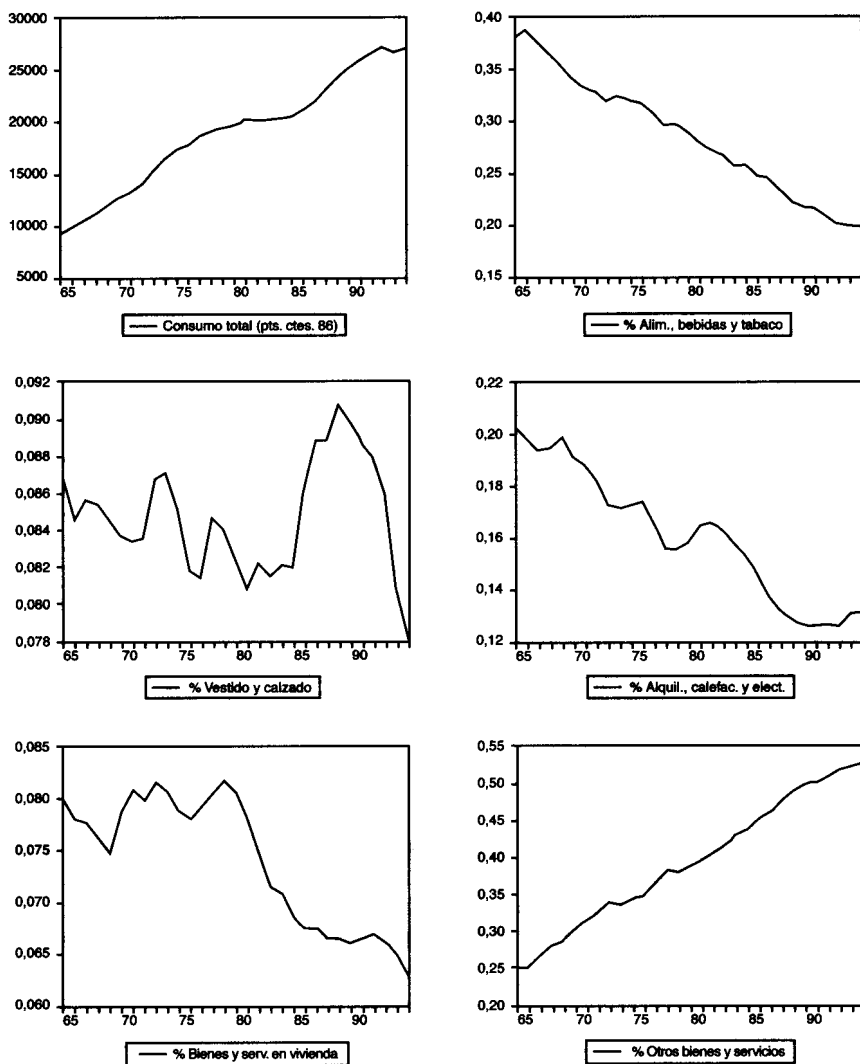
En el cuadro 1 aparece un breve resumen estadístico de las variables usadas en el trabajo. En los gráficos 1 a 5 se representan tales variables, así como las tasas de variación interanuales del consumo y sus distintas partidas, y de los precios de los distintos bienes y servicios considerados.

En el desarrollo teórico de la sección 3 no se ha hecho referencia a algunas propiedades estadísticas que deben verificar tanto las variables endógenas como las exógenas para que los sistemas de demanda planteados no sean sistemas de regresiones espurias. Así, para que el modelo [5] pueda reparametrizarse en el modelo de ajuste al

Cuadro 1: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES

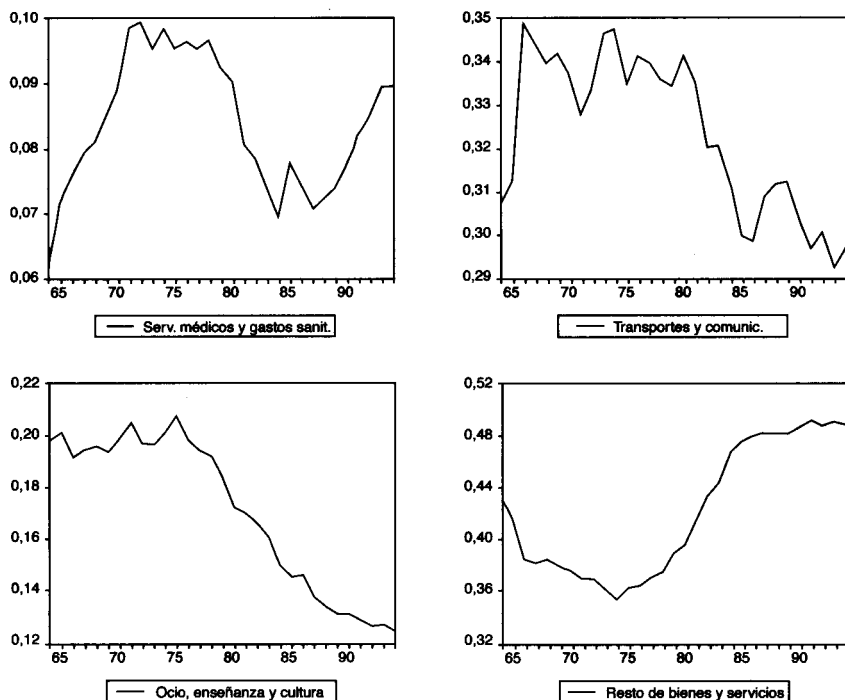
Categoría	Media	Máx.	Mín.	Desv. est.	Resultado test ADF
<i>Consumo total real (base 86)</i>	18,93	27,16	9,25	5,41	I(1) con tend. segm.
<i>Proporciones de gasto (%)</i>					
Alimentos, bebidas y tabaco	0,287	0,389	0,200	0,057	I(1)
Vestido y calzado	0,085	0,091	0,078	0,003	I(1)
Alquiler y energía	0,161	0,203	0,126	0,025	I(1)
Artículos del hogar	0,074	0,081	0,062	0,006	I(1)
Otros gastos	0,394	0,529	0,249	0,087	I(1)
<i>Índices de precios (1986=100)</i>					
Alimentos, bebidas y tabaco	59,92	146,42	9,89	46,91	I(1) con tend. segm.
Vestido y calzado	59,51	154,05	6,61	51,62	I(1) con tend. segm.
Alquiler y energía	62,95	158,94	10,97	48,94	I(1) con tend. segm.
Artículos del hogar	58,28	145,14	7,33	48,14	I(1) con tend. segm.
Otros gastos	61,03	166,41	8,25	52,16	I(1) con tend. segm.

Gráfico 1: DISTRIBUCIÓN DEL CONSUMO PRIVADO INTERIOR POR FUNCIONES



equilibrio [6] ha de cumplirse que todas las variables contenidas en el vector X_t sean integradas de orden uno, $I(1)$. Por otra parte, si las variables en niveles son $I(1)$, entonces sus primeras diferencias Δw , $\Delta \log p$ y $\Delta \log(y/P^*)$ serán $I(0)$, con lo que habrá de ocurrir que las variables contenidas en el término de corrección del error, $w - \Pi z$, sean también $I(0)$ para que el sistema no contenga regresiones espurias.

**Gráfico 2: COMPOSICIÓN DEL GASTO EN OTROS BIENES Y SERVICIOS
(% sobre el total del grupo)**



Se ha utilizado el test de Dickey-Fuller aumentado –ADF– [Fuller (1976), Dickey y Fuller (1979, 1981), Dickey y Said (1984)] para contrastar el orden de integración de cada una de las series individuales que componen el vector X_t . Tal contraste se basa en las ecuaciones de regresión siguientes ($H_0: \{x_t \sim I(d)\}$ frente a $H_1: \{x_t \sim I(d-1)\}$):

$$\Delta^d x_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^{d-1} x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta^d x_{t-j} + \varepsilon_t \quad [9]$$

$$\Delta^d x_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* \Delta^{d-1} x_{t-1} + \alpha_2^* \Delta^{d-1} t + \sum_{j=1}^p \gamma_j^* \Delta^d x_{t-j} + \varepsilon_t^*$$

donde se supone que los errores son perturbaciones Gaussianas tipo ‘ruido blanco’ (el valor de p se elige de tal forma que se cumpla esta propiedad). Los estadísticos t de α_1 o α_1^* son los valores usados para contrastar la hipótesis de que este coeficiente es igual a cero o significativamente distinto de él.

Gráfico 3: EVOLUCIÓN DEL CONSUMO PRIVADO INTERIOR (TOTAL Y POR PARTIDAS)
(Tasas de variación real)

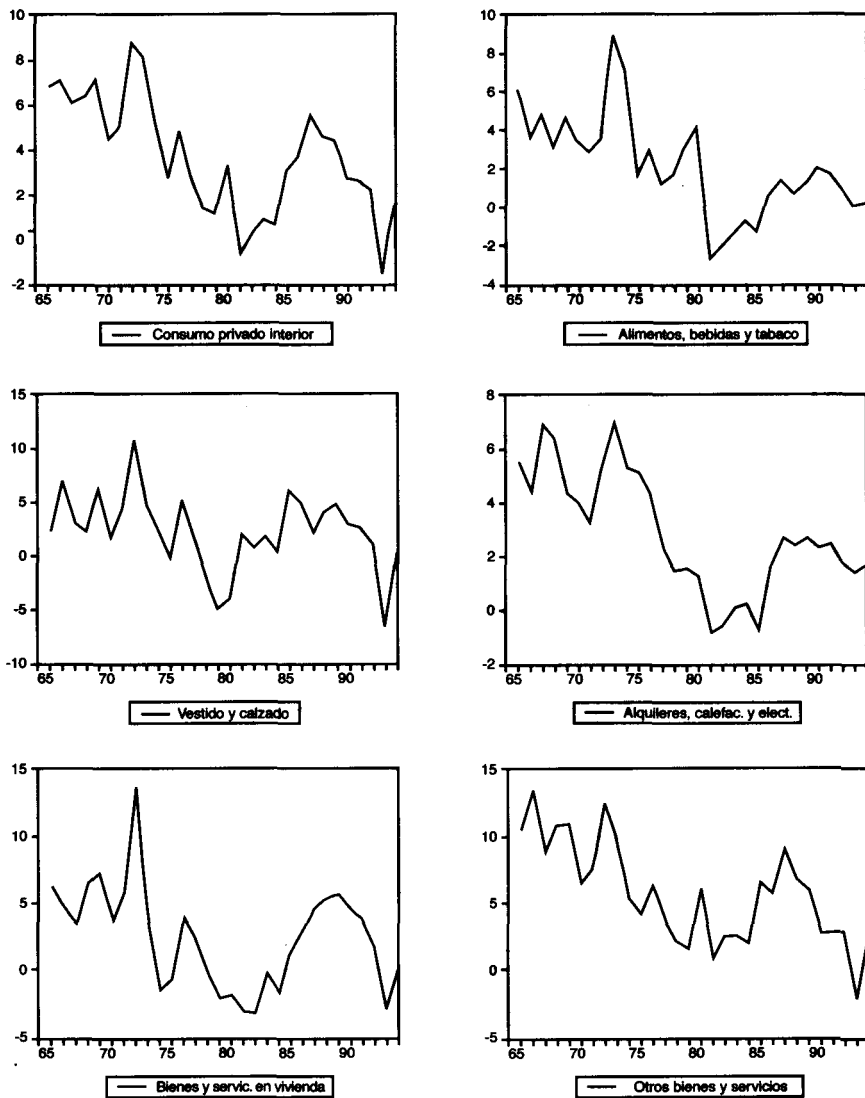


Gráfico 4: EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS POR FUNCIONES

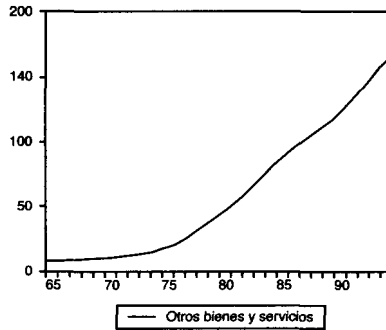
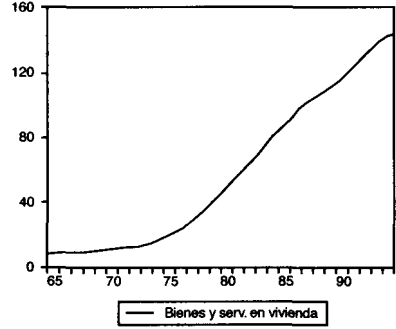
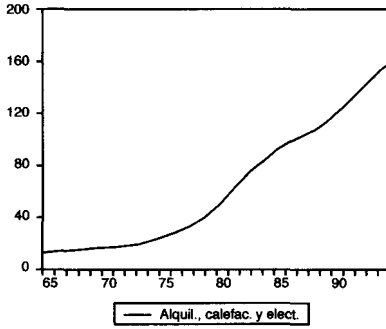
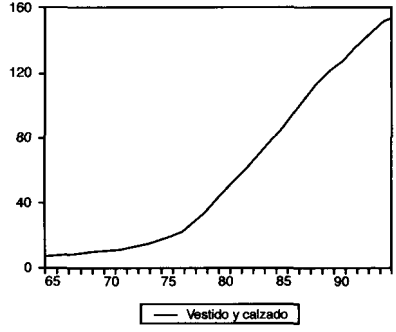
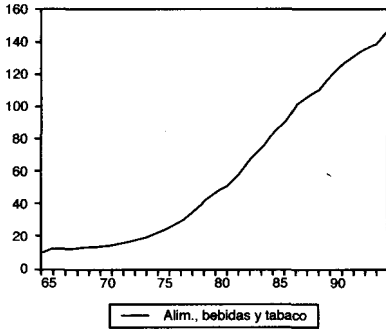
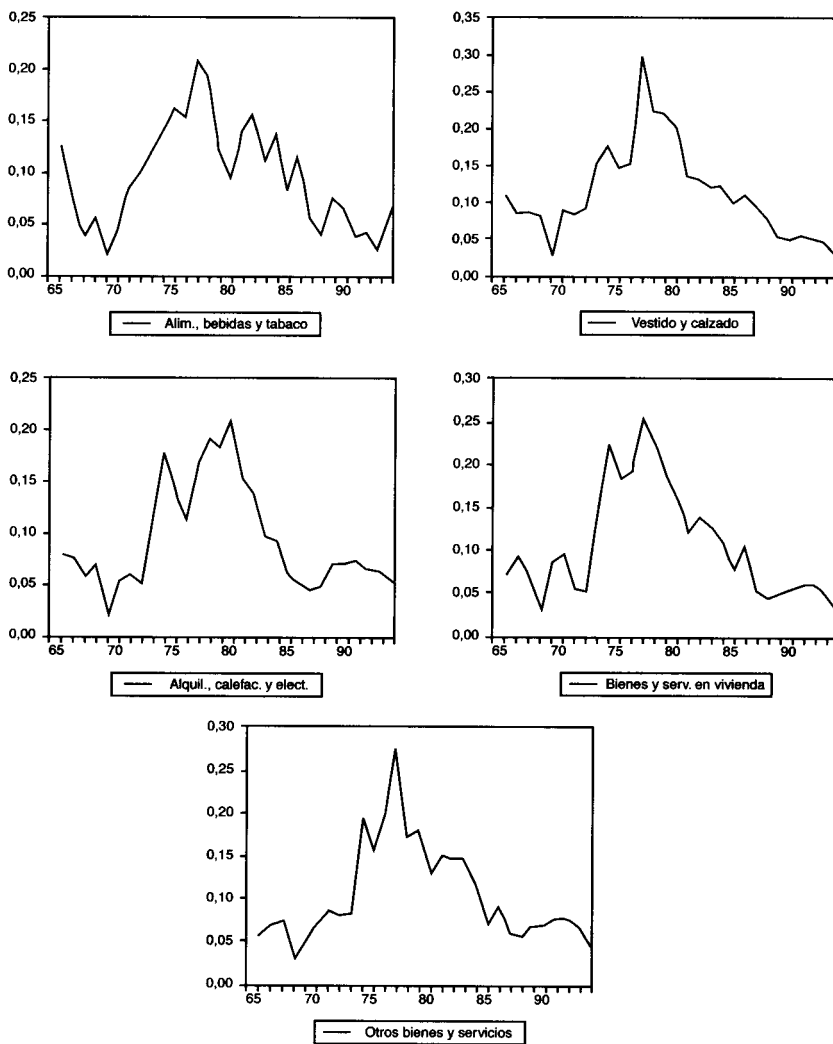


Gráfico 5: EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS POR FUNCIONES
(Tasa de variación interanual –tanto por uno–)



No obstante, y teniendo en cuenta experiencias previas sobre el estudio de las propiedades estocásticas de las series macroeconómicas españolas [Andrés *et al.* (1990); Molinas *et al.* (1991)], se ha considerado también la versión más general del test de Dickey-Fuller aumentado para tener en cuenta la posibilidad de existencia de tendencias determinísticas segmentadas en la media [Rappoport y Reichlin (1989)]. En este caso la media se puede escribir como:

$$\mu_t = \begin{cases} c_1 + b_1 t \text{ para } t \leq t^* \\ c_2 + b_2 t \text{ para } t_1^* \leq t \leq t_2^* \\ \dots \\ c_n + b_n t \text{ para } t \geq t_{n-1}^* \end{cases} \quad [10]$$

donde t_i^* son los instantes en los que se produce ruptura en la tendencia. El test ADF toma entonces la forma⁹

$$\Delta^d x_t = \alpha_1 \Delta^{d-1} x_{t-1} - \alpha_1 \Delta^{d-1} \mu_{t-1} + a^{**}(L) \Delta^d x_{t-1} + a^*(L) \Delta^d \mu_t + \varepsilon_t \quad [11]$$

donde los polinomios de retardos $a^*(L)$ y $a^{**}(L)$ están relacionados (imponiendo la restricción de normalización $a^*(0)=1$) a través de la ecuación $a^*(L)=1+a^{**}(L)L$. La regresión [11] se hace operativa substituyendo μ_t por la expresión

$$\mu_t = c_1 + b_1 t + \sum_{i=2}^n (c_i - c_{i-1}) D_{i-1,t} + \sum_{i=2}^n (b_i - b_{i-1}) D_{i-1,t} \quad [12]$$

donde la variable ficticia $D_{i,t}$ toma valor unitario a partir del instante t_i^* .

En la última columna del cuadro 1 se detalla el resultado de aplicar los contrastes anteriormente descritos a las variables objeto de estudio¹⁰. La conclusión que se extrae de la observación de tal columna es que todas las series pueden considerarse como variables I(1): las proporciones de gasto con un única tendencia determinística y el resto con varias tendencias segmentadas en la media.

Una vez analizadas las propiedades estadísticas de las series de datos que servirán de base para nuestro análisis, se procedió a estimar el modelo dinámico general expresado en la ecuación [7]. El modelo dinámico general de primer orden tiene, en esta aplicación particular, 68 parámetros que deben estimarse (descontados ya los parámetros de la última ecuación, que se obtienen de las restricciones de aditividad) mientras que el tamaño efectivo de la muestra es de 120 observaciones (4 ecuaciones y 30 observaciones muestrales). Este reducido número de grados de libertad fue la causa de la gran imprecisión que se observó en las estimaciones¹¹ de este sistema di-

(9) Ecuaciones como las que se presentan a continuación fueron propuestas en el ya citado trabajo de Andrés *et al.* (1990).

(10) Por razones de espacio no se presenta el detalle de cada una de las regresiones efectuadas, pero tales resultados se encuentran disponibles previa petición al autor.

(11) Todos los sistemas de demanda se han estimado mediante el método de máxima verosimilitud con información completa (FIML), utilizando para ello el paquete econométrico SHAZAM (versión 7.0). En todos los casos, y para evitar la singularidad de la matriz de covarianzas del sistema completo, se ha eliminado la ecuación correspondiente al grupo de Otros gastos. Por otra parte, se ha permitido la existencia de correlación contemporánea entre las perturbaciones de las diferentes ecuaciones, es decir, no se ha impuesto la hipótesis de que la matriz de covarianzas del sistema sea diagonal.

námico, impidiendo identificar de forma precisa los parámetros de la forma dinámica general, en particular, los parámetros de la matriz que contenía la información sobre el comportamiento a largo plazo¹².

Ante esta evidencia de sobreparametrización del modelo dinámico general (o, más bien, de la falta de suficiente variación en los datos para poder identificar todos los parámetros, debido al reducido tamaño de la muestra), se optó por proponer un modelo dinámico más restringido, siendo conscientes de que en este paso se pierde generalidad en el proceso de búsqueda del modelo dinámico que mejor recoja el PGD. El modelo que se ha elegido asume que la matriz B de parámetros de ajuste es diagonal, con lo que cada una de las ecuaciones del modelo AIDS dinámico resultante sería¹³

$$\Delta w_{it} = \sum_{j=1}^n c_{ij} \Delta \log p_{jt} + c_{i,n+1} \Delta \log \left(\frac{y}{P^*} \right)_t - \lambda \left(w_{it-1} - \alpha_i - \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \log p_{k,t-1} - \beta_i \log \left(\frac{y}{P^*} \right)_{t-1} \right) + \varepsilon_{it} \quad [13]$$

donde el parámetro λ representa la velocidad de ajuste al equilibrio. El sistema de demanda formado por estas ecuaciones tiene, como puede observarse, una fácil interpretación como un modelo con mecanismo de corrección del error. Ha de tenerse en cuenta que del hecho de considerar la simultaneidad de las ecuaciones se deriva la igualdad de los parámetros de ajuste de cada ecuación (es decir, $b_{ii}=\lambda$), indicando la importancia de realizar un análisis conjunto del sistema de demanda y no un análisis individualizado uniecuacional (lo que nos llevaría a estimar un parámetro λ_i para cada ecuación).

Es importante destacar la relación existente entre el sistema de ecuaciones [13], el sistema de ecuaciones [3], y otros dos sistemas intermedios (bien conocidos en la literatura) que se obtienen mediante algunas restricciones impuestas sobre [13].

Cuando las respuestas en el corto plazo y en el largo plazo coinciden (es decir, cuando $C=\Pi$) se obtiene un modelo autorregresivo de primer orden del tipo:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{y_t}{P_t^*} \right) + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = \lambda \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad [14]$$

mientras que cuando las respuestas son proporcionales (es decir, cuando $C=IIB$) se obtiene un modelo de ajuste parcial simple de la forma:

(12) Aunque bastantes de los parámetros de respuesta en el corto plazo resultaron significativos, sólo 3 de los 24 parámetros de respuesta a largo plazo de precios y gasto total pasaron el contraste de significación individual.

(13) Anderson y Blundell (1982a) demuestran que cuando la matriz B del sistema [6] es diagonal, entonces todos los elementos de esa diagonal deben coincidir (tal hecho se observa fácilmente a través de la ecuación [8], ya que la condición de agregación implica que la suma de los elementos de cada columna de las matrices C y B de [6] ha de ser 0 y k , respectivamente). Como se hace notar en ese trabajo, «...interpretando el modelo como una forma de ajuste parcial, esta restricción implica que si las ecuaciones ajustan de forma independiente, entonces todas deben hacerlo a la misma velocidad» (págs. 1.563-1.564).

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{y_t}{P_t^*} \right) + \lambda w_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad [15]$$

Como fácilmente se observa, cuando $\lambda=0$, ambos sistemas convergen al modelo de demanda LA-AIDS estático [3]. También ha de observarse que de nuevo, y a causa de la condición de agregación, tanto el coeficiente autorregresivo como el de ajuste parcial son iguales para cada ecuación del sistema [14] y [15].

Se han estimado los cuatro sistemas anteriormente expuestos (dinámico simplificado, autorregresivo de primer orden, ajuste parcial simple y estático), contrastando mediante un test de razón de verosimilitud¹⁴ la estructura funcional más adecuada. Los resultados de tales contrastes de hipótesis aparecen en el cuadro 2. A la vista de los resultados de la misma, se rechazan todos los modelos simples en favor del modelo LA-AIDS dinámico. Por tanto, asumiremos a partir de este momento que este modelo es el que mejor ajusta el PGD de los datos de consumo agregado de las familias españolas durante el período 1964-94.

Como se comentó en los primeros párrafos de esta sección, para que el modelo dinámico [13] no sea un sistema de regresiones espúreas, ha de ocurrir que los términos de largo plazo w - Πz sean variables $I(0)$, es decir, que tales ecuaciones sean realmente relaciones de cointegración.

En el gráfico 6 aparecen representados los residuos estimados de las ecuaciones a largo plazo. Para realizar un contraste formal de la hipótesis de estacionariedad se recurrió a los contrastes ADF y ADF ampliado (con tendencias determinísticas segmentadas). Los resultados obtenidos de tales contrastes¹⁵ pusieron de manifiesto que todos los residuos de las ecuaciones a largo plazo pueden considerarse como integrables de orden cero: los residuos de las segunda y tercera ecuaciones rechazaron la hipótesis $I(1)$ con el contraste ADF (sin ninguna tendencia determinística) y los de la primera y cuarta ecuaciones rechazaron la hipótesis $I(1)$ cuando se consideraron varios puntos de ruptura en la tendencia lineal¹⁶.

Por otra parte, es necesario realizar un contraste formal de cointegración, es decir, contrastar que las relaciones a largo plazo entre las variables contenidas en los vectores w y z son estables, en el sentido de representar una regularidad estadística que ha de verificarse en el largo plazo. En el gráfico 7 se representan los residuos del modelo de corrección del error estimado; tales residuos, si realmente existe cointegración entre las relaciones a largo plazo de cada ecuación del modelo [13], deben seguir procesos $I(0)$. Aunque ya el gráfico 7 sugiere que los errores estimados son $I(0)$, se ha contrastado la hipótesis nula de no-cointegración mediante los estadísticos Durbin-Watson [Shargan-Bhargava (1983)] y ADF (ver cuadro 3). Tras analizar los resultados de tales contrastes puede concluirse que los residuos estimados son $I(0)$.

(14) El contraste de razón de verosimilitud viene dado por $LR = T \log(\Omega_0 / \Omega_1)$ donde Ω_0 y Ω_1 son las matrices de covarianzas residuales estimadas de los modelos restringido y no restringido, respectivamente.

(15) De nuevo, no se presentan los resultados detallados por razones de espacio, pero se encuentran disponibles tras solicitárselos al autor.

(16) Éste era el resultado que en principio cabía esperar ya que, dado que tanto los precios como el consumo privado pueden representarse mediante procesos $I(1)$ en sentido débil con tendencias segmentadas en la media, y las proporciones de gasto son variables $I(1)$ con a lo sumo una tendencia lineal, es muy probable que no tengan cotendencias, es decir, que el vector de cointegración no las anule [Stock y Watson (1988), King *et al.* (1987)].

Cuadro 2: CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN DINÁMICA

Modelo	$\log \Omega $	Estadístico LR	Valor crítico χ^2
Dinámico [13]	-55,66	-	-
Autorregresivo [14]	-51,64	(14) <i>versus</i> (13) 120,6	$\chi^2(\text{g.l.}=24,95\%)=36,42$ $\chi^2(\text{g.l.}=24,99\%)=42,98$
Ajuste parcial [15]	-51,83	(15) <i>versus</i> (13) 114,9	$\chi^2(\text{g.l.}=24,95\%)=36,42$ $\chi^2(\text{g.l.}=24,99\%)=42,98$
Estático [3]	-51,12	(3) <i>versus</i> (13) 136,2	$\chi^2(\text{g.l.}=25,95\%)=37,65$ $\chi^2(\text{g.l.}=25,99\%)=44,31$
		(3) <i>versus</i> (14) 15,6	$\chi^2(\text{g.l.}=1,95\%)=3,84$ $\chi^2(\text{g.l.}=1,99\%)=6,63$
		(3) <i>versus</i> (15) 21,2	$\chi^2(\text{g.l.}=1,95\%)=3,84$ $\chi^2(\text{g.l.}=1,99\%)=6,63$

No obstante, el test con más potencia para contrastar la hipótesis de no cointegración de las relaciones a largo plazo se obtiene a partir de la significatividad del parámetro de ajuste del término de corrección del error en el modelo dinámico [13] [Banerjee *et al.* (1993)], ya que la existencia de un mecanismo de corrección del error como el de la ecuación [13] garantiza, según el teorema de representación de Granger [Engle y Granger (1987)], la cointegración entre las variables del sistema. Como se anotó en el cuadro 3, el parámetro de ajuste estimado fue de 0,597, con un estadístico t de 8,57, lo que permite rechazar la hipótesis nula de no-cointegración¹⁷ (ver tabla 2 de Banerjee *et al.*, 1993). El coeficiente estimado del término de corrección de error (-0,597) puede interpretarse como el porcentaje de ajuste en un período de la separación en el período anterior respecto a la relación de equilibrio.

El siguiente paso en nuestro análisis, una vez encontrada la forma funcional que servirá como soporte estructural, ha consistido en contrastar la validez de las restricciones impuestas por la teoría económica sobre las funciones de demanda de los consumidores; explícitamente, se han contrastado las propiedades de homogeneidad y simetría. Estas propiedades implican las siguientes restricciones sobre los parámetros del sistema representado por las ecuaciones [13]:

Homogeneidad y simetría en el largo plazo:

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (i=1, \dots, n) \quad , \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad i \neq j$$

Homogeneidad y simetría en el corto plazo:

$$\sum_{j=1}^n c_{ij} = 0 \quad (i=1, \dots, n) \quad , \quad c_{ij} = c_{ji} \quad i \neq j$$

(17) Como información suplementaria, podemos añadir que las estimaciones del parámetro λ de los modelos autorregresivo y de ajuste parcial simple fueron, respectivamente, de 0,672 (t=7,81) y 0,28 (t=5,57).

Gráfico 6: RESIDUOS DE LAS RELACIONES A LARGO PLAZO

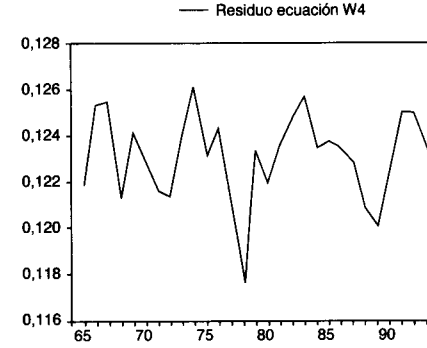
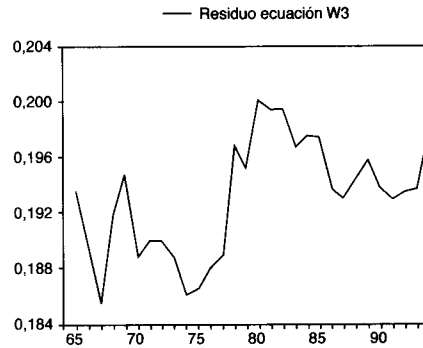
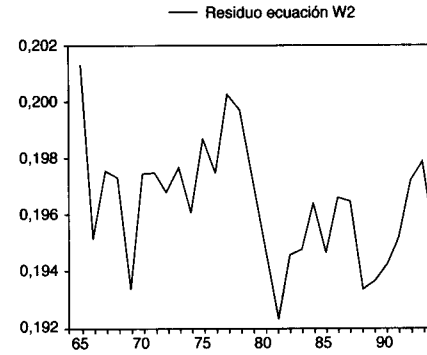
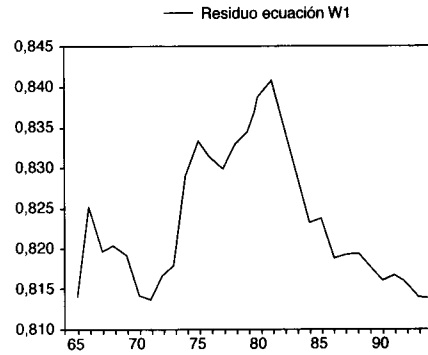
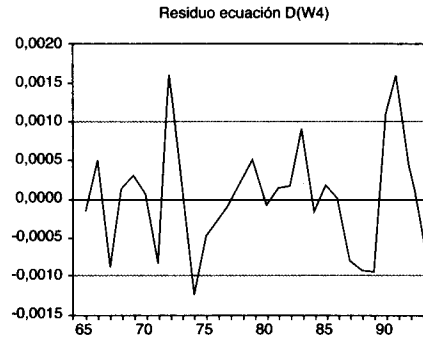
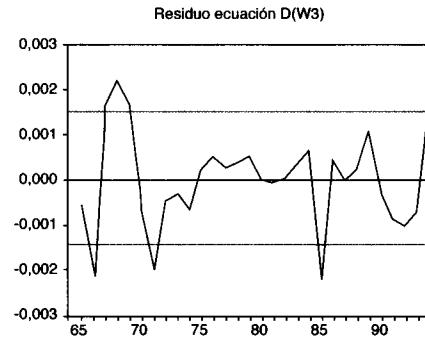
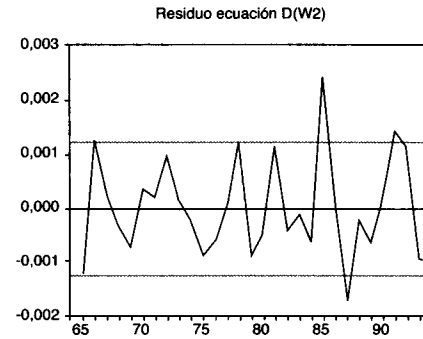
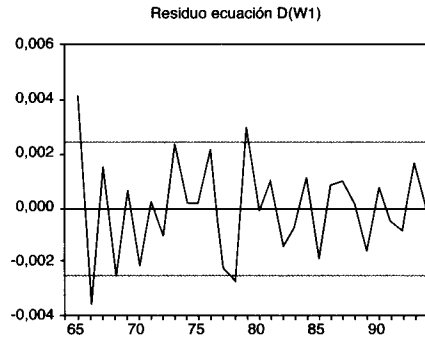


Gráfico 7: RESIDUOS DEL MODELO DE CORRECCIÓN DEL ERROR



Cuadro 3: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO AIDS DINÁMICO

Variables	Grupos	GRUPO 1		GRUPO 2		GRUPO 3		GRUPO 4		GRUPO 5	
		Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo
Precio GRUPO 1		0,140 (7,63)	0,126 (3,01)	0,018 (1,82)	0,025 (1,16)	-0,041 (-3,67)	0,002 (0,08)	-0,028 (-3,68)	-0,074 (-4,30)	-0,089 (-)	-0,079 (-)
Precio GRUPO 2		-0,059 (-1,92)	-0,110 (-2,28)	0,067 (4,30)	0,081 (4,32)	-0,019 (-1,04)	-0,100 (-3,54)	-0,020 (-1,65)	0,016 (0,82)	0,031 (-)	0,088 (-)
Precio GRUPO 3		0,102 (3,62)	0,015 (0,45)	-0,059 (-4,60)	-0,039 (-2,27)	0,145 (11,1)	0,152 (8,32)	-0,039 (-3,75)	-0,085 (-5,52)	-0,168 (-)	-0,062 (-)
Precio GRUPO 4		0,059 (2,60)	0,065 (1,61)	-0,019 (-1,61)	-0,047 (-2,41)	-0,011 (-0,77)	0,060 (2,65)	0,049 (5,43)	0,041 (2,69)	-0,078 (-)	-0,119 (-)
Precio GRUPO 5		-0,130 (-4,74)	-0,099 (-2,14)	0,001 (0,07)	-0,046 (-2,06)	-0,092 (-5,65)	-0,130 (-4,61)	0,019 (1,75)	0,074 (3,99)	0,202 (-)	0,201 (-)
Gasto total (real)		-0,068 (-2,00)	-0,105 (-10,1)	0,010 (0,58)	-0,020 (-3,68)	-0,100 (-4,92)	-0,014 (-2,20)	0,018 (1,32)	0,014 (3,41)	0,140 (-)	0,125 (-)
		R ² =0,88		R ² =0,79		R ² =0,94		R ² =0,80			
		Durbin-Watson=2,78		Durbin-Watson=2,00		Durbin-Watson=1,61		Durbin-Watson=1,63			
		Jarque-Bera=0,34		Jarque-Bera=1,75		Jarque-Bera=0,12		Jarque-Bera=0,48			
		Box-Pierce Q(6)=10,1		Box-Pierce Q(6)=7,06		Box-Pierce Q(6)=10,2		Box-Pierce Q(6)=8,26			
		ARCH(2)=1,01		ARCH(2)=1,58		ARCH(2)=3,35		ARCH(2)=0,29			
		ADF=-10,19		ADF=-4,94		ADF=-4,55		ADF=-4,48			
Contrastes de validación											

NOTA 1: El valor estimado para la tasa de ajuste dinámico (λ) fue de 0,597, con un estadístico t de 8,57. Entre paréntesis figuran los estadísticos t asintóticos. Los parámetros correspondientes a la ecuación del GRUPO 5 se han calculado a partir de las restricciones implicadas por la condición de agregación.

NOTA 2: GRUPO 1: Alimentos, bebidas y tabaco; GRUPO 2: Vestido y calzado; GRUPO 3: Alquiler y energía; GRUPO 4: Artículos del hogar; GRUPO 5: Otros gastos.

NOTA 3: Los valores críticos correspondientes a los contrastes de validación son: Sargan-Bhargava(n=10, T=31, 5%): 0,526-2,989; Jarque-Bera (5%): 5,99; Box-Pierce (p=6, 5%): 12,59; heteroscedasticidad ARCH (p=2, 5%): 5,99; ADF(1%) (la hipótesis nula es la de no estacionariedad de los residuos): 2,65.

Los contrastes de tales restricciones se han llevado a cabo mediante un test de Wald, llegando a los resultados mostrados en el cuadro 4¹⁸.

Como puede apreciarse, tanto en el corto como en el largo plazo se rechazan las restricciones impuestas por la teoría de la demanda. Este resultado contrasta con los obtenidos en Anderson y Blundell (1983), donde tales hipótesis no son rechazadas por los datos en el largo plazo. De hecho, tales autores [Anderson y Blundell (1982a)] señalan que cabría esperar el cumplimiento de las restricciones teóricas en el largo plazo; en el corto plazo, los agentes económicos pueden estar (y, de hecho, la significatividad del coeficiente de ajuste λ así lo manifiesta) en desequilibrio, con lo que no existen razones para esperar el cumplimiento de tales propiedades en el corto plazo.

Rechazadas las hipótesis de homogeneidad y simetría, el paso siguiente ha consistido en calcular las estimaciones de las elasticidades precio y renta derivadas del modelo original (sin incorporar las propiedades teóricas). Los resultados de la estimación del modelo LA-AIDS dinámico [13] se encuentran en el cuadro 3, donde aparecen las estimaciones de los parámetros de las matrices C y Π (tales estimaciones pueden interpretarse como las elasticidades de las *shares* de cada categoría de bienes respecto a los precios y al gasto real), junto con los estadísticos t de significación correspondientes¹⁹. A partir de los parámetros estimados del modelo, se han evaluado las elasticidades de demanda (no de las *shares*) en el valor medio de las proporciones de

Cuadro 4: CONTRASTES DE RESTRICCIONES TEÓRICAS EN EL MODELO AIDS DINÁMICO

Hipótesis	Nº restricciones	Estadístico Wald	Probabilidad
<i>Largo plazo</i>			
Homogeneidad	4	82,83	0,000
Simetría	10	123,13	0,000
<i>Corto plazo</i>			
Homogeneidad	4	74,47	0,000
Simetría	10	113,37	0,000

(18) Al objeto de comprobar si la especificación dinámica mejora el cumplimiento de las restricciones de homogeneidad lineal (H) y efectos cruzados simétricos (S) [tal como sugieren Anderson y Blundell (1983)], se han contrastado tales hipótesis en todos los modelos estimados en el cuadro 2, siendo los resultados del test de Wald los siguientes: estático: (H) 112,5, (S) 250,6; ajuste parcial: (H) 80,2, (S) 131,9; autorregresivo: (H) 67,6, (S) 110,0.

(19) En la última fila de dicha tabla aparecen los contrastes de especificación de las ecuaciones del sistema. Como se puede apreciar, el ajuste obtenido es aceptable y todas las ecuaciones estimadas pasan sin dificultad los contrastes de especificación realizados, validando la utilización de los parámetros estimados en el análisis estructural posterior.

gasto. La expresión para el cálculo de tales elasticidades viene dada por [Green y Alston (1991)]:

Elasticidad renta a largo y corto plazo:

$$\eta_i^{LP} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad \eta_i^{CP} = 1 + \frac{c_{i,n+1}}{w_i}$$

Elasticidades precio marshallianas a largo y corto plazo:

$$e_{ij}^{LP} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \frac{w_j}{w_i} \quad e_{ij}^{CP} = -\delta_{ij} + \frac{c_{ij}}{w_i} - c_{i,n+1} \frac{w_j}{w_i}$$

Elasticidades precio hicksianas a largo y corto plazo:

$$e_{ij}^{*,LP} = e_{ij}^{LP} + \eta_i^{LP} w_j \quad e_{ij}^{*,CP} = e_{ij}^{CP} + \eta_i^{CP} w_j$$

y los resultados de aplicar tales fórmulas al caso concreto analizado se encuentran en la tabla 5²⁰.

El valor estimado de las elasticidades renta clasificó a los grupos de Gastos en el hogar y Otros gastos como bienes de lujo (lo que indica que su participación relativa en el gasto total será mayor a medida que dicho gasto aumente) tanto en el corto como en el largo plazo siendo, además, las magnitudes muy similares en ambos lapsos de tiempo. También apareció clasificado como bien de lujo, en el corto plazo, el grupo de Vestido y calzado, aunque con un valor muy próximo a la unidad (su participación en el gasto varía proporcionalmente al gasto total). El resto de bienes (salvo la excepción hecha en el segundo grupo) quedó clasificado como de primera necesidad (esto indica que los productos de lujo ganan participación relativa en detrimento de estos otros) al ser su elasticidad gasto menor que la unidad. Dentro de este segundo grupo cabe destacar la diferencia existente entre la elasticidad renta estimada para el corto y el largo plazo del grupo de Alquiler y energía, indicando una respuesta renta muy limitada en un lapso corto de tiempo (un año) y una respuesta casi unitaria en el largo plazo.

Todas las elasticidades precio directas fueron negativas, tanto en el corto como en el largo plazo, siendo además las estimaciones temporales similares para los grupos de Alimentos, bebidas y tabaco y Otros gastos. En estos dos grupos la respuesta es inelástica (es decir, su demanda varía menos que proporcionalmente ante fluctuaciones en su propio precio) y significativamente distinta de cero (lo mismo podría decirse en las respuestas a corto plazo de los grupos de Vestido y calzado y Artículos del hogar). Es de destacar la falta de respuesta al propio precio de los grupos de Alquiler y energía (tanto en el corto como en el largo plazo) y de Artículos del hogar (en el largo plazo).

Las elasticidades precio cruzadas indican el grado de complementariedad y sustitución bruta entre los diferentes grupos de productos según que su valor sea menor o mayor que cero. Del total de las elasticidades cruzadas a corto plazo estimadas, y descontando aquellas cuyo valor está muy cercano a cero, 4 resultaron positivas y 11 resultaron negativas, indicando una mayor tendencia hacia la complementariedad cuando el lapso de tiempo es corto (un año); en el largo plazo 7 fueron positivas y otras 12

(20) Para el cálculo de las elasticidades precio *hicksianas* (compensadas) basta utilizar los datos contenidos en este cuadro y los valores de las proporciones promedio de cada grupo (cuadro 1).

Cuadro 5: ELASTICIDADES, RENTA Y PRECIO (MARSHALLIANAS) DERIVADAS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO AIDS DINÁMICO

	GRUPO 1		GRUPO 2		GRUPO 3		GRUPO 4		GRUPO 5	
	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo
Elasticidades renta	0,76	0,63	1,12	0,76	0,38	0,91	1,24	1,19	1,36	1,32
Elasticidades precio										
GRUPO 1	-0,44	-0,46	-0,19	-0,35	0,39	0,11	0,22	0,25	-0,36	-0,20
GRUPO 2	0,18	0,36	-0,22	-0,02	-0,72	-0,42	-0,23	-0,54	-0,03	-0,45
GRUPO 3	-0,08	0,04	-0,07	-0,61	-0,03	-0,05	-0,02	0,38	-0,33	-0,77
GRUPO 4	-0,45	-1,06	-0,29	0,20	-0,57	-1,18	-0,35	-0,01	0,16	0,93
GRUPO 5	-0,33	-0,29	0,05	0,20	-0,48	-0,21	-0,22	-0,33	-0,63	-0,61

NOTA 1: Las elasticidades se han evaluado en la media de las participaciones de gasto.

NOTA 2: GRUPO 1: Alimentos, bebidas y tabaco; GRUPO 2: Vestido y calzado; GRUPO 3: Alquiler y energía; GRUPO 4: Artículos del hogar; GRUPO 5: Otros gastos.

negativas, evidenciando de nuevo una mayor tendencia hacia la complementariedad. Puede observarse que el número de respuestas no significativas es mucho menor en el largo plazo (un caso) que en el corto plazo (cinco casos).

Las clasificaciones temporales fueron similares, salvo en el caso de la elasticidad cruzada del grupo de Vestido y calzado respecto al grupo de Gastos en el hogar. En general, las magnitudes fueron mayores (en valor absoluto) en el largo plazo que en el corto plazo, destacando la diferencia existente entre las estimaciones a corto y a largo plazo de las elasticidades precio-cruzadas de los grupos de Alquiler y energía y Otros gastos respecto al grupo de Artículos del hogar.

3. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se ha intentado poner de manifiesto la importancia de los aspectos dinámicos en la modelización econométrica de los datos de consumo agregado de las familias españolas. Partiendo de un modelo de demanda derivado de un problema (estático) de maximización de la utilidad, se ha construido un modelo dinámico suficientemente general como para ser capaz de adaptarse al conjunto de datos usado en el trabajo.

Una vez estimado el modelo que sirve de base, se han contrastado tanto el modelo estático como dos modelos dinámicos intermedios, rechazándose todos ellos en favor del modelo dinámico general. A partir de este modelo se han calculado las estimaciones de las elasticidades renta y precio (no compensadas) llegando a una clasificación de las categorías de consumo en términos de respuesta renta (bienes de lujo o de primera necesidad) y de respuestas precio (sustitutos o complementos brutos), poniendo tales estimaciones de manifiesto las diferencias existentes en las respuestas a corto y a largo plazo de los consumidores frente a variaciones en los precios o en la renta disponible para el consumo.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson G. y Blundell R. (1982a): "Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems", *Econometrica*, vol. 50, N° 6, págs. 1559-1571.
- Anderson G. y Blundell R. (1982b): "Consumer non-durables in the U.K.: a dynamic demand system", *The Economic Journal*, vol. 94, págs. 35-44.
- Anderson G. y Blundell R. (1983): "Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers' Expenditure in Canada", *Review of Economic Studies*, vol. 50, págs. 397-410.
- Andrés J.A., Escribano C., Molinas C. y Taguas D. (1990): *La inversión en España: Modelización con Restricciones de Equilibrio*. Antoni Bosch ed. e IEF.
- Andrikopoulos A. y Brox J. (1984): "Forecasting Canadian Consumption using the Dynamic Generalized Linear Expenditure System (DGLES)", *Applied Economics*, vol. 16, págs. 839-853.
- Andrikopoulos A., Brox J. y Georgapoulos T. (1987): "Short-Run Expenditure and Price Elasticities for Agricultural Commodities: The Case of Greece, 1951-1983", *European Economic Review*, vol. 14, págs. 335-346.
- Attfield C. (1985): "Homogeneity and endogeneity in systems of demands equations", *Journal of Econometrics*, vol. 27, págs. 197-209.

- Attfield C. y Browning M. (1985): "A Differential Demand System, Rational Expectations and the Life Cycle Hypothesis", *Econometrica*, vol. 53, págs. 31-48.
- Banerjee A., Dolado J. y Mestre R. (1993): "On some simple tests for cointegration: the costs of simplicity", *Banco de España, Servicio de Estudios*, Documento de Trabajo nº 9302.
- Barnett W. (1976): "Maximum Likelihood and Iterated Aitken Estimation of Nonlinear Systems of Equations", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71, págs. 354-360.
- Barten A. (1969): "Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations", *European Economic Review*, vol. 1, págs. 7-73.
- Beach C. y McKinnon J. (1979): "A Maximum Likelihood Estimation of Singular Equation Systems with Autorregresive Disturbances", *International Economic Review*, vol. 20, Nº 2, págs. 459-464.
- Bernanke B. (1986): "Alternative explanations of the money-income correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, págs. 49-100.
- Berndt E. y Savin E. (1975): "Estimation and hypothesis in singular equation systems with autorregresive disturbances", *Econometrica*, vol. 43, N. 5-6, págs. 937-957.
- Blanciforti L. y Green R. (1983): "An Almost Ideal Demand System Incorporating Habit Effects: An Analysis of Expenditures on food and aggregate commodity groups", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, págs. 511-515.
- Boyce R. (1975): "Estimation of Dynamic Gorman Polar Form Utility Functions", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 4, Nº 1, págs. 103-116.
- Boyer M. (1983): "Rational Demand and Expenditures Patterns under Habit Formation", *Journal of Economic Theory*, vol. 31, págs. 27-53.
- Bronsard C. y Salvas-Bronsard L. (1984): "On price exogeneity in complete demand systems", *Journal of Econometrics*, vol. 24, págs. 235-247.
- Browning M. (1991): "A Simple Nonadditive Preference Structure for Models of Household Behavior over Time", *Journal of Political Economy*, vol. 99, Nº 3, págs. 607-637.
- Burton M. y Young T. (1992): "The structure of changing preferences tastes for meat and fish in Great Britain", *European Review of Agricultural Economics*, vol. 19, págs. 165-180.
- Chen P. y Veeman M. (1991): "An Almost Ideal Demand System analysis with habit formation and structural change", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 39, págs. 223-225.
- Clements M. y Mizon G. (1991): "Empirical analysis of macroeconomic time series (VAR and structural models)", *European Economic Review*, vol. 35, págs. 887-932.
- Clements K. y Selvanathan S. (1994): "Understanding consumption patterns", *Empirical Economics*, vol. 19, págs. 69-110.
- Darrrough M., Pollack R. y Wales T. (1983): "Dynamic and stochastic structure: an analysis of three time series of household budget studies", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, págs. 274-281.
- Davidson J. y Hall S. (1991): "Cointegration in recursive systems", *The Economic Journal*, vol. 101, págs. 239-251.
- Davidson J., Hendry D., Srba F. y Yeo S. (1978): "Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumers' expenditure and income in the U.K.", *Economic Journal*, vol. 88, págs. 661-692.
- Deaton A. y Muellbauer J. (1980): "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, vol. 70, págs. 312-326.
- Dickey D. y Fuller W. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, págs. 427-431.
- Dickey D. y Fuller W. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 50, págs. 1057-1072.
- Dickey D. y Said S. (1984): "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, vol. 71, págs. 153-174.

- Diewert E. (1974): "Intertemporal consumer theory and the demand for durables", *Econometrica*, vol. 42, págs. 497-516.
- Engle R. y Granger C. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, págs. 251-276.
- Fuller W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley.
- Gaertner W. (1974): "A Dynamic Model of Interdependent Consumer Behaviour", *Zeitschrift für Nationalökonomie*, vol. 34, págs. 327-344.
- Gallant A. y Holly A. (1980): "Statistical inference in a implicit, nonlinear, simultaneous equations model in the context of maximum likelihood estimation", *Econometrica*, vol. 48, págs. 697-720.
- Gorman W. (1967): "Tastes, Habits and Choices", *International Economic Review*, vol. 8, N° 2, págs. 218-222.
- Granger C. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, vol. 52, págs. 424-438.
- Green R. y Alston J. (1991): "Elasticities in AIDS models: a clarification and extension", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, págs. 874-875.
- Hammond P. (1976): "Endogeneous Tastes and Stable Long-Run Choice", *Journal of Economic Theory*, vol. 13, N° 2, págs. 329-340.
- Heien D. y Durham C. (1991): "A test of the habit formation hypothesis using household data", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 2, págs. 189-199.
- Jorgenson D. y Lau L. (1975): "The structure of consumer preferences", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 4, págs. 49-101.
- King R., Plosser C., Stock J. y Watson M. (1987): "Stochastic trends and economic fluctuations", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 2229.
- Klijn N. (1977): "Expenditure, savings and habit formation: a comment", *International Economic Review*, vol. 18, págs. 771-778.
- Krelle W. (1973): "Dynamics of the Utility Function", en *Carl Menger and the Austrian School of Economics* (ed. J. Hicks y W. Weber), New York: Oxford University Press, págs. 92-128.
- Lluch C. (1974): "Expenditure, Savings and Habit Formation", *International Economic Review*, vol. 15, N° 3, págs. 786-797.
- Lorenzo M.J. (1988): "Sistemas completos de demanda para la economía española", *Investigaciones Económicas (Segunda época)*, vol. 12, N° 1, págs. 83-130.
- Manser M. (1976): "Elasticities of Demand for Food: An Analysis Using Non-Additive Utility Functions Allowing for Habit Formation", *Southern Economic Journal*, vol. 43, N° 1, págs. 879-891.
- McCarthy M. (1974): "On the Stability of Dynamic Demand Functions", *International Economic Review*, vol. 15, N° 1, págs. 256-259.
- Molinas C., Sebastián M. y Zabalza A. (1991): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Barcelona y Madrid: Antoni Bosch, editor e Instituto de Estudios Fiscales.
- Moschini G. (1995): "Units of measurement and the Stone index in demand system estimation", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, págs. 63-68.
- Muscattelli V., Srinivasan T. y Vines D.: "Demand and supply factors in the determination of NIE exports: a simultaneous error correction model for Hong-Kong", *The Economic Journal*, vol. 102, págs. 1467-1477.
- OECD *National Accounts, vol. 2: Detailed Tables*, Paris: OECD. Varios volúmenes.
- Pashardes P. (1986): "Myopic and Forward Looking Behaviour in a Dynamic Demand System", *International Economic Review*, vol. 27, N° 2, págs. 387-389.
- Philips L. (1974): "A dynamic version of the linear expenditure model", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 54, págs. 450-458.
- Pollack R. (1970): "Habit Formation and Dynamic Demand Functions", *Journal of Political Economy*, vol. 78, N° 4, págs. 745-763.

- Pollack R. (1976): "Habit Formation and Long-Run Utility Functions", *Journal of Economic Theory*, vol. 13, Nº 2, págs. 272-297.
- Pollack R. y Wales T. (1992a): "Specification and Estimation of Dynamic Demand Systems", en *Aggregation, Consumption and Trade: Essays in Honor of H.S. Houthakker* (ed. L. Philips y L. Taylor), Boston: Kluwer.
- Pollack R. y Wales T. (1992b): *Demand System Specification and Estimation*, New York and Oxford: Oxford University Press.
- Rappoport P. y Reichlin L. (1989): "Segmented trends and non-stationary time series", *The Economic Journal*, vol. 99, págs. 168-177.
- Ray R. (1985): "Specification and time series estimation of dynamic Gorman Polar Form demand systems", *European Economic Review*, vol. 27, págs. 357-374.
- Sanz R. (1974): *Teoría Estática y Dinámica de la Demanda. Una aplicación al consumo privado español*, Madrid: Instituto Iberoamericano de Desarrollo Económico.
- Sargan J. y Bhargava A. (1983): "Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk", *Econometrica*, vol. 51, págs. 153-174.
- Sims C. (1980): "Macroeconomic and reality", *Econometrica*, vol. 48, págs. 1-35.
- Sims C. (1986): "Are forecasting models usable for policy analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 1, págs. 2-16.
- Spinnewyn F. (1981): "Rational Habit Formation", *European Economic Review*, vol. 15, Nº 1, págs. 91-109.
- Stock J. y Watson M. (1988): "Testing for common trends", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, págs. 1097-1107.
- Stone J. R. (1953): *The Measurement of Consumer's Expenditure and Behavior in the United Kingdom 1932-1938* (vol. 1), Cambridge U.K.: Cambridge University Press.
- Strotz R. (1955): "Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization", *Review of Economic Studies*, vol. 23, Nº 3, págs. 165-180.
- Taylor L. y Weiserbs D. (1972): "On the Estimation of Dynamic Demand Functions", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 54, Nº 4, págs. 459-465.
- Thurman W. (1986): "Endogeneity testing in a supply and demand framework", *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, págs. 638-646.
- Tian G. y Chipman J. (1989): "A Class of Dynamic Demand Systems", en *Advances in Econometrics and Modelling* (ed. B. Raj), págs. 93-116
- Veall M. y Zimmermann F. (1986): "A monthly dynamic consumer expenditure system for Germany with different kinds of households", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 10, págs. 256-264.

Fecha de recepción del original: enero, 1996

Versión final: julio, 1997

ABSTRACT

In this paper we analyze the private final consumption expenditure in the Spanish economy from 1964 to 1994. On the basis of a simple static model [the familiar Almost Ideal Demand System –AIDS– of Deaton and Muellbauer (1980)], we use a dynamic, simultaneous and singular demand system which takes into account the disequilibrium that exists in short-run individual behaviour, supposing that only one equilibrium exists in the long-run. The resultant model offers easy of interpretation as an error correction mechanism in which the variations in the budget shares are explained by the variations of prices and total real expenditure, and also by the trend followed in reaching the long-run equilibrium between these variables.

Keywords: private expenditure, AIDS, dynamic factors, error correction.