

BANCO DE ESPAÑA

UNA FUNCION DE CONSUMO DE BIENES DURADEROS

Angel Estrada García

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9228

BANCO DE ESPAÑA

UNA FUNCION DE CONSUMO DE BIENES DURADEROS

Angel Estrada García (*)

(*) Agradezco a Miguel Sebastián (Banco de España y Universidad Complutense) el apoyo que ha dedicado a este trabajo, sin cuyos comentarios y sugerencias no hubiera podido ser realizado. El resto de la Oficina de Coyuntura y Estudios Económicos del Banco de España y especialmente Juan José Dolado, Carlos Ballabriga, Isabel Argimón y José María Roldán contribuyeron a depurar el trabajo. Los errores que a pesar de ello subsistan son responsabilidad sólo del autor.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9228

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-194-1

Depósito legal: M-35714-1992

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se pretende determinar los factores explicativos del gasto en bienes de consumo duradero para el período 1964-1989. La oportunidad de tal desagregación en el gasto de consumo viene dada por el hecho de que el gasto en este tipo de bienes puede considerarse como una situación intermedia entre consumo y ahorro, distorsionando el comportamiento del agregado. Sus propiedades cíclicas presentan mayor conformidad con las de la inversión que con las del consumo agregado. Así, a pesar de ser un componente relativamente pequeño, buena parte de la variabilidad del gasto total viene explicada por la de este subgrupo. El análisis econométrico que se presenta utiliza técnicas de cointegración, a partir de un modelo teórico en el que se obtienen relaciones tanto a largo como a corto plazo.

I. INTRODUCCION

En este trabajo se presentan los resultados de la estimación, con datos anuales, de una función de gasto en bienes de consumo duradero para la economía española, durante el período 1964-1989.

La construcción de la serie de bienes de consumo duradero y el análisis descriptivo de la misma se encuentran en otro trabajo¹.

El interés de este trabajo reside en diferenciar el componente duradero del gasto de los consumidores que, si bien representa un porcentaje relativamente reducido del gasto total, va aumentando su importancia a lo largo del tiempo, y, además, posee unas propiedades cíclicas que pueden distorsionar el análisis del agregado. Estudios sobre los determinantes del consumo agregado con metodología similar a la de este trabajo han sido los de Andrés, Molinas y Taguas (1990) y MOISEES (1990).

Las propiedades cíclicas del consumo de duraderos (carácter procíclico, mayor variabilidad que la renta y consumo total, mayor conformidad con la inversión) vienen determinadas por el carácter temporal de la decisión de los consumidores. En la medida en que se trata de asignar flujos de servicios que proporcionan utilidad en el futuro, la decisión de consumo de duraderos no se aleja demasiado de la decisión de inversión. Como toda decisión de inversión, implica la liquidación de activos, la toma de fondos prestados o el uso de la renta corriente; es, sin embargo, una decisión de inversión asociada a la obtención inmediata y directa de un flujo de servicios de consumo.

(1) Véase Estrada y Sebastián (1991).

Esta situación intermedia entre inversión y consumo y las propiedades cíclicas mencionadas tienen implicaciones evidentes: por un lado, el impacto de las políticas de demanda restrictiva (restricciones al crédito, subidas de tipos de interés) debe ser diferente para este y para el resto de componentes del gasto de consumo de las familias; por otro, el gravamen sobre el ahorro financiero puede afectar de forma especial al gasto en bienes de consumo duradero. Por último, el papel de las expectativas (de inflación, de renta futura, fiscalidad, tipos de interés, etc.) puede ser notablemente diferente en unos u otros casos.

Puede decirse, por tanto, que la capacidad de la política económica para controlar la variabilidad del gasto de consumo (por razones de balanza corriente, diferencial de inflación, etc.) se encuentra condicionada por el tipo de consumo de que se trate: bienes duraderos o no duraderos.

El trabajo se organiza de la forma siguiente. En la sección 2, se detallan los fundamentos teóricos en los que se ha basado el análisis empírico. En la 3, se presenta una función estructural de gasto en consumo de duraderos basada en el análisis de cointegración, comparándose las elasticidades básicas con las de otros trabajos para el consumo agregado de la economía española. Por último, en la cuarta sección, se simula dinámicamente la ecuación en los años 1990 y 1991.

II. MARCO TEORICO

Las hipótesis básicas utilizadas consisten en que los consumidores tienen idénticas preferencias, viven un número finito de períodos y obtienen una utilidad del consumo de bienes y servicios, que podemos clasificar en:

1) Bienes y servicios que los agentes consumen directamente, y que se agrupan bajo el nombre de "no duraderos", C_t^{nd} .

2) Bienes y servicios que los agentes deben combinar para generar servicios que proporcionan utilidad a los consumidores S_t^d . Dentro de este tipo de bienes, se incluyen tanto los bienes de consumo duradero como los "bienes intermedios" (la energía, etc.) que permiten que éstos funcionen y generen servicios para los agentes. Por ejemplo, parece evidente que un consumidor no demandaría gasolina si no dispusiera de coche, y, si adquiere un coche, sólo demandando gasolina puede obtener los servicios de transporte, que son los que le proporcionan la utilidad.

Por tanto, en cada período, $U_t = U_t(C_t^{nd}, S_t^d)$.

De esta forma, se supone que los servicios que generan utilidad para los agentes se obtienen de una función de producción, invariante en el tiempo, cuyos argumentos son el stock de duraderos y el consumo intermedio de energía:

$$S_t^d = F(K_t, E_t)$$

siendo K_t el stock de bienes de consumo duradero y E_t la energía consumida por éstos.

Dado que en cada período el consumidor derivará utilidad de S_t^d y C_t^{nd} , el problema intertemporal al que se enfrentará es el siguiente:

$$\text{Max } V (U (C_1^{nd}, S_1^d), \dots, U (C_T^{nd}, S_T^d))$$

s.a.

$$A_t = (1+r) A_{t-1} + y_t - P_t^{nd} C_t^{nd} - P_t^e E_t - P_t^d C_t^d \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$C_t^d = K_t - K_{t-1} + \delta K_{t-1} \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

$$S_t^d = F(K_t, E_t) \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$E_t = H(K_t) \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

$$A_T \geq 0 \quad (5)$$

siendo A la riqueza no humana, y_t la renta laboral percibida por los consumidores, P^{nd} el precio de los bienes de consumo no duraderos, P^e el precio de los productos energéticos, P^d el precio de los bienes de consumo duradero, C^d el gasto en bienes de consumo duradero, r el tipo de interés nominal, que se supone constante, y δ la tasa de depreciación del stock de bienes de consumo duradero, que también se supone constante.

Antes de resolver el problema de optimización, conviene resaltar los supuestos implícitos y añadir algunos más que faciliten el análisis. En cuanto a la función objetivo, se está suponiendo que la

función de utilidad es intertemporalmente separable. Con respecto a las restricciones, (1) es la que muestra cómo evoluciona la riqueza de los agentes en el tiempo, suponiendo que el tipo de interés nominal es constante. La restricción (2) determina cómo evoluciona el stock de bienes de consumo duradero. La restricción (3) es la función de producción comentada anteriormente, y la restricción (4) relaciona el consumo de energía con el stock de bienes duraderos existente; ambas se suponen invariantes en el tiempo. Dicha constancia se justifica mediante la hipótesis de que la intensidad de uso se mantiene estable en el tiempo, es decir, que no existe un avance tecnológico que permita derivar el mismo volumen de servicios con una menor dotación de energía, dado el stock de bienes. Por último, la restricción (5) es la condición terminal del problema, que impide que los agentes mueran endeudados. Esta restricción se transforma en igualdad, en el supuesto de que el consumidor no llegue a saciarse.

A partir de ahora, se supone linealidad de (3) y (4), de forma que:

$$S_t^d = F(K_t, E_t) = \alpha_1 K_t + \alpha_2 E_t$$

$$E_t = H(K_t) = \alpha_3 K_t$$

sustituyendo una en la otra:

$$S_t^d = F(K_t, E_t) = \alpha_1 K_t + \alpha_2 \alpha_3 K_t = (\alpha_1 + \alpha_2 \alpha_3) K_t$$

Por tanto, el problema del consumidor se puede reescribir:

$$\text{Max } V(U^*(C_1^{nd}, K_1), \dots, U^*(C_T^{nd}, K_T))$$

s.a.

$$A_t = (1+r) A_{t-1} + y_t - P_t^{nd} C_t^{nd} - (\alpha_3 P_t^e + P_t^d) K_t + (1-\delta) P_t^d K_{t-1} \quad t=1, \dots, T$$

donde se ha sustituido la expresión obtenida para $F(\cdot)$, así como la restricción (2).

Si se agrega intertemporalmente esta restricción, e imponiendo (5) con igualdad, se obtiene:

$$W_1 = P_1^{nd} C_1^{nd} + \dots + P_T^{nd} C_T^{nd} + (\alpha_3 P_1^e + P_1^d - \frac{(1-\delta)P_2^d}{1+r}) K_1 + \dots + (\alpha_3 P_T^e + P_T^d) K_T$$

siendo

$$W_1 = A_1 + \sum_{t=1}^{T-1} \frac{y_t}{(1+r)^t} + P_1^d (1-\delta) K_0 \quad t = 1, \dots, T$$

Al ser la función de utilidad intertemporalmente separable, el consumidor puede resolver de forma óptima este problema en dos etapas. En la primera de ellas, asignaría la renta que va a recibir a lo largo del tiempo en cada uno de los períodos en los que vive, y, en la segunda etapa, decidiría cómo distribuye ese gasto entre los diferentes bienes que demanda. Para ello es fundamental suponer que el tipo de interés nominal es constante.

De esta forma, en la segunda etapa, el consumidor resuelve:

$$\text{Max } V(C_t^{nd}, K_t)$$

s.a

$$P_t^{nd} C_t^{nd} + CU_t K_t = G_t$$

siendo

$$CU_t = \alpha_3 P_t^e + P_t^d - \frac{P_{t+1}^d (1-\delta)}{1+r}$$

y G_t el gasto asignado a cada uno de los períodos, solución de la primera etapa del proceso de optimización.

Sea una función de utilidad del tipo:

$$V(C_t^{nd}, K_t) = \frac{\alpha_{nd}}{a} \left(\frac{C_t^{nd}}{\alpha_{nd}} \right)^a + \frac{\alpha_d}{a} \left(\frac{K_t}{\alpha_d} \right)^a \quad (6)$$

Esta función de utilidad tiene la característica de ser homotética en cada uno de los bienes, con elasticidad de sustitución constante. Este tipo de funciones de utilidad es un caso particular de la formulada por Johanssen² y permiten obtener sistemas aditivos de demanda.

La solución al problema del consumidor sería entonces del tipo:

$$K_t = \frac{CU_t^{\frac{1}{a-1}} \cdot G_t \cdot \alpha_d}{(P_t^{nd})^{\frac{a}{a-1}} \cdot \alpha_{nd} + (CU_t)^{\frac{a}{a-1}} \cdot \alpha_d} \quad (7)$$

$$C_t^{nd} = \frac{(P_t^{nd})^{\frac{1}{a-1}} \cdot G_t \cdot \alpha_{nd}}{(P_t^{nd})^{\frac{a}{a-1}} \cdot \alpha_{nd} + (CU_t)^{\frac{a}{a-1}} \cdot \alpha_d} \quad (8)$$

Definiendo el denominador de (7) y (8) como un deflactor agregado de consumo:

$$P_t^* = \left\{ (P_t^{nd})^{\frac{a}{a-1}} \alpha_{nd} + (CU_t)^{\frac{a}{a-1}} \alpha_d \right\}^{\frac{a-1}{a}}$$

(2) Segura, J. (1986). Análisis Microeconómico.

Se pueden escribir (7) y (8):

$$K_t = (CU_t^*)^{\frac{1}{a-1}} \cdot \alpha_d \cdot G_t^* \quad (7')$$

$$C_t^{nd} = (P_t^{nd*})^{\frac{1}{a-1}} \cdot \alpha_{nd} \cdot G_t^* \quad (8')$$

siendo

$$CU_t^* = \frac{CU_t}{P_t^*} \quad ; \quad P_t^{nd*} = \frac{P_t^{nd}}{P_t^*}$$

y

$$G_t^* = \frac{G_t}{P_t^*}$$

Sustituyendo (7') y (8') en la función de utilidad (6) se obtiene:

$$V(G_t^*) = \frac{1}{a} (G_t^*)^a$$

donde ya se puede interpretar el parámetro \underline{a} como uno menos el coeficiente de aversión relativa al riesgo, que es constante para la forma funcional elegida. En la primera etapa, el consumidor resolvería:

$$\text{Max} \sum_{t=1}^T \frac{1}{a} (G_t^*)^a$$

s.a.

$$W_1^* = \sum_{t=1}^{T-1} \frac{G_t^*}{(1+r)^t}$$

Siguiendo a Muellbauer y Bover (1986), este problema se puede reescribir considerando la existencia de restricciones de liquidez como:

$$\text{Max} \sum_{t=1}^T \frac{1}{a} (G_t^*)^a$$

s.a

$$A_t^* \geq -\psi_t - \sigma y_t^* \quad t = 1 \dots T$$

$$W_1^* = \sum_{t=1}^{T-1} \frac{G_t^*}{(1+r)^t}$$

Es decir, el consumidor se encuentra restringido por el volumen máximo del crédito que en cada período puede tomar $(-\psi_t - \sigma y_t^*)$, siendo ψ_t un parámetro que puede depender de las condiciones económicas y de los desarrollos institucionales del mercado de crédito, que parece especialmente importante en el período considerado, ya que, en la segunda mitad de la década de los ochenta se produjo una intensa evolución, con frecuentes innovaciones, en el mercado de crédito al consumo.

Así, las condiciones de primer orden serían:

$$(1+r) G_{t+1}^{*a-1} = G_t^{*a-1} - \mu_t$$

donde μ_t es el multiplicador de Lagrange asociado a la relajación de la condición de endeudamiento máximo.

Definiendo

$$\mu_t^* = \frac{\mu_t}{G_t^{*a-1}}$$

se puede reescribir esa condición como:

$$(1+r)G_{t+1}^{*a-1} = G_t^{*a-1}(1-\mu_t^*)$$

Así, tomando logaritmos neperianos:

$$\Delta \text{Ln } G_{t+1}^* = \frac{1}{1-a} [\text{Ln}(1+r) - \text{Ln}(1+\mu_t^*)]$$

Nótese que, para los agentes en los que la restricción de endeudamiento no es efectiva, $\mu_t^* = 0$. Para aquellos agentes en que sí es efectiva, teniendo en cuenta la restricción período a período:

$$G_{t+1}^* = \frac{W_{t+1}^*}{\phi_{t+1}}$$

donde:

$$\phi_{t+1} = 1 + \sum_{s=1}^T \prod_{i=1}^s \left(\frac{\lambda}{1+\mu_{t+i}^*} \right)^{\frac{1}{1-a}}$$

siendo ϕ_{t+1} la tasa de descuento asociada a los agentes restringidos en el mercado de crédito, donde λ sería proporcional a $(1+r)^{a-1}$. Esta condición implica que, en cada período, los agentes llevan a cabo un gasto que es proporcional a su renta permanente, pero que esa proporción no es constante, sino que varía con las condiciones de restrictividad en el mercado de crédito a las que se enfrenten.

Con lo cual, agregando, se tendría:

$$\text{Ln } G_t = \frac{1}{1-a} s (\text{Ln}(1+r)) - s [\text{Ln } W_t^\tau - \text{Ln } G_{t-1}^\tau - \text{Ln } \phi_t^\tau] \quad (9)$$

donde el superíndice τ se refiere a los agentes que se encuentran restringidos y s es la proporción de gasto llevado a cabo por éstos.

Si un stock crece a una tasa constante, el flujo que lo alimenta crece a la misma tasa constante, es decir,

$$\frac{K_t}{K_{t-1}} = \frac{C_t^d}{C_{t-1}^d}$$

con lo cual $\frac{K_{t-1}}{C_{t-1}^d} = \Theta$, y se podría escribir:

$$\text{Ln} K_t = \text{Ln } C_t^d + \text{Ln} \Theta \quad (10)$$

Así la expresión (9) se podría reescribir, utilizando (7'), como:

$$\Delta \text{Ln} C_t^d = \frac{1}{a-1} \Delta \text{Ln} C U_t^* + \frac{1-s}{1-a} \text{Ln}(1+r) + s \left[\text{Ln} W_t^{r*} - \text{Ln} C_{t-1}^{dr} + \frac{1}{a-1} \text{Ln}(C U_t^*) + \text{Ln} \frac{\alpha_d}{\Theta} - \text{Ln} \phi_t^r \right] \quad (11)$$

Las series estadísticas que han de utilizarse para aproximar las variables no observables $\text{Ln } W_t^{r*} - \text{Ln } C_{t-1}^{dr}$ y ϕ_t^r son sugeridas por los autores de los cuales fueron tomados estos desarrollos³. Para la primera de ellas, estos autores sugieren utilizar $(\text{Ln } Y_{t-1} - \text{Ln } C_{t-1})$ y $\Delta \text{Ln } Y_t$, y, para la segunda, las variaciones de la tasa de paro, aunque a la hora de estimar se tomó, igual que hicieron los autores citados, la renta disponible de las familias, que se define como:

$$Y_t^d = Y_t + r A_{t-1}$$

con lo cual

(3) Muellbauer y Bover (1986)

$$\text{Ln } Y_t^d = \text{Ln } Y_t \left(1 + r \frac{A_{t-1}}{Y_t} \right)$$

de donde

$$\text{Ln } Y_t = \text{Ln } Y_t^d - \frac{A_{t-1}}{Y_t} r$$

Existe, por tanto, un factor de corrección del tipo $\frac{A_{t-1}}{Y_t}$ que quizás explique la aparición de la aceleración de la riqueza en la relación que posteriormente se estimará.

La relación de largo plazo que, por tanto, es sugerida por estos desarrollos sería del tipo:

$$\text{Ln } C^d = \text{Ln } \frac{\alpha_d}{\Theta} + \frac{1}{a-1} \text{Ln } CU^* + \text{Ln } G^* \quad (12)$$

Teniendo en cuenta cómo evoluciona G , la relación de corto plazo vendría dada por (11). Para la estimación, se utilizarán las aproximaciones comentadas anteriormente, incluido el precio relativo de la energía como proxy del coste de uso de los bienes de consumo duradero.

III. UN MODELO ESTRUCTURAL PARA LA DEMANDA DE BIENES DE CONSUMO DURADERO

Utilizando el análisis de cointegración y aplicando la metodología para muestras pequeñas utilizada en la estimación de funciones de comportamiento para la economía española (véase, por ejemplo, MOISEES (1990)), se trata de estimar un mecanismo de corrección de error para el gasto en bienes de consumo duradero, cuya justificación teórica se ha presentado en la sección anterior.

El análisis univariante previo de las series implicadas en la modelización ya ha sido tratado en otros trabajos relacionados con MOISEES (1990)⁴. En resumen: se podría aceptar la hipótesis de que tanto la renta disponible de las familias en términos reales, como la riqueza, el tipo de interés real, la tasa de paro y el precio relativo de la energía, parecen evolucionar como una serie integrada de orden uno. El gasto en bienes de consumo duradero, como se muestra en el apéndice I de este trabajo, también parece comportarse como una serie integrada de orden 1.

III.1. Los modelos estimados

Tal como se detalla en el apéndice II de este trabajo, se seleccionaron el gasto real en bienes de consumo duradero, la renta disponible real de las familias y el precio relativo de la energía como variables determinantes de la relación de largo plazo a partir de la cual se especifica un mecanismo de corrección de error. Las estimaciones correspondientes aparecen en el cuadro A III.1.

Como puede observarse, todos los coeficientes estimados son significativos y tienen el signo deseado. Además, las estimaciones son bastante consistentes y estables, según se muestra en el apéndice III del trabajo.

(4) Véanse, por ejemplo, Molinas, Sebastián y Zabalza (1991).

En el cuadro III.1, se presentan tres estimaciones. La primera de ellas es la que se analiza en términos estructurales. La segunda sólo se distingue de la primera en que incorpora una intervención⁵, y la tercera elimina la variable tasa de desempleo, en un intento de determinar qué tipo de efectos está captando esta variable. Según el modelo teórico, podría estar reflejando restricciones de liquidez para los agentes. En otros trabajos, sin embargo, se ha apuntado la posibilidad de que capte otro tipo de efectos como expectativas de renta futura, etc. Estas cuestiones serán analizadas más adelante.

III.1.1. Elasticidades de largo plazo

Como puede observarse en el cuadro III.1, las elasticidades a largo plazo estimadas son: 1.40 para la renta disponible de las familias y -0.08 para el precio relativo de la energía.

Estas elasticidades parecen estar estimadas de forma consistente, ya que, como puede apreciarse en el apéndice II, coinciden con las estimadas para la regresión estática por M.C.O. y con las estimadas a través de la metodología de Johansen. En el apéndice III, puede observarse que las estimaciones llevadas a cabo utilizando variables instrumentales no alteraron dichas elasticidades. En todos los casos, el mecanismo de corrección de error es significativo y tiene el signo correcto, lo cual reafirma la hipótesis de que estas tres variables están cointegradas.

Si bien el modelo teórico sugiere una elasticidad unitaria para el gasto (o para su proxy, la renta disponible), a la hora de estimar se permitió que el parámetro fuera distinto de la unidad. Con esto se pretendía captar el efecto, observado en los datos, de ganancia de peso

(5) Esta intervención podría venir justificada por el enorme crecimiento que en este período (1968) tuvo la inversión residencial de las familias.

CUADRO III.1

GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO

Variable dependiente: Diferencias del
Log gasto real en bienes de consumo duradero

| | MCO | | |
|--------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 1 | 2 | 3 |
| DLX | 1,06 (5,62) | 0,91 (4,83) | 1,19 (4,58) |
| DDLW | 1,07 (3,82) | 1,46 (4,61) | 0,81 (2,14) |
| DLPREN | -0,04 (-2,83) | -0,04 (-2,62) | -0,08 (-4,81) |
| D2U | -0,94 (-3,88) | -1,04 (-4,64) | - |
| DR | -0,19 (-1,88) | -0,28 (-2,72) | -0,13 (-0,91) |
| I68 | - | 0,03 (2,03) | - |
| MCE | -0,86 (-5,34) | -0,71 (-4,37) | -0,96 (-4,35) |
| LCD(-1) | 1* - | 1* - | 1* - |
| CONSTANTE | 7,52 (18,59) | 6,87 (13,32) | 8,03 (18,17) |
| LY (-1) | -1,40 (-50,97) | -1,37 (-49,01) | -1,44 (-49,67) |
| LPREN(-1) | 0,08 (4,72) | 0,07 (4,00) | 0,12 (7,73) |
| R ² | 0,96 | 0,97 | 0,94 |
| Desv. Tip. | 0,011 | 0,010 | 0,016 |
| D.W. | 2,14 | 2,02 | 1,70 |
| $\chi^2_{(3)}$ Chi2 (3)(correlación) | 4,95 | 4,10 | 3,77 |
| T=23 (1966-1988) | | | |

(Entre paréntesis t-ratios); *: coeficiente restringido

CD: Gasto en duraderos

Y: Renta disponible

W: Riqueza

PREN: precio relativo de la energía

R: Tipo de interés real expost

U: Tasa de paro

I68: Dummy con valor -1 en 1967, +1 en 1968 y 0 en el resto

L: Operador logarítmico

D: (1-B)

D2: (1-B)

B: Operador de retardo

MCE: Mecanismo de corrección del error.

del gasto en bienes de consumo duradero en relación con la renta disponible. Esta hipótesis fue aceptada por los datos y está en línea con las estimaciones presentadas por otros autores para otros países, como, por ejemplo, Mizon y Hendry (1980) que obtienen una elasticidad-renta de 1.41 para la economía canadiense (excluyendo el gasto en vehículos) y con el modelo del Instituto Nacional del Reino Unido que obtiene una elasticidad-renta de 1.44.

Al existir una elasticidad renta superior a la unidad (bienes de lujo), los agentes sustituyen en cada periodo gasto en bienes y servicios de consumo no duradero por gasto en bienes de consumo duradero. Esto podría conducir a que, en un momento determinado, dedicaran la totalidad de su renta a este tipo de bienes. Este problema no parece excesivamente importante, ya que, si se supone que la tasa media de crecimiento de los precios relativos de la energía es nula, se tendrá que:

$$\Delta \ln C_t^d = \beta \Delta \ln YD_t$$

Por tanto, el período T, en el cual los agentes gastarían toda su renta en adquirir bienes de consumo duradero, dependerá tanto de la situación de partida -el porcentaje inicial de gasto en duraderos $C^d(0)/YD(0)$ - como de la senda de crecimiento real de la renta. Por ejemplo: si se parte de un porcentaje inicial de un 20% de renta gastada en duraderos, y se supone que ésta crece un 2% anual en términos reales, tendrían que pasar más de 200 años antes de que la totalidad de la renta se gaste en duraderos.

La tabla siguiente presenta otros ejemplos numéricos para distintas hipótesis:

CUADRO III.2

| | T | |
|----------------|---------|---------|
| | w= 0,02 | w= 0,03 |
| C(0)/Y(0)= 0.2 | 203 | 136 |
| C(0)/Y(0)= 0.3 | 152 | 102 |

Respecto a la elasticidad estimada a largo plazo para el precio relativo de la energía, ésta toma un valor negativo de 0.08. Tal como se vio en el modelo teórico, esta variable está captando un componente del coste de uso de los bienes de consumo duraderos, que es el relacionado con los consumos intermedios necesarios para poder derivar los servicios correspondientes. Se piensa, sin embargo, que no es el único efecto que pueda estar captando. El efecto que los shocks pasados del precio del petróleo han tenido sobre las expectativas de renta de los agentes seguramente viene recogido también por esta variable.

En la tabla siguiente, se comparan estas elasticidades a largo plazo con las de otro modelo estimado para el total del consumo de la economía española, MOISEES (1990):

CUADRO III.3

| Comparación de elasticidades a largo plazo | | |
|--|-----------------------------|----------------------------|
| | Consumo de bienes duraderos | Consumo agregado (MOISEES) |
| Renta disponible | 1,41 | 0,80 |
| Riqueza | - | 0,13 |
| Precio relativo energía | -0,08 | - |

Se observa que la riqueza no resulta significativa, mientras el precio relativo de la energía desempeña un papel muy relevante. El elevado coeficiente estimado para la renta se debe, en parte, a la exclusión de la riqueza, recogiendo, además, el hecho de que, a medida que crece la renta, cambia la composición entre consumo de duraderos y no duraderos en favor de los primeros, a la vez que refleja, en cierta medida, su carácter de bien de lujo (o fondo de ahorro), como ya se apuntó anteriormente. La no aparición de la riqueza tal vez responda al hecho de que ésta no incluye el stock de duraderos, de modo que no puede captar la sustitución entre activos financieros y este tipo de activos reales, en caso de que tal sustitución se produzca.

III.1.2. Elasticidades a corto plazo

En la tabla siguiente se comparan las elasticidades de corto plazo con las que se estimaban a corto plazo para el consumo agregado del modelo MOISEES (1990):

CUADRO III.4

| Comparación de elasticidades a corto plazo | | |
|--|-----------------------------|-------------------------------|
| | Consumo bienes duraderos | Consumo agregado (MOISEES) |
| Renta disponible | 1,06 | 0,49 |
| Variación de la riqueza | 1,07 | 0,48 |
| Precio relativo de la energía | -0,04 | - |
| Impuesto inflacionario | - | -0,007 |
| Tipo de interés real | -0,19 | -0,15 |
| Variación tasa de paro | -0,94 | -0,35 |
| Corrección de error | -0,86 | -0,71 |

Con respecto a las elasticidades de la renta y de la riqueza a corto plazo, destaca el mayor valor numérico para el caso del gasto en duraderos, lo cual está en línea con la mayor variabilidad de esta serie y con la tendencia al aumento en la proporción de bienes de consumo duradero en el consumo total. Además, destaca la igualdad entre ambos coeficientes: algo que ya ocurría en el modelo agregado.

El impuesto inflacionario, que desempeñaba un papel importante a corto plazo en la función de consumo agregado, no aparece en la especificación de la de duraderos, siendo sustituido el efecto por el que recoge las variaciones en el precio relativo de la energía.

El parámetro que se estima para el tipo de interés real es mayor que el que se estima en la función de consumo agregado, aunque quizás sorprende que no tenga un valor más elevado, si se espera que los diferentes componentes del gasto en duraderos sean más sensibles al tipo de interés que el total del consumo. Sin embargo, hay que tener en cuenta que si los bienes de consumo duradero, en cierta forma, pueden ser considerados como fondo de ahorro, esta variable tendrá efectos sustitución-riqueza contrapuestos.

Respecto a la tasa de paro, en la medida en que esta variable pueda aproximar restricciones de liquidez a las que se enfrentan los agentes, el coeficiente en el caso de consumo de duraderos será más alto. Cuando se elimina esta variable, el coeficiente del mecanismo de corrección de error se eleva apreciablemente, como puede verse en la tercera columna del cuadro III.1. En el modelo teórico, se vio cómo este coeficiente debía recoger el porcentaje de consumo llevado a cabo por los agentes para los que su restricción de endeudamiento es efectiva. Además, se aprecia un aumento (en valor absoluto) del coeficiente a corto y largo plazo del precio relativo de la energía; igual que antes se había asignado a esta variable el papel de las expectativas de renta futura, la tasa de paro también puede estar captando un efecto de este tipo.

III.2. Análisis estructural de los determinantes del gasto en bienes de consumo duradero

En los cuadros III.5 a III.7, se presenta la contribución⁶ de cada variable explicativa al perfil del gasto en bienes de consumo duradero.

En el cuadro III.5, se ha calculado la contribución de cada variable explicativa del comportamiento a largo plazo al crecimiento medio del gasto en bienes de consumo duradero de un subperíodo a otro, entre los tres en los que se puede dividir la muestra utilizada⁷. En él se observa que la renta es la variable fundamental a la hora de explicar la evolución de la senda de largo plazo, mientras que el precio de la energía refleja los shocks del precio del petróleo importado (negativo primero, positivo después). Al pasar del primer subperíodo al segundo, el gasto en duraderos aumenta en 56 puntos, debido al incremento de renta, y se corrige a la baja por el efecto del encarecimiento de la energía importada. En el tercer subperíodo, el efecto energético es el contrario, lo que explica un crecimiento medio del consumo de duraderos por encima del explicado por la evolución de la renta. La discrepancia entre el total observado y el explicado, que es pequeña, puede implicar que la elasticidad respecto al precio de la energía debe ser algo superior a la estimada.

En los cuadros III.6 y III.7, se presenta una explicación de la evolución reciente del gasto en duraderos. En el período 1984-86, el nivel de gasto se encontraba por debajo de la senda de largo plazo, por lo que en los años posteriores se corrige al alza (ajuste a la senda de largo plazo positiva). A partir de 1987, se alcanza (incluso se sobrepasa ligeramente) el nivel de largo plazo, por lo que en 1988 y 1989 la corrección se realiza a la baja. Para los últimos años, la senda de largo plazo viene explicada

(6) Para una exposición formal de cómo se obtienen dichas contribuciones, véase Sebastián (1991).

(7) Los cuadros presentan diferencias logarítmicas, por lo que su interpretación en términos de variación porcentual no es válida para valores que no sean muy pequeños.

fundamentalmente por la evolución de la renta, con excepción de 1986, en que destaca el papel de la caída del precio de la energía cuyo abaratamiento influye positivamente en todos los casos excepto en 1989.

Con respecto a las variables de corto plazo, los cambios en la renta explican buena parte de la variación a corto plazo del consumo de duraderos. Esta regla presenta las siguientes excepciones: la aceleración de la riqueza (en 1987), el abaratamiento de la energía (en 1986) y, en menor medida, la subida del tipo de interés (en 1987). Además, destaca el papel de la aceleración de la tasa de paro, como proxy adicional de la incertidumbre sobre rentas futuras. La desaceleración de la tasa de paro contribuye a un aumento importante en el consumo de los últimos años, especialmente en el de 1989, cuando prácticamente iguala el efecto de la renta.

CUADRO III.5

| CONTRIBUCION A LA SENDA DE LARGO PLAZO DEL GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO (*) | | |
|--|----------------------|----------------------|
| | 1974-1984/ 1964-1973 | 1985-1989/ 1974-1984 |
| Renta de las familias | 56,09 | 11,65 |
| Precio relativo de la energía | -8,39 | 3,06 |
| Total explicado | 47,70 | 14,71 |
| Observado | 45,93 | 16,08 |

CUADRO III.6

| CONTRIBUCION DE CADA VARIABLE EXPLICATIVA AL CAMBIO EN EL GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO | | | | | |
|---|-------|-------|-------|-------|---------|
| | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 ** |
| Cambio en renta | 2,77 | 3,17 | 2,96 | 5,59 | 4,38 |
| Aceleración de la riqueza | 0,86 | -0,54 | 2,26 | 0,65 | 0,54 |
| Cambio en el precio relativo de la energía | 0,31 | 3,21 | 0,36 | 0,92 | -0,30 |
| Cambio en el tipo de interés real | 0,08 | 0,50 | -0,88 | 0,06 | -0,09 |
| Aceleración de la tasa de paro | -3,94 | -0,82 | 1,34 | 1,87 | 3,03 |
| Ajuste a la senda de largo plazo | 5,52 | 4,33 | 4,54 | -0,63 | -0,13 |
| Total explicado | 5,60 | 9,84 | 10,59 | 8,45 | 7,42 |
| Observado | 4,80 | 9,10 | 12,40 | 7,50 | 6,26 |

CUADRO III.7

| CONTRIBUCION A LA SENDA DE LARGO PLAZO DEL GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO (*) | | | | | |
|--|------|-------|------|------|---------|
| | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 ** |
| Renta de las familias | 3,64 | 4,16 | 3,89 | 7,34 | 5,75 |
| Precio relativo de la energía | 0,57 | 5,93 | 0,67 | 1,70 | -0,56 |
| TOTAL | 4,21 | 10,09 | 4,56 | 9,04 | 5,19 |

(*) Cada año se ajusta un 86% de las desviaciones de la senda de largo plazo.

(**) El dato observado de 1989 se estimó a partir de los datos de la Contabilidad Nacional.

IV. EL GASTO EN BIENES DURADEROS EN LOS AÑOS 1990 Y 1991

Desafortunadamente, la desagregación requerida para el cálculo de la serie de gasto en duraderos sólo es proporcionada por la Contabilidad Nacional con tres años de retraso, lo cual implica la imposibilidad de analizar el comportamiento de este componente del consumo en un período en el cual debió verse afectado como consecuencia de las restricciones al crédito impuestas por las autoridades monetarias en julio de 1989.

Para paliar tal problema, se simuló dinámicamente el modelo, comparándose sus predicciones con la evolución de algunos indicadores de gasto en duraderos. En la medida en que el modelo no incorpora variables relacionadas con el crédito (con la excepción de los tipos de interés), tal comparación puede proporcionar alguna luz sobre el particular.

La simulación dinámica, en estos años del modelo estimado, generó los resultados que se detallan a continuación:

CUADRO IV.1

| CONTRIBUCION DE CADA VARIABLE EXPLICATIVA AL CAMBIO EN EL GASTO DE BIENES DE CONSUMO DURADERO | | |
|--|-------------|-------------|
| | 1990 | 1991 |
| Cambio en renta | 6,43 | 2,50 |
| Aceleración de la riqueza | -1,51 | -0,29 |
| Cambio en el precio relativo de la energía | -0,06 | 0,39 |
| Cambio en el tipo de interés real | -0,19 | 0,09 |
| Aceleración de la tasa de paro | 3,04 | 0,87 |
| Ajuste a la senda de largo plazo | -2,04 | 0,25 |
| Total Explicado | 5,66 | 3,80 |

Como puede apreciarse en este cuadro, el modelo predice una cierta desaceleración del gasto en duraderos en estos años, desaceleración que el año 1990 vendría determinada principalmente por el ajuste a la

senda de largo plazo, fruto del considerable crecimiento de este tipo de gasto en los años precedentes y de la desaceleración de la riqueza.

Respecto a este mismo año, quizás sorprenda la elevada aportación de la renta de los agentes, medida en términos reales. En 1990, como consecuencia de los cambios introducidos en el calendario fiscal, se recibió la mayor parte de las devoluciones de impuestos del año precedente, lo cual debió de aliviar, en cierta medida, los problemas financieros de las familias. Hay que destacar, por último, el efecto que aún en esas fechas tenía la evolución del desempleo.

En el año 1991, el modelo simula una nueva reducción en el ritmo de crecimiento del gasto en duraderos, que en el año previo prácticamente se había ajustado a su nivel de largo plazo. En este año, únicamente el aumento de la renta disponible pareció impulsar el gasto en duraderos, siendo casi nulo el efecto de la reducción de los tipos de interés.

La evolución que en estos y en algunos años atrás registraron algunos de los indicadores más habituales de gasto en bienes de consumo duradero puede observarse en el cuadro siguiente:

CUADRO IV.2.
(Tasas de crecimiento anuales)

| | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 |
|--|------|------|------|------|------|-------|------|
| Matriculación de automóv. | 10,1 | 19,8 | 34,7 | 15,2 | 7,5 | -12,4 | -9,2 |
| Índice de Prod. Industrial | -0,3 | 12,1 | 8,4 | 8,5 | 7,2 | 2,8 | 4,3 |
| Importaciones de bienes de consumo duradero* | 33,5 | 63,3 | 61,1 | 42,0 | 18,1 | 2,5 | 9,3 |
| Índice de disponibilidad ** | 1,50 | 12,7 | 13,4 | 13,1 | 7,5 | -0,7 | -0,3 |

(*) En términos nominales.

(**) Media ponderada del índice de Producción Industrial, importaciones y exportaciones.

Como puede apreciarse en el cuadro IV.2, los indicadores más relevantes alcanzaron su máximo crecimiento en el año 1987, tal como ocurre con la serie de gasto en bienes de consumo duradero construida. A partir de ese año, todos los indicadores tienden a reducir sus ritmos de crecimiento hasta tasas que, en el caso de los vehículos y del índice de disponibilidades, se tornan incluso negativas en el año 1990. La predicción del modelo para este año supone una desaceleración con respecto al valor observado en el año precedente. En 1991, algunos indicadores registran un cierto estancamiento, mientras otros se recuperan ligeramente. La simulación del modelo mantiene, sin embargo, el proceso de desaceleración de años anteriores. Recuérdese que la cifra provisional recogida en la Contabilidad Nacional para dicho año en el consumo privado total suponía también una caída en su ritmo de avance, desconociéndose, por el momento, su desagregación entre consumo duradero y no duradero.

En cualquier caso, la evidencia parece señalar que las restricciones de liquidez vigentes en aquellos años han tenido algún efecto sobre el consumo duradero. Pero es de observar que el efecto de las restricciones crediticias tiene un impacto especial en la compra de automóviles, en la que más del 80% se realiza con algún tipo de financiación, y el peso de estos bienes en la serie aquí elaborada es inferior al que supone la mayoría de los indicadores de gasto utilizados.

CONCLUSIONES

En este trabajo, se presenta un modelo dinámico para el gasto en bienes de consumo duradero en la economía española. Partiendo de un modelo teórico simple, en el que se considera la separabilidad de las distintas categorías de consumo, se obtiene un modelo estructural estimable en el que los determinantes fundamentales del gasto en duraderos son la renta disponible de las familias y alguna variable que capte el coste de uso relativo de este tipo de bienes. El modelo teórico también sugiere la posibilidad de que un contraste de ciclo vital que incluya como consumo el gasto en energía entre los no duraderos y los servicios derivados del stock de duraderos puede estar llevando a cabo una doble contabilización.

La imposibilidad de obtener un coste de uso adecuado condicionó la toma del precio relativo de la energía como variable aproximativa, que se convirtió en esencial para obtener una relación de largo plazo. Sin embargo, el determinante fundamental del gasto en duraderos es la renta disponible de las familias.

Únicamente a corto plazo resultó significativo el tipo de interés real, siendo su valor numérico, como cabría esperar, mayor (en valor absoluto) que para el total del gasto, lo cual tiene implicaciones para la política económica.

El gasto en duraderos también parece verse mucho más afectado por las restricciones de liquidez que el resto del gasto, lo cual resulta lógico si se tiene en cuenta que más del 50% de este consumo se realiza a través de algún tipo de financiación externa a la propia familia. Es de señalar en definitiva, el carácter altamente procíclico de este componente de gasto y su mayor sujeción al componente de expectativas y, por tanto, mayor variabilidad. La explicación del consumo total a partir de las variables que determinan el gasto en duraderos parece mejorar en las fases de cambio cíclico, lo que sugiere que es conveniente una desagregación de este tipo, especialmente para dichos periodos.

Por último, resalta la capacidad de predicción del modelo estimado y la consonancia del valor de los parámetros estimados con los obtenidos para otros países.

APENDICE I

DETERMINACION DEL ORDEN DE INTEGRABILIDAD DEL GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO

En este apéndice, se pretende determinar cuál es el orden de diferenciación necesario para convertir en estacionaria la serie de gasto en bienes de consumo duradero (1964-1988). Esta es la serie que va a ser utilizada para la estimación de la función estructural.

Al observar el gráfico de la serie original, se puede apreciar que esta muestra, según se espera, un claro crecimiento sin ninguna afinidad a un valor medio. El lento decrecimiento del correlograma y el elevado valor de la correlación de primer orden aconsejaron la necesidad de tomar una diferencia en aras de la estacionariedad. Una vez tomada ésta, se redujo sustancialmente la desviación típica de la serie (0.3121 - 0.0505), pero tanto el gráfico de la serie diferenciada como su correlograma no parecían presentar el comportamiento típico de una serie estacionaria, aparte de que presentaba una media significativa.

Ante esta disyuntiva, se podrían adoptar dos vías alternativas. La primera es considerar una nueva diferenciación; la segunda, como se observa en el gráfico de la serie original, utilizar tendencias determinísticas truncadas.

La primera vía generó una serie estacionaria, pero con dos valores claramente atípicos que podrían responder a los puntos de truncamiento de las tendencias antes comentadas (1974, 1984). El correlograma de la serie no mostró signos de no estacionariedad, aunque sí de estructura, como puso de manifiesto el test Q (Box-Pierce-Lunj). Además, la reducción de la desviación típica (0.0436) no fue todo lo sustancial que sería esperable.

La intervención de esos dos valores atípicos fue aceptada por los datos y se redujo la desviación típica hasta 0.0349, pero el correlograma mostró más claramente la existencia de estructura del tipo MA, signo inequívoco de sobrediferenciación. De hecho, al estimarse una

media móvil, MA(1), el parámetro, altamente significativo, alcanzó un valor superior a 1.

La segunda vía generó unos residuos estacionarios, a la vista del gráfico de residuos y del correlograma, reduciéndose la desviación típica hasta 0.0271.

Dado que estos tests no son lo bastante potentes, se realizaron tests de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentado, sobre cada una de las alternativas, obteniéndose los siguientes resultados:

a) Sin rampas truncadas en la media

CUADRO A I.1

| Orden de diferenciación variable dependiente | CNST. | TEND | DF | DFA | DW |
|--|-------|------|-------|-------|------|
| 2 | * 0 | - | -2,20 | - | 1,81 |
| 1 | * 0 | * 0 | - | -2,29 | 1,86 |

b) Con 3 rampas truncadas en la media

CUADRO A I.2

| Orden de diferenciación variable dependiente | CNST. | TEND | DF | DFA | DW |
|--|-------|------|----|-------|------|
| 2 | * 0 | - | - | -4,22 | 1,91 |
| 1 | * 0 | * 0 | - | -1,40 | 1,86 |

Siendo CNST. constante, TEND. tendencia, DF el test Dickey-Fuller, DFA el test Dickey-Fuller-Aumentado y DW el test Durbin-Watson.

De estos resultados, se concluyó que esta variable se podía considerar I (1).

GASTO BIENES DE CONSUMO DURADERO
Niveles, ptas. cntes. 1986

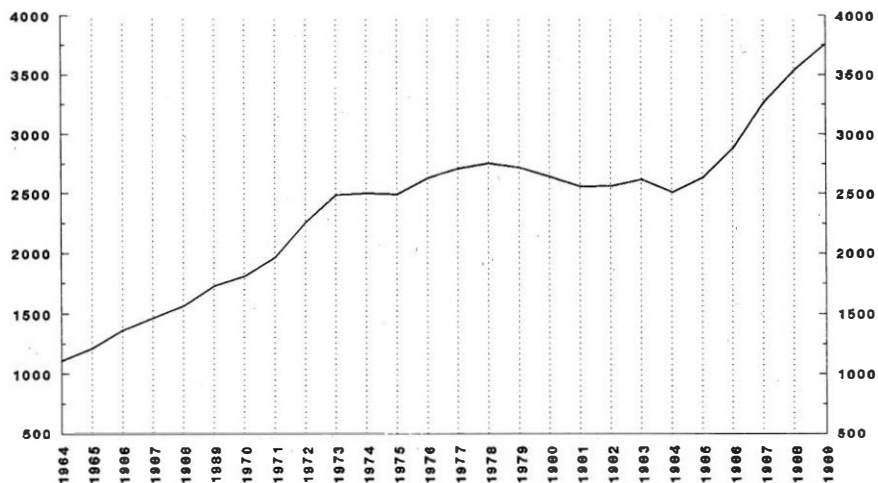


Gráfico 1

GASTO BIENES DE CONSUMO DURADERO
(tasas de variación)

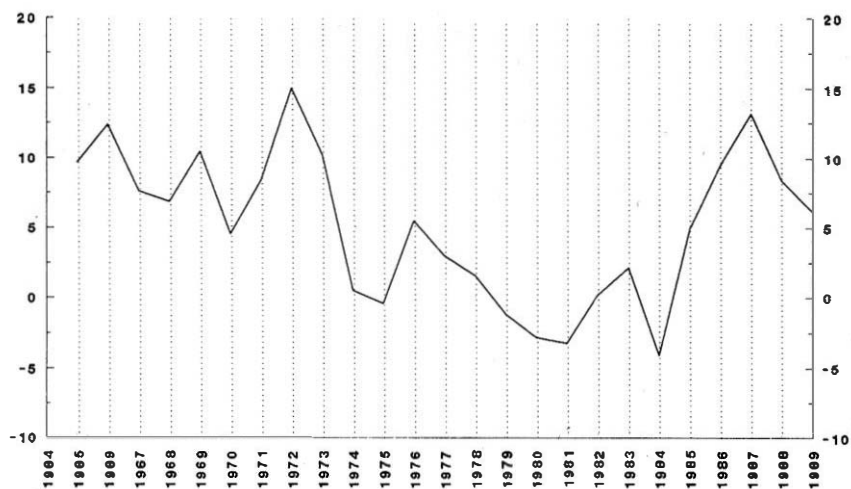


Gráfico 2

APENDICE II

RELACIONES DE LARGO PLAZO

Del modelo teórico, desarrollado en la sección II, se deriva (aceptando las variables propuestas como proxy) un mecanismo de corrección de error en el que las variables de largo plazo que deberían aparecer son las siguientes:

- Gasto en bienes de consumo duradero.
- Renta disponible de las familias en términos reales.
- Coste de uso relativo ampliado con el precio de la energía de los bienes de consumo duradero.
- Riqueza de las familias.

El coste de uso ampliado, tal como fue definido en el modelo teórico, puede ser descompuesto en un coste de uso formado por el precio relativo de la energía respecto al IPC y un coste de uso formado por el precio de los bienes de consumo duradero relativo al precio de la energía. Esta última variable requiere para su cálculo no sólo el conocimiento del precio de los duraderos, sino también de la tasa de depreciación del stock de bienes de consumo duradero y del parámetro que relaciona el consumo de energía con el stock de bienes de consumo duradero. En la medida en que no se disponía de estimaciones previas de estos parámetros y de que pruebas realizadas para rangos de valores factibles de éstas (calculadas o bien tomadas de trabajos para otros países) no generaron resultados satisfactorios, se prefirió la exclusión de esta variable en la regresión.

La variable de riqueza también merece algún comentario, puesto que se tomó la que se utiliza en el modelo MOISEES (1991). Esta variable incluye tanto los activos líquidos en manos del público como el stock de viviendas, pero no el stock de bienes de consumo duradero. Dado que no se dispone de este stock y que los intentos de calcularlo fueron infructuosos, pues no existen condiciones iniciales ni unos precios

adecuados, los resultados que se obtuvieron, como se apreciará, no pudieron menos de ser insatisfactorios.

Las estimaciones de los modelos estáticos proporcionaron los siguientes resultados:

CUADRO A II.1

| Variable Dependiente: logaritmo del gasto en bienes de consumo duradero (Método de Estimación: OLS) | | | |
|---|------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Constante | -5,52 (-8,07) | -11,03 (-3,92) | -7,54 (-21,05) |
| Logaritmo renta disponible real | 1,25 (31,76) | 1,81 (6,44) | 1,40 (58,23) |
| Logaritmo riqueza real | - | -0,33 (-2,00) | - |
| Logaritmo precios relativos de la energía | - | - | -0,09 (-9,47) |
| R ² : | 0,98 | 0,98 | 0,99 |
| Desv. típica : | 0,05 | 0,04 | 0,02 |
| DW : | 0,48 | 0,57 | 1,95 |
| DFA : | -2,54 | -2,26 | -5,91 |
| T = 25 (1964-1988) | | | |
| Entre paréntesis t-ratios. Todas las variables en logs. | | | |

Como puede apreciarse en este cuadro, parece claro que se requieren variables adicionales a la renta disponible de las familias para explicar la evolución a largo plazo del gasto en bienes de consumo duradero. Estas dos series no están cointegradas, por lo que no puede decirse que a largo plazo ambas variables evolucionen de igual forma.

La inclusión de la riqueza en la regresión no mejoró estos resultados, pero, además, resulta llamativo el signo negativo que parece estimarse para su coeficiente. Este signo se podría justificar por el hecho de que esta variable no está correctamente construida; al no incluir el stock de bienes de consumo duradero, puede captar efectos de sustitución entre éste y los activos financieros de los agentes.

La inclusión del precio relativo de la energía mejoró sustancialmente los resultados. Como puede observarse en la tercera columna del cuadro, estas tres series sí están cointegradas, y, además, los parámetros estimados tienen los signos correctos. Otras variables que adicionalmente se incluyeran en la relación no mejoraron sustancialmente los resultados, motivo por el cual se mantuvo esta especificación como relación de largo plazo.

Para tener una mayor certidumbre sobre estas conclusiones, se procedió a analizar los vectores de cointegración para estas cuatro series a través de la metodología de Johansen, lo cual supone estimar vectores autorregresivos en diferencias para las variables que se supone que forman el vector de cointegración, incluyendo el (o los) vector (es) de cointegración en cada una de las ecuaciones del vector autorregresivo.

Los resultados que generó fueron los siguientes:

CUADRO A III.2
METODOLOGÍA DE JOHANSEN

| | (1) | (2) | (3) |
|--|-------|--|----------------|
| Gasto en bienes de consumo duradero | 1* | 1* | 1* |
| Constante | -6,01 | -12,79 | -8,24 |
| Renta disponible de las familias | 1,30 | 1,87 | 1,46 |
| Riqueza real | - | -0,26 | - |
| Precio relativo de la energía | - | - | -0,07 |
| Mayor autovalor | 0,53 | 0,59 | 0,66 |
| Nº vectores cointegración | - | 1 | 1 |
| Ecuaciones en las que entran | - | 1 ^a , 2 ^a , 3 ^a | 1 ^a |
| T = 25 (1964-1988). Todas las variables en logs. | | | |

(*) Los coeficientes estimados vienen dados por el autovector asociado al mayor autovalor, restringiendo el coeficiente del gasto en bienes de consumo duradero a ser la unidad.

Al aplicar esta metodología, se obtuvieron unos resultados coherentes con las estimaciones estáticas por MCO. Unicamente incluyendo el precio relativo de la energía aparece un vector de cointegración coherente en términos del signo de los parámetros estimados. Además, este vector está asociado al mayor autovalor estimado, y sólo es significativo en la ecuación del vector autorregresivo en la que la variable dependiente es el gasto en bienes de consumo duradero. Además, los valores de los parámetros estimados son muy similares a los que se obtuvieron estimando por MCO, lo cual es un argumento adicional en favor del vector de cointegración seleccionado.

APENDICE III

RELACIONES DE CORTO PLAZO

En este apéndice, se presentan las distintas modelizaciones del mecanismo de corrección de error que resultaron más satisfactorias.

En primer lugar, hay que hacer notar que se incluyeron variables que trataban de aproximar algunas de las variables no observables del modelo teórico desarrollado (incertidumbre sobre la renta futura por la tasa de paro) o que, habiéndose supuesto constantes en los desarrollos, podrían tener un efecto significativo, al menos a corto plazo (tipo de interés real). Los resultados aparecen en el cuadro III.1. : en la primera columna, se presenta la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión que mostró un comportamiento más aceptable. Como puede observarse, todas las variables son significativas con un 95% de confianza (excepto el tipo de interés real) y tienen el signo correcto. El ajuste es aceptable y no parece haber evidencia de estructura en los residuos.

El problema que mostró esta regresión fue la existencia de algunos valores atípicos. Intervenido el dato de 1968, se eliminaron esos valores atípicos. Como puede observarse en la segunda columna de la tabla 1, los parámetros estimados no sufrieron variaciones sustanciales (al menos, las elasticidades de largo plazo). Únicamente la fuerte reducción del parámetro estimado para el mecanismo de corrección de error, junto con la significatividad y elevación, en valor absoluto, de la semielasticidad del tipo de interés real, parece verse modificada con esta intervención. Una vez efectuada esta intervención, desapareció la ligera inestabilidad observada al realizar una estimación recursiva de estos parámetros.

CUADRO A III-1

GASTO EN BIENES DE CONSUMO DURADERO

Variable dependiente: Diferencias del Log gasto en bienes de consumo duradero

| | MCO | MCO | IV | IV |
|---------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| DLY | 1,06 (5,62) | 0,91 (4,83) | 1,14 (4,51) | 1,33 (4,71) |
| DDLW | 1,07 (3,82) | 1,46 (4,61) | 1,29 (3,57) | 1,25 (2,97) |
| DLPREN | -0,04 (-2,83) | -0,04 (-2,62) | -0,03 (-1,95) | -0,03 (-1,62) |
| DZU | -0,94 (-3,88) | -1,04 (-4,64) | -1,00 (-3,74) | -0,90 (-3,18) |
| DR | -0,19 (-1,88) | -0,28 (-2,72) | -0,22 (-1,80) | -0,21 (-1,60) |
| M.C.E. | -0,86 (-5,34) | -0,71 (-4,37) | -0,83 (-4,60) | -0,81 (-4,20) |
| LCD(-1) | 1* - | 1* - | 1* - | 1 - |
| CNST | 7,52 (18,59) | 6,87 (13,32) | 7,33 (14,67) | 7,71 (14,34) |
| LY (-1) | -1,40 (-50,97) | -1,37 (-49,01) | -1,39 (-39,73) | -1,41 (-38,72) |
| LPREN(-1) | 0,08 (4,72) | 0,07 (4,00) | 0,07 (3,08) | 0,07 (3,23) |
| I68 | - | 0,03 (2,03) | - | - |
| R ² | 0,96 | 0,97 | - | - |
| Desv.tip. | 0,011 | 0,010 | 0,013 | 0,013 |
| X ₃ ² (correl.) | 4,95 | 4,10 | - | - |
| test exog. (F2,22) | - | - | 0,025 | 0,022 |
| T=23 (1966-1988) | | | | |

(Entre paréntesis t-ratios)

Y: Renta disponible

W: Riqueza

PREN: precio relativo de la energía

R: Tipo de interés real expost

U: Tasa de paro

CP: Consumo público

RAR: Remuneración de los asalariados en términos reales

I68: Dummy con valor 1 en 1968, -1 en 1967 y 0 en el resto

L: operador logarítmico

D: operador diferencias

O2: (1-B²)

B: operador de retardo

M.C.E. : Mecanismo de corrección del error

* : coeficiente restringido

Los instrumentos utilizados considerando endógenas DLY y DDLW:

DLPREN, DZU, DR, LBC(-1), LY(-1), LPREN(-1)

1: DLY(-1), DDLW(-1), DLCP, DLCP(-1), OLPAR, DLRAR(-1)

1: DLY(-2), DDLW(-2), DLCP, DLCP(-1), OLPAR, DLRAR(-1)

En las dos últimas columnas del cuadro, se presentan dos estimaciones por variables instrumentales de la regresión sin intervenir. En la primera de ellas, se incluyen como instrumentos: el consumo público, la remuneración de los asalariados, el primer retardo de la tasa de crecimiento de la renta y el primer retardo de la aceleración de la renta. En la segunda, se eliminaron los primeros retardos de los dos últimas variables y se incluyeron los segundos retardos.

En ambos casos, se consideraron como variables endógenas renta y riqueza. El motivo de incluir por separado primeros y segundos retardos de éstas como instrumentos se debe a que, si las decisiones de los agentes se toman en horizontes inferiores al año, que es el lapso que se está considerando, los primeros retardos de esas variables continuarán estando correlacionados con la perturbación aleatoria.

Como puede observarse en ambas columnas, la relación de largo plazo mostró una fuerte estabilidad y la de corto plazo tampoco mostró variaciones apreciables. Además, los contrastes de exogenidad de estas variables permiten aceptar esta hipótesis.

Adicionalmente, se procedió a contrastar la conveniencia de incluir nuevas variables tanto en la relación de largo plazo como de corto plazo. Ni el tipo de interés real, ni la riqueza, ni el precio relativo de los bienes de consumo duradero fueron significativos, tanto incluidos por separado como conjuntamente.

Por último, se llevaron a cabo contrastes de estabilidad de las ecuaciones estimadas, cuyos resultados se resumen en la tabla III.2.

CUADRO A IV.2

| Test de Chow | | |
|--------------|------|------|
| | 1 | 2 |
| 1966-1983 | 1,60 | 1,57 |
| 1966-1984 | 1,60 | 1,15 |
| 1966-1985 | 1,21 | 0,83 |
| 1966-1986 | 0,39 | 0,36 |
| 1966-1987 | 0,01 | 0,39 |
| 1967-1988 | 0,19 | 0,57 |
| 1968-1988 | 0,47 | 0,27 |
| 1969-1988 | 1,41 | 1,16 |
| 1970-1988 | 1,78 | 0,67 |
| 1971-1988 | 1,34 | 0,78 |

Como se puede apreciar en la tabla adjunta, ambas ecuaciones permiten aceptar sin dificultad la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural.

BIBLIOGRAFIA

- Abel, A.B.** (1988). "Consumption and Investment". NBER working Paper nº 2580.
- Andres, J. ; Molinas, C. y Taguas, D.** (1990). "Una función de consumo privado para la economía española. Aplicación del análisis de cointegración". Cuadernos económicos del ICE nº 44.
- Estrada, A. y Sebastián, M.** (1991). "Una serie de gasto en bienes de consumo duradero", mimeo Banco de España. Servicio de Estudios.
- Mankiw, N.6** (1982). "Hall's consumption Hypothesis and Durable Goods", Journal of Monetary economics nº 10.
- Mizon, G.E. y Hendry, D.F.** (1980), "An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of test of Dynamic Specification", Review of Economic Studies.
- MOISEES** (1990). Un modelo de investigación y simulación de la economía española. Varios autores. Bosch.
- Muellbauer, J. y Bover, O.** (1986), "Liquidity constrain and Aggregation in the consumption Function Under Uncertainty", Applied Economics Discussion Papers.
- Muellbauer, J. y Pashardes, P.** (1988). "Test of Dynamic Specification and Homogeneity in a Demand System". Working Paper Series, Institute for Fiscal Studies.
- Sebastián, M.** (1991). "Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: Evaluación del periodo 1989-91 y perspectivas a medio plazo". Documento de trabajo, nº 9114, Servicio de Estudios del Banco de España.

Segura, J. (1986). "Análisis Microeconómico". Alianza Editorial.

Spinnewyn, F. (1981). "Rational habit formation", European Economic Review.

United Nations (1968): "A system of National Accounts". United Nations Publication.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9101 **Javier Vallés:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Vallés:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Angel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.

- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Frases, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Angel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Angel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio.
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Angel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1991 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

| |
|--|
| <p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p> |
|--|