

Capacidad predictiva y elasticidades de sistemas de demanda dinámicos en España

Inmaculada García y José Alberto Molina

*Universidad de Zaragoza
Departamento de Análisis Económico
Facultad de CC. Económicas y Empresariales
Gran Vía, 2 - 50005 Zaragoza
Tel.: 976 10 00 - 976 21 73 44 Ext.: 4690
Fax: 976 19 96 - 976 23 27 62*

RESUMEN

En este trabajo analizamos la demanda de bienes de consumo en España durante el período 1964-1991, tanto desde el punto de vista estructural como predictivo. Con este fin, especificamos y estimamos distintas versiones dinámicas del Sistema Lineal de Gasto, del Sistema de Demanda Casi Ideal y del Modelo de Rotterdam, eligiendo la que mejor capacidad predictiva exhibe, una vez garantizada la ausencia de problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad dinámica. La especificación seleccionada es un Sistema Casi Ideal dinamizado con una función lineal del tiempo. Sobre dicho modelo, contrastamos y rechazamos las propiedades teóricas y obtenemos unos valores esperados de las elasticidades renta y precio Marshallianas, Hicksianas y Frisch.

SUMMARY

In this paper we analyse the consumer demand in Spain during the period 1964-1991 from both a structural and predictive point of view. To this end, we specify and estimate

several dynamic versions of Linear Expenditure System, Almost Ideal Demand System and Rotterdam model, choosing the one which shows the best predictive ability, once we guarantee the absence of autocorrelation and dynamic heteroscedasticity problems. The chosen specification is an Almost Ideal Demand System dynamising with a time trend. In this model we test the theoretical properties and we obtain expected values of expenditure and Marshallian, Hicksian and Frisch own-price elasticities.

1. INTRODUCCIÓN

Los resultados de la estimación de sistemas completos de ecuaciones de demanda proporcionan una valiosa información para la población en general, fundamentalmente en su papel como consumidores. Dicha información se concreta, en primer lugar, en una serie de indicadores de tipo estructural que nos permiten caracterizar los comportamientos de los compradores de bienes y servicios ante variaciones de los precios de dichos bienes o de la renta disponible de los individuos, y, en segundo lugar, en la capacidad de prever el consumo futuro de bienes a través de la elección del modelo de demanda cuyos errores de predicción sean menores.

En este trabajo abordamos los dos puntos anteriores. En primer lugar, realizamos un análisis comparativo de la capacidad predictiva de distintos sistemas de demanda dinámicos para la economía española, tanto en el período muestral como extramuestral. Seguidamente, una vez elegido el modelo que mejores resultados proporciona de acuerdo con este criterio, y garantizadas otras propiedades estocásticas, contrastamos las restricciones teóricas, en su caso, y, por último, clasificamos los distintos grupos de bienes, así como sus demandas con respecto a la renta y los precios, respectivamente. Los sistemas de demanda dinámicos que utilizamos son distintas versiones del Sistema Lineal de Gasto de Stone (1954), del Modelo de Rotterdam de Theil (1965) y Barten (1967) y del Sistema de Demanda Casi Ideal de Deaton y Muellbauer (1980a). La elección de versiones dinámicas de los sistemas se debe a que presentan mejores propiedades que las estáticas, como se ha comprobado en los trabajos de Lorenzo (1988), Blanciforti y Green (1983), y Blanciforti, Green y King (1986).

El trabajo está dividido en cuatro secciones, además de la introducción. En la sección 2 se plantea la especificación dinámica de los modelos. En la sección 3 se describen los datos utilizados, así como el procedimiento de estimación de los modelos. En la sección 4 seleccionamos aquél modelo que demuestra una mayor capacidad predictiva, utilizándolo para obtener las elasticidades. Y, por último, en la sección 5 se resumen las conclusiones.

2. ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS

2.1 Sistema lineal de gasto

El Sistema Lineal de Gasto (LES) fue formulado por Stone (1954) y parte de una función de utilidad:

$$u(\mathbf{q}) = \prod_j (q_j - \gamma_j)^{\beta_j} \quad [1]$$

donde β_j y γ_j son parámetros, u es la utilidad y q_j es la cantidad consumida del bien j .

Al resolver el problema de optimización del consumidor imponiendo las restricciones teóricas a priori obtenemos las funciones de demanda marshallianas expresadas en participaciones sobre el gasto:

$$w_{it} = \gamma_i \frac{p_{it}}{y_t} + \beta_i \left(1 - \sum_j \gamma_j \frac{p_{jt}}{y_t} \right) \quad (i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T) \quad [2]$$

donde y_t es el gasto en los n bienes y p_{it} los precios.

El parámetro γ_i se interpreta habitualmente como la valoración que hace el agente del consumo mínimo de subsistencia del bien i . Siguiendo esta interpretación, $p_{it}\gamma_i$ es el gasto mínimo del bien i , y $\sum_j p_{jt}\gamma_j$ la renta de subsistencia. El resto de la renta es la renta de sobresubsistencia o renta supernumeraria: $y_t - \sum_j p_{jt}\gamma_j$. Por tanto, el parámetro β_i es la propensión marginal a consumir del bien i con cargo a la renta supernumeraria.

Para que esta interpretación sea correcta es necesario imponer ciertas restricciones sobre los parámetros. En primer lugar, $\beta_i > 0$, es decir, la función de utilidad es monótona creciente en todos sus argumentos. En segundo lugar, $\sum_j \beta_j = 1$, supone una normalización de las participaciones de cada bien en el gasto de sobresubsistencia y es necesario para asegurar el cumplimiento de las condiciones de agregación. Por último, $q_i > \gamma_i > 0$, es decir, el consumo de subsistencia debe ser positivo y menor que el consumo total del bien.

El carácter estático del modelo planteado conlleva una serie de limitaciones. Primero, resulta difícil admitir que los parámetros γ_j sean constantes en el tiempo porque significaría que las cantidades mínimas subjetivamente necesarias para cubrir las necesidades indispensables no varían. Ahora bien, parece lógico que sí lo hagan puesto que con el paso del tiempo aumenta la experiencia y la renta de los individuos y, con ellas, variarán también los hábitos de consumo. Por otra parte, si los parámetros β_i son constantes, la propensión marginal a consumir con cargo a la renta de sobresubsistencia también lo será.

Estas limitaciones se pueden subsanar planteando especificaciones dinámicas de estos parámetros. Así, ya Stone (1954) señaló que el modelo debería permitir que los

coeficientes b_i y g_i pudiesen variar con el tiempo para reflejar la evolución, en primer lugar, de lo que el consumidor considera necesidades mínimas y, en segundo lugar, de sus preferencias al distribuir la renta supernumeraria entre los diferentes grupos de bienes. La posibilidad más inmediata de esta idea es especificar los parámetros como una función lineal del tiempo:

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_i^{**} t \quad \text{y} \quad \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t \quad [3]$$

Otra posibilidad, también sugerida por el mismo autor consiste en expresar los parámetros en función de la historia pasada del gasto en cada uno de los bienes. La justificación de esta influencia es que el consumidor desarrolla ciertos hábitos de consumo que condicionan sus decisiones corrientes. Una primera formulación de esta idea es:

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} w_{it-1} \quad \text{y} \quad \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t \quad [4]$$

donde γ_{iw} es un coeficiente de formación de hábitos, γ_i^* es el mínimo de subsistencia fisiológicamente necesario y $\gamma_{iw} w_{it-1}$ es el mínimo psicológico necesario. Una segunda formulación de esta idea se obtiene introduciendo una suma ponderada de los gastos anteriores:

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2 \quad \text{y} \quad \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t \quad [5]$$

Y una tercera:

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} \max(w_{it-1}, w_{it-2}) \quad \text{y} \quad \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t \quad [6]$$

Por último, también planteamos otra especificación dinámica considerando conjuntamente la tendencia temporal y la influencia de los gastos pasados:

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} w_{it-1} + \gamma_i^{**} t \quad \text{y} \quad \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t \quad [7]$$

Así pues, especificamos cinco versiones dinámicas del Sistema Lineal de Gasto. En la estimación, contaremos con diez modelos: las cinco versiones anteriores y cada una de ellas eliminando el término constante de la especificación de γ_{it} .

2.2 Sistema de demanda casi ideal

El Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS) de Deaton y Muellbauer (1980a) se deriva de una estructura PIGLOG de preferencias cuya función de gasto es:

$$\log c(\mathbf{p}, u) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad [8]$$

donde $\alpha_0, \alpha_i, \beta_i, \gamma_{kj}^*$ son parámetros, u es la utilidad y p_k son los precios. Aplicando el teorema de Shepard y operando obtenemos las funciones de demanda marshallianas expresadas en participaciones sobre el gasto:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{y_t}{P_t} \right) \quad (i=1, \dots, n; t=1, \dots, T) \quad [9]$$

siendo y_t el gasto en los n bienes y P_t un índice de precios definido de la siguiente forma:

$$\log P_t = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_{kt} + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_{kt} \log p_{jt} \quad [10]$$

Deaton y Muellbauer (1980a) destacan de su sistema las siguientes ventajas: proporciona una aproximación arbitraria de primer orden arbitraria a cualquier sistema de demanda, satisface exactamente los axiomas de elección y agrega perfectamente los consumidores. Además, tiene una forma funcional consistente con los datos individuales, es sencillo de estimar y de interpretar y puede ser utilizado para contrastar las restricciones teóricas de homogeneidad y simetría.

Las condiciones que se requieren para que el modelo sea consistente con la teoría de la demanda son: i) agregación: $\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \beta_i = 0$; ii) homogeneidad: $\sum_j \gamma_{ij} = 0$; y iii) simetría: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$. Las condiciones de homogeneidad y simetría se contrastan mediante restricciones lineales sobre los parámetros, mientras que condición de agregación se satisface automáticamente por lo que no es contrastable. La cuarta propiedad es la negatividad, la cual puede verificarse por medio de la negatividad de las elasticidades precio directas Hicksianas dado que éstas mantienen el mismo signo que los elementos de la diagonal principal de la matriz de Slutsky.

A la hora de dinamizar el Sistema Casi Ideal introducimos dos variables adicionales que fueron propuestas por Deaton y Muellbauer (1980b) como una forma de mejorar los resultados del sistema. Estas variables son la endógena retardada y el tiempo. Con la primera variable incorporamos los hábitos de consumo y con la segunda la influencia de

la evolución de las preferencias del consumidor sobre los bienes. Así, planteamos las siguientes especificaciones:

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_{iw} w_{it-1} \quad [11]$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} t \quad [12]$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 w_{it-1} + \alpha_i^{**} t \quad [13]$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 \quad [14]$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t \quad [15]$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 \text{máx} (w_{it-1}, w_{it-2})/2 \quad [16]$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 \text{máx} (w_{it-1}, w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t \quad [17]$$

Además de las versiones libres, también estimamos las versiones restringidas que resultan al incorporar las restricciones teóricas, es decir, la versión homogénea y, en segundo lugar, la homogénea y simétrica de las siete especificaciones. Así pues, estimamos veintiún modelos AIDS dinámicos.

2.3 Modelo de Rotterdam

El modelo de Rotterdam fue formulado originalmente por Theil (1965) y Barten (1967). Después de plantear directamente las funciones de demanda se imponen las restricciones de la teoría. El sistema de demanda así obtenido es el siguiente:

$$w_{it} d \log q_{it} = \sum_j \Pi_{ij} d \log p_{it} + \mu_i \sum_j w_{jt} d \log q_{jt} \quad (i=1, \dots, n; t=1, \dots, T) \quad [18]$$

donde Π_{ij} y μ_i son parámetros.

Las condiciones teóricas son: i) agregación: $\sum_j \mu_j = 1$, $\sum_i \Pi_{ij} = 0$; ii) homogeneidad: $\sum_i \Pi_{ji} = 0$; y iii) simetría: $\Pi_{ij} = \Pi_{ji}$. Al igual que en el AIDS, la condición de agregación no se contrasta porque se cumple directamente.

En este modelo se puede incorporar un efecto del consumo de períodos pasados en la ecuación corriente que permita obtener mejores estimaciones. En la dinamización

seguimos a Brown y Lee (1992), que incorporan el consumo del período anterior como un nivel de consumo de subsistencia. El modelo utilizado en el trabajo citado tiene la siguiente forma:

$$w_{it} \text{dlog } q_{it} = z_{it-1} - \mu_i \sum_j z_{jt-1} + \sum_j \Pi_{ij} \text{dlog } p_{it} + \mu_i \sum_j w_{jt} \text{dlog } q_{jt} \quad [19]$$

siendo:

$$z_{it-1} = \alpha_i w_{it-1} \text{dlog } q_{it-1} \quad [20]$$

También tomamos la propuesta señalada por Lorenzo (1988) consistente en incorporar un término constante mediante el cual se capten los efectos a escala que se derivan de los cambios registrados en los gustos de los consumidores. El modelo será:

$$w_{it} \text{dlog } q_{it} = b_i + z_{it-1} - \mu_i \sum_j z_{jt-1} + \sum_j \Pi_{ij} \text{dlog } p_{it} + \mu_i \sum_j w_{jt} \text{dlog } q_{it} \quad [21]$$

donde z_{it-1} viene dada por [20].

Los seis modelos estimados son estas dos especificaciones dinámicas en versiones libre, homogénea y, conjuntamente, homogénea y simétrica.

3. DATOS Y ESTIMACIÓN

3.1. Datos

El análisis empírico se lleva a cabo con series anuales de gastos corrientes y constantes (base 1985) de las economías domésticas en España desde 1964 hasta 1991. Estos datos proceden de varios ejemplares de National Accounts, Vol. II, Detailed Tables, editadas por la OCDE. Los cinco grupos de bienes que consideramos en nuestro trabajo son: 1. *Alimentos, bebidas y tabaco*, 2. *Vestido y calzado*, 3. *Alquileres y energía*, 4. *Bienes duraderos (muebles accesorios y enseres domésticos, bienes de transporte personal)* y, por último, 5. *Otros bienes y servicios. (bienes y servicios médicos, transporte público y comunicaciones, bienes de esparcimiento, educación y cultura, cuidado personal, gastos en hostelería)*.

En el Cuadro I aparecen las participaciones presupuestarias de cada grupo de bienes en distintos años, así como la media de todo el período muestral. Observando este cuadro, vemos que la participación del grupo *alimentos, bebidas y tabaco* va disminuyendo a lo largo de todo el período muestral. También se manifiesta una disminución gradual, pero de menor importancia, en *vestido y calzado*. El porcentaje del tercer grupo, *alquileres y energía*, disminuye excepto en el período 1980-1985. Los *bienes duraderos* no varían de forma apreciable su importancia porcentual en el gasto total. Todas

las disminuciones anteriores son compensadas con un importante y continuo aumento en el grupo *otros bienes y servicios*. Así pues, durante el período muestral apreciamos un claro cambio de comportamiento respecto al gasto de los consumidores españoles. Al inicio del período de estudio el grupo de *alimentos, bebidas y tabaco* representaba casi el 50% del gasto total de las familias y *otros bienes y servicios* tenía un porcentaje próximo al 20%, mientras que al final ocurre justamente lo contrario. En el primer grupo casi todo el gasto corresponde a *alimentos* y en el último grupo tienen bastante importancia los gastos en *educación, sanidad, cultura y entretenimiento*. Podemos identificar el cambio en la composición del gasto de las familias domésticas como el que se da en un país que parte de una situación de escaso desarrollo y alcanza un cierto nivel en el mismo. Ello permite que el gasto en *alimentos* pase a ser una parte minoritaria del gasto total y se destine una parte importante a gastos en bienes tales como *sanidad, cultura o entretenimiento*.

3.2. Estimación

Las diferentes versiones de los tres sistemas de demanda especificados anteriormente son estimadas por el método de estimación conjunta de Zellner (1962), SURE, con el que se obtienen estimadores eficientes. El programa utilizado es el Time Series Processor (TSP) de Hall (1991). La ecuación omitida en la estimación es la correspondiente a *otros bienes y servicios*, cuyos parámetros se obtienen a partir de las condiciones de agregación.

Para estimar las versiones del LES, la ecuación *i*ésima del modelo es la siguiente:

$$w_{it} = \gamma_{it} \frac{p_{it}}{y_t} + \beta_{it} \left(1 - \sum_j \gamma_{jt} \frac{p_{jt}}{y_t} \right) + u_{it} \quad (i = 1, \dots, n) \quad [22]$$

Cada una de las versiones se obtiene sustituyendo b_{it} y g_{it} por la especificación que dichos parámetros tienen en la misma. Utilizando las condiciones de agregación obtenemos el parámetro b de la quinta ecuación. La obtención de β^* y β^{**} en la quinta ecuación se realiza mediante una regresión lineal por MCO.

La especificación habitual del AIDS genera ecuaciones no lineales en los parámetros. Para abordar la estimación, seguimos a Deaton y Muellbauer (1980a) utilizando el índice de Stone (1954), P_t^* , como aproximación.

La ecuación *i*ésima será:

$$w_{it} = \alpha_{it} + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{y_t}{P_t^*} \right) + u_{it} \quad (i = 1, \dots, n) \quad [23]$$

siendo:

$$\log P_t^* = \sum_j w_j \log p_{jt} \quad [24]$$

El proceso de obtención de los parámetros de α_{it} de la ecuación omitida mediante la condición de agregación es distinto si hay o no un parámetro común a todas las ecuaciones. Si en la especificación no hay un parámetro común a todas las ecuaciones, como en las dos primeras versiones, entonces: $\sum_i \alpha_i^* = 1$. Si aparece α_0 , como ocurre en el resto de las especificaciones, no es posible hacer que la suma total sea cero si no se toma toda la especificación del parámetro α_{it} .

En la estimación del modelo de Rotterdam, la ecuación iésima es:

$$w_{it} d \log q_{it} = z_{it-1} - \mu_i \sum_j z_{jt-1} + \sum_j \Pi_{ij} d \log p_{it} + \mu_i \sum_j w_{jt} d \log q_{jt} + u_{it} \quad [25]$$

e incorporando el término constante:

$$w_{it} d \log q_{it} = b_i + z_{it-1} - \mu_i \sum_j z_{jt-1} + \sum_j \Pi_{ij} d \log p_{it} + \mu_i \sum_j w_{jt} d \log q_{jt} + u_{it} \quad [26]$$

Una vez estimadas todas las versiones de los tres modelos y elegida una de ellas de acuerdo con el criterio de la capacidad predictiva, garantizaremos que dicha especificación tiene las propiedades estocásticas deseadas contrastando la ausencia de autocorrelación y heteroscedasticidad dinámica, ambas de orden uno, mediante el test de Godfrey (1978) y el test de Engle (1982), respectivamente.

4. RESULTADOS

Comparando la capacidad predictiva de las versiones en el período muestral y postmuestral, elegimos aquélla que comete un menor error de predicción, habiendo garantizado la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad dinámica de primer orden. Con esta especificación calculamos las elasticidades renta y precio.

4.1. Capacidad predictiva

En el análisis sobre la capacidad predictiva seguimos el procedimiento utilizado por Blanciforti, Green y King (1986). Estimamos el modelo utilizando los datos hasta 1988.

Después predecimos la demanda para todo el período muestral y para los períodos siguientes de los cuales disponemos de información (1989-1991). Posteriormente calculamos la media de la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM):

$$\text{RECM} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left(\frac{A_t - P_t}{A_t} \right)^2} \quad [27]$$

donde A_t es la participación presupuestaria real y P_t es la participación presupuestaria predicha.

Una vez obtenida esta medida, podemos comparar la capacidad predictiva de cada modelo en cada grupo de bienes tanto en el período muestral como en el postmuestral.

En los Cuadros 2 y 3 aparecen estas medidas de capacidad predictiva para el período muestral y postmuestral, respectivamente.

En estos cuadros no aparecen los modelos AIDS homogéneos y, conjuntamente, homogéneos y simétricos, así como tampoco aparecen las especificaciones dinámicas del modelo de Rotterdam. La razón para que no aparezcan los modelos AIDS con restricciones es que estas especificaciones tienen menor capacidad predictiva que las especificaciones libres. En una primera selección hemos elegido de cada especificación la versión libre. En cuanto al modelo de Rotterdam, su capacidad predictiva, al menos con los datos utilizados en este trabajo, es pésima. Ello es debido a que en las series de cantidades consumidas de cada grupo de bienes no hay un crecimiento continuado. Por ello al tomar $d \log q_{it} = \log(q_{it}/q_{it-1})$ aparece un valor negativo, y ello provoca la predicción de participaciones en el gasto que pueden ser negativas. Al compararlas con las observadas, el error puede ser superior al 100 por cien, lo que evidencia una nula capacidad predictiva.

La medida media se ha obtenido haciendo la media de la RECM en cada grupo ponderada por la media de su participación presupuestaria. Así conseguimos una valoración única de los errores del modelo, que nos permite elegir aquél modelo que predice mejor globalmente.

En el Cuadro 4 aparece la especificación de los parámetros del modelo que mejor predice en cada grupo de bienes así como el que mejor predice en media. El que mejor predice el conjunto de los grupos es el modelo AIDS dinamizado con una función lineal del tiempo.

4.2. Contrastes y elasticidades

Como ya hemos adelantado, la versión seleccionada de acuerdo con el criterio predictivo ha sido sometida a dos tests de especificación, el test de Godfrey (1978)

para el contraste de autocorrelación y el test de Engle (1982) para el contraste de heteroscedasticidad dinámica, ambos de orden uno. En el Cuadro 5 aparecen los valores de dichos contrastes. Vemos que no aparecen problemas de heteroscedasticidad dinámica al 5% y en cuando a la autocorrelación, ninguno de los grupos exhibe problemas de este tipo al 1%, apareciendo dos valores por encima del valor crítico al 5%, aunque próximos a dicha cifra.

Elegida como versión una especificación dinámica del AIDS, procede contrastar las restricciones teóricas de homogeneidad y simetría. Para ello, utilizamos el test de Wald, tanto en su versión libre como restringida, obteniendo esta última al corregir el valor de la primera por los grados de libertad para aproximar su distribución asintótica a su distribución finita. El factor de corrección utilizado es el aplicado por Mauleón (1984):

$$FC = \left(1 - \frac{n}{T}\right) \left(1 - \frac{\bar{K}}{T}\right) \quad [28]$$

donde n es el número de ecuaciones en el sistema de ecuaciones, \bar{k} es la media del número de parámetros por ecuación y T es el tamaño muestral.

El Cuadro 6 muestra el contraste de Wald (W) y su versión corregida ($WC=W*FC$). Claramente observamos que los valores de homogeneidad y, conjuntamente, homogeneidad y simetría son mayores que su valor crítico al nivel de significación del 5%, tanto con W o con CW . Estos resultados coinciden con los de otros trabajos que también han estimado versiones dinámicas del Sistema Casi Ideal como Blanciforti y Green (1983), Blanciforti, Green y King (1986), Fulponi (1989) y Mergos y Donatos (1989).

En el Cuadro 7 mostramos los parámetros estimados. El parámetro α_1^{**} que corresponde a la variable tiempo es claramente significativo en cuatro de las cinco ecuaciones del modelo. Esto constata la importancia de la dinamización, que capta la tendencia temporal que se observa en los datos. Los coeficientes de renta, β_1 , son significativos a un nivel de confianza del 95 por ciento en *alimentos*, *bebidas* y *tabaco*, *vestido* y *calzado* y *bienes duraderos*, mientras que en los dos grupos restantes no lo son. Respecto a los coeficientes de precios, γ_{ij} , los cinco parámetros directos tienen el signo esperado positivo.

A pesar de que el R^2 es solamente un indicador aproximado del ajuste en los sistemas de demanda y debe ser interpretado con cuidado, también es cierto que la mayoría de los trabajos empíricos que han estimado el AIDS han incluido el R^2 en sus resultados. En nuestro trabajo, el modelo especificado tiene un ajuste excelente, tres de los cuatro coeficientes exhibe un valor de 0.99 y el cuarto, correspondiente a *bienes duraderos*, se concreta en 0.91.

Para interpretar los resultados de la estimación, obtenemos las elasticidades precio y las elasticidades renta:

Elasticidades renta:

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (i = 1, \dots, n) \quad [29]$$

Elasticidades precio Marshallianas:

$$e_{ij}^y = -\delta_{ij} + [\gamma_{ij} - \beta_i(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k)] w_i^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad [30]$$

Elasticidades precio Hicksianas:

$$e_{ij}^u = -\delta_{ij} + [\gamma_{ij} - \beta_i(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k) + w_i w_j + \beta_i w_j] w_i^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad [31]$$

Elasticidades precio Frisch:

$$e_{ij}^\lambda = -\delta_{ij} - \beta_i + [\gamma_{ij} - \beta_i(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k) + w_i w_j + \beta_i w_j] w_i^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad [32]$$

En el Cuadro 8 mostramos los valores de todas las elasticidades. En cuanto a los efectos renta, todos ellos son significativos y superiores a la unidad, de modo que los bienes se clasifican como normales. Los grupos *alimentos*, *bebidas* y *tabaco*, *alquileres* y *energía* y *otros bienes* y *servicios* son bienes de primera necesidad. La categoría *otros bienes* y *servicios* se clasifica de como necesario porque la mayor parte del gasto en este grupo corresponde a gastos médicos, educación y cultura. El resto de categorías, *vestido* y *calzado* y *bienes duraderos* se clasifican como bienes de lujo. La clasificación de *vestido* y *calzado* coincide con la obtenida en el trabajo de Lorenzo (1988).

Respecto a las elasticidades precio directas De las cinco Marshallianas, tres son significativas; de las Hicksianas tan solo una y tres de las Frisch. Todos los efectos significativos son negativos, como debe ocurrir para que haya coherencia con la teoría. Además, todas las Marshallianas son, en valor absoluto, menores que la unidad, lo que permite clasificar las demandas de todos los grupos de bienes como inelásticas. La negatividad de los efectos Hicksianos permite garantizar la propiedad de negatividad. Por último, se observa el cumplimiento de la Ley de Pigou, puesto que las elasticidades precio directas Marshallianas y Frisch son prácticamente iguales.

Los últimos resultados de interés son las elasticidades precio cruzadas. Las Hicksianas tienen unos valores que nos dan una medida de los efectos netos de sustitución. Los efectos precio cruzados son débiles dado que todas las elasticidades precio cruzadas son menores que uno. Analizando las elasticidades precio cruzadas hicksianas

significativas podemos clasificar como sustitutos netos los siguientes pares de grupos de bienes: i) *vestido y calzado con alquileres y energía*, ii) *alimentos, bebidas y tabaco con otros bienes y servicios*, iii) *vestido y calzado con otros bienes y servicios*, iv) *bienes duraderos con otros bienes y servicios* y v) *alquileres y energía con otros bienes y servicios*.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo caracterizamos la demanda de bienes de consumo en España durante el período 1964-1991, tanto desde el punto de vista estructural como predictivo. Para ello, estimamos distintas especificaciones dinámicas del Sistema Lineal de Gasto, del Sistema de Demanda Casi Ideal y del Modelo de Rotterdam utilizando series temporales de gastos en cinco categorías de bienes en las que hemos desagregado el gasto total de los hogares españoles.

Una vez especificadas las versiones dinámicas de los tres modelos de demanda elegidos, se estiman por SURE seleccionándose finalmente la especificación que mejor capacidad predictiva exhibe, es decir, aquella que presenta los menores errores de predicción. Dicha versión es sometida a una serie de tests de especificación que nos aseguran la ausencia de problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad dinámica, para pasar a continuación a contrastar las propiedades teóricas, en su caso, y calcular las elasticidades renta y precio.

El modelo que revela una mejor capacidad predictiva es un AIDS dinamizado con una función lineal del tiempo. Este modelo obtiene un error de predicción medio inferior a todos los demás tanto en el período muestral como en el postmuestral, a pesar de que no presenta este comportamiento si se estudia cada grupo por separado.

Seleccionado un AIDS dinámico contrastamos y rechazamos las propiedades teóricas de homogeneidad y simetría. Respecto a las elasticidades renta, *alimentos, bebidas y tabaco, alquileres y energía y otros bienes y servicios* se comportan como bienes de primera necesidad, mientras que *vestido y calzado y bienes duraderos* aparecen como bienes de lujo. La demanda Marshalliana de todos los grupos de bienes es inelástica y de acuerdo con los valores de las elasticidades precio cruzadas Hicksianas son sustitutos netos entre sí los tres grupos de bienes siguientes: *vestido y calzado, alquileres y energía y otros bienes y servicios*.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARTEN, A.P. (1967). «Evidence on the Slutsky conditions for demand equations», *Review of Economics and Statistics*, vol. 49, pp. 77-84.
- BLANCIFORTI, L. Y R. GREEN (1983). «An Almost Ideal Demand System incorporating habits: an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups», *Review of Economics and Statistics*, vol. 65, pp. 511-515.
- BLANCIFORTI, L., R. GREEN Y G. KING (1986). *U.S. Consumer Behaviour over the Postwar Period: an Almost Ideal Demand System Analysis*. Giannini Foundation Monograph Number 40.
- BROWN, M.G. Y J.Y. LEE (1992). «A dynamic differential demand system: an application of translation», *Southern Journal of Agricultural Economics*, vol. 24, pp. 1-10.
- DEATON, A.S. Y J. MUELLBAUER (1980a). «An Almost Ideal Demand System», *The American Economic Review*, vol. 70, pp. 312-326.
- DEATON, A.S. Y J. MUELLBAUER (1980b). *Economics and Consumer Behaviour*. Cambridge University Press.
- ENGLE, R.F. (1982). «Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation», *Econometrica*, vol. 50, pp. 987-1007.
- FULPONI, L. (1989). «The Almost Ideal System: an application to food and meat groups for France», *Journal of Agricultural Economics*, vol. 40, pp. 82-92.
- GODFREY, L.G. (1978). «Testing against general autoregressive and moving average models when the regressors include dependent variables» *Econometrica*, vol. 46, pp. 1293-1301.
- HALL, B. H. (1991). «Time Series Processor, Version 4.2. User's Manual»
- LORENZO, M.J. (1988) «Sistemas completos de demanda para la economía española» *Investigaciones Económicas (Seg. Epoca)* vol. 12, pp. 83-130.
- MAULEÓN, I. (1984). «Algunos factores de corrección para contrastes econométricos» Servicio de Estudios, Banco de España. Mimeo.
- MERGOS, G.J. Y G.S. DONATOS (1989). «Demand for food in Greece: an Almost Ideal System analysis» *Journal of Agricultural Economics*, vol. 40, pp. 983-993.
- STONE, R. (1954). «Linear Expenditure Systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand», *The Economic Journal*, vol. 64, pp. 511-527.
- THEIL, H. (1965). «The information approach to demand analysis», *Econometrica*, vol. 33, pp. 67-87.
- ZELLNER, A. (1962). «An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, pp. 348-368.

Cuadro 1

Participaciones presupuestarias (%)

	1964	1970	1975	1980	1985	1991	Media
Alim., beb. y tab.	42.26	36.96	35.18	28.34	24.92	20.93	31.80
Vestido y calzado	10.91	10.45	10.22	8.15	8.64	8.77	9.57
Alquileres y ener.	15.57	14.39	13.32	16.67	14.50	12.55	14.12
Bienes duraderos	10.88	12.08	11.71	11.05	9.80	11.99	11.45
Otros bienes y ser.	20.38	26.11	29.56	35.78	42.14	45.75	33.06

Cuadro 2
Capacidad predictiva. Período muestral 1964-1988

	Alimentos beb. y tabaco	Vestido y calzado	Alquileres y energía	Bienes duraderos	Otros bienes y serv.	Media	
1. Sistema Líneal de Gasto							
1.1	$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_i^{***} t, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	2.04	2.09	1.31	4.16	1.33	1.95
1.2	$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} w_{it-1}, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	1.72	2.73	1.18	4.43	1.71	2.05
1.3	$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	1.51	2.80	1.16	4.75	1.55	1.97
1.4	$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} \text{máx}(w_{it-1}, w_{it-2}), \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	1.63	2.98	1.26	5.15	1.50	2.07
1.5	$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} w_{it-1} + \gamma_i^{**} t, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	1.90	2.08	1.19	4.00	1.17	1.82
1.6	$\gamma_{it} = \gamma_i^{**} t, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	1.84	6.73	2.99	7.82	4.58	4.06
1.7	$\gamma_{it} = \gamma_{iw} w_{it-1}, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	4.40	2.76	3.77	2.59	4.65	2.61
1.8	$\gamma_{it} = \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{***} t$	2.43	4.27	3.49	5.06	1.69	2.81

Cuadro 2 (cont.)

	Alimentos beb. y tabaco	Vestido y calzado	Alquileres y energía	Bienes duraderos	Otros bienes y serv.	Media
1.9 $\gamma_{it} = \gamma_{iw} \text{ máx}(w_{it-1}, w_{it-2}), \beta_{it} = \beta_i^{***} t$	2.31	4.51	3.50	5.04	1.59	2.76
1.10 $\gamma_{it} = \gamma_{iw} w_{it-1} + \gamma_i^{**} t, \beta_{it} = \beta_i^{**} t$	1.65	2.60	1.61	4.15	1.54	1.99
2. Sistema de Demanda Casi Ideal						
2.1 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_{iw} w_{it-1}$	1.07	1.55	1.02	2.49	9.23	3.97
2.2 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_i^{**} t$	0.93	1.27	1.09	2.39	<u>0.82</u>	<u>1.12</u>
2.3 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 w_{it-1} + \alpha_i^{**} t$	0.89	<u>1.17</u>	1.01	<u>2.16</u>	6.88	3.06
2.4 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2$	0.90	1.56	1.06	2.68	12.68	5.09
2.5 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t$	<u>0.85</u>	1.20	<u>1.00</u>	2.28	7.77	3.36
2.6 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 \text{ máx}(w_{it-1}, w_{it-2})/2$	1.01	1.63	1.11	2.70	9.20	3.98
2.7 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 \text{ máx}(w_{it-1}, w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t$	0.91	1.23	1.05	2.31	4.27	2.23

Media: Media de la RECM ponderada por la media de la participación presupuestaria.

Cuadro 3

Capacidad predictiva.	Período postmuestal 1989-1991					Media
	Alimentos beb. y tabaco	Vestido y calzado	Alquileres y energía	Bienes duraderos	Otros bienes y serv.	
1. Sistema Lineal de Gasto						
1.1 $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_i^{**} t$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	8.90	4.12	3.67	12.93	1.09	5.59
1.2 $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} w_{it-1}$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	4.38	9.65	2.87	6.79	1.03	3.84
1.3 $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	2.84	9.17	<u>1.55</u>	5.26	1.51	3.10
1.4 $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} \max(w_{it-1}, w_{it-2})$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	4.43	10.54	2.80	9.25	1.81	4.47
1.5 $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} w_{it-1} + \gamma_i^{**} t$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	7.93	5.01	2.99	10.27	1.01	4.93
1.6 $\gamma_{it} = \gamma_i^{**} t$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	1.70	4.29	5.01	9.84	5.50	4.60
1.7 $\gamma_{it} = \gamma_{iw} w_{it-1}$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	7.26	2.81	5.10	10.14	1.93	5.10
1.8 $\gamma_{it} = \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2$, $\beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$	6.98	<u>0.62</u>	3.39	8.51	2.15	4.44

Cuadro 3 (cont.)

	Alimentos beb. y tabaco	Vestido y calzado	Alquileres y energía	Bienes duraderos y serv.	Otros bienes	Media
1.9 $\gamma_{it} = \gamma_{iw} \text{ máx}(w_{it-1}, w_{it-2}) \cdot \beta_{it} = \beta_i + \beta_{it}^{**} t$	7.21	2.26	3.22	8.78	1.86	4.59
1.10 $\gamma_{it} = \gamma_{iw} w_{it-1} + \gamma_{it}^{**} t, \beta_{it} = \beta_i + \beta_{it}^{**} t$	3.81	6.54	3.06	5.87	<u>0.75</u>	3.19
2. Sistema de Demanda Casi Ideal						
2.1 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_{iw} w_{it-1}$	3.37	1.61	4.44	5.52	17.24	8.10
2.2 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_{it}^{**} t$	2.63	7.98	3.15	<u>2.33</u>	2.28	<u>3.07</u>
2.3 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 w_{it-1} + \alpha_{it}^{**} t$	1.88	7.78	2.97	2.80	11.01	5.72
2.4 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2$	2.27	1.65	4.29	6.44	18.06	8.19
2.5 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 + \alpha_{it}^{**} t$	<u>0.99</u>	8.29	2.20	2.72	9.10	4.74
2.6 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 \text{ máx}(w_{it-1}, w_{it-2})/2$	3.06	0.94	4.32	7.09	16.59	7.97
2.7 $\alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_0 \text{ máx}(w_{it-1}, w_{it-2})/2 + \alpha_{it}^{**} t$	1.62	7.92	2.48	2.47	5.28	3.65

Media: Media de la RECM ponderada por la media de la participación presupuestaria.

Cuadro 4
Ranking de los modelos

	Período muestral (1964-1988)	Período postmuestral (1989-1991)
Alimentos, bebidas y tabaco	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t$	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t$
Vestido y calzado	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 w_{it-1} + \alpha_i^{**} t$	LES: $\gamma_{it} = \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$
Alquileres y energía	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 (w_{it-1} + w_{it-2})/2 + \alpha_i^{**} t$	LES: $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \gamma_{iw} (w_{it-1} + w_{it-2})/2, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$
Bienes duraderos	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_0 w_{it-1} + \alpha_i^{**} t$	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} t$
Otros bienes y servicios	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} t$	LES: $\gamma_{it} = \gamma_{iw} w_{it-1} + \gamma_i^{**} t, \beta_{it} = \beta_i^* + \beta_i^{**} t$
Media	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} t$	AIDS: $\alpha_{it} = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} t$

Media : Media de la RECM ponderada por la media de la participación presupuestaria

Cuadro 5
Contrastes de especificación

	Alimentos, beb. y tab.	Vestido y calzado	Alquil. y energía	Bienes durad.	Otros b. y s.
Engle	0.07	1.90	2.35	0.81	0.50
Godfrey	2.18	4.40	1.47	4.00	3.39

Valores críticos: $\chi^2(1)_{0,05}=3.84$, $\chi^2(1)_{0,01}=6.63$

Cuadro 6

Contrastes de hipótesis

	W	WC
Homogeneidad (4 g. l.)	27.24*	15.55*
Homogeneidad y simetría (14 g. l.)	118.39*	67.62*

*: Rechazo hipótesis nula al 5%. Valores críticos: $\chi^2(4)_{0,05} = 9.49$, $\chi^2(14)_{0,05} = 23.7$

Cuadro 7

Parámetros estimados

	α_i^*	α_i^{**}	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	β_i	R^2
Alimentos, bebidas y tabaco	0.8532 (6.48)*	-0.0892 (-3.77)*	0.2191 (9.09)*	-0.0716 (-0.35)	-0.0364 (-3.22)*	-0.0552 (-1.83)	-0.0655 (-2.27)*	-0.0416 (-2.46)*	0.99
Vestido y calzado	-0.0734 (-1.44)	-0.0370 (-4.05)*	-0.0192 (-2.06)*	0.0700 (8.82)*	-0.0389 (-8.91)*	-0.0200 (-1.72)	0.0120 (1.07)	0.0246 (3.76)*	0.99
Alquileres y energía	0.2518 (3.99)*	-0.0122 (-1.07)	-0.0417 (-3.61)*	-0.0364 (-3.70)*	0.1108 (20.46)*	-0.0580 (-0.40)	-0.0183 (-1.32)	-0.0830 (-1.02)	0.99
Bienes duraderos	-0.3566 (-3.13)*	0.0450 (2.20)*	-0.0313 (-1.50)	-0.6740 (-0.38)	-0.0291 (-2.96)*	0.1111 (4.26)*	-0.0842 (-3.37)*	0.0363 (2.48)*	0.91
Otros bienes y servicios	0.3250 (3.60)*	0.0933 (5.74)*	-0.1269 (-7.67)*	-0.0197 (-1.40)	-0.0635 (-0.82)	-0.0300 (-1.45)	0.1559 (7.87)*	-0.0111 (-0.95)	---

*: significativo al 5%. Valor crítico de los t-ratios al 5%: 1.96

Cuadro 8
Elasticidades

	Alimentos, bebidas y tabaco	Vestido y calzado	Alquileres y energía	Bienes duraderos	Otros bienes y servicios
RENTA:	0.8693 (16.34)*	1.2568 (18.40)*	0.9412 (16.39)*	1.3175 (10.28)*	0.9665 (27.50)*
MARSHALLIANAS:					
Alimentos, bebidas y tabaco	-0.21 (-1.79)	-0.04 (-0.57)	-0.08 (-2.28)*	-0.21 (-2.17)*	-0.15 (-1.75)
Vestido y calzado	-0.39 (-2.63)*	-0.24 (-2.46)*	-0.47 (-9.18)*	-0.13 (-1.04)	0.01 (0.10)
Alquileres y energía	-0.25 (-2.24)*	-0.27 (-3.61)*	-0.20 (-5.08)*	-0.06 (-0.56)	-0.10 (-1.13)
Bienes duraderos	-0.51 (-1.86)	-0.02 (-0.11)	-0.33 (-3.55)*	0.06 (0.26)	-0.88 (-4.26)*
Otros b. y servicios	-0.36 (-70.53)*	-0.06 (-31.10)*	-0.01 (-4.66)*	-0.10 (-22.52)*	-0.52 (-8.64)*
HICKSIANAS:					
Alimentos, bebidas y tabaco	0.06 (0.60)	0.04 (0.61)	0.04 (1.06)	-0.11 (-1.13)	0.08 (1.00)
Vestido y calzado	0.07 (0.05)	-0.12 (-1.16)	-0.28 (-5.77)*	0.09 (0.07)	0.42 (3.74)*
Alquileres y energía	0.05 0.49	-0.18 (-2.29)*	-0.07 (-1.80)	0.05 (0.47)	0.21 (2.17)*
Bienes duraderos	-0.09 (-0.38)	0.11 (0.62)	-0.14 (-1.61)	0.21 (0.88)	-0.44 (-2.05)*
Otros b. y servicios	-0.05 (-10.10)*	0.03 (14.02)*	0.12 (50.74)*	0.01 (2.24)*	-0.19 (-56.4)*
FRISCH:					
Alimentos, bebidas y tabaco	-0.17 (-1.29)	-0.06 (-0.89)	-0.08 (-1.90)	-0.25 (-2.43)*	-0.13 (-1.62)
Vestido y calzado	-0.35 (-2.49)*	-0.26 (-2.83)*	-0.46 (-9.52)*	-0.17 (-1.36)	0.02 (0.20)
Alquileres y energía	-0.21 (-1.81)	-0.29 (-3.88)*	-0.19 (-4.51)*	-0.09 (-0.89)	-0.09 (-1.01)
Bienes duraderos	-0.47 (-1.77)	-0.04 (-0.26)	-0.31 (-3.56)*	0.03 (0.11)	-0.86 (-4.21)*
Otros bienes y servicios	-0.32 (-14.42)*	-0.09 (-10.30)*	-0.03 (-0.30)	-0.14 (-7.17)*	-0.50 (-14.61)*

*: significativa al 5%. Valor crítico de los t-ratios al 5%: 1.96