Estudios de Economía Aplicada
Nº7, 1997. Págs.67 a 77

Estimacion de la estructura Intertemporal de la demanda De alimentos en españa

MOLINA CHUECA, JOSÉ ALBERTO
Universidad de Zaragoza

Agradezco los útiles comentarios y sugerencias que un evaluador anónimo ha realizado sobre una versión inicial del trabajo. Como es usual, la responsabilidad de lo aquí expresado sólo corresponde al autor.

RESUMEN

En este trabajo estimamos la estructural intertemporal de la demanda de alimentos en España utilizando el modelo SNAP (Simple Nonadditive Preferences). Nuestro principal resultado es el rechazo de la hipótesis de separabilidad intertemporal. Dicha no separabilidad se observa fundamentalmente en el grupo pan y cereales, el cual es autocomplementario en los períodos inmediatamente anterior y posterior al corriente. Constatamos que pan y cereales, carne, pescado, leche y huevos y, finalmente, vegetales y frutas son bienes de primera necesidad, mientras que el agregado otros bienes se comporta como un bien de lujo. Todas las demandas Marshallianas son decrecientes e inelásticas y los efectos Frisch (a corto y largo plazo) son negativos.

Palabras clave: Separabilidad intertemporal, demanda de alimentos, España.

ABSTRACT

In this paper we estimate the intertemporal structure of food demand in Spain using the SNAP (Simple Nonadditive Preferences) model. Our principal finding is that time separability is rejected. This nonseparability over time is observed on bread and cereals, which is an autocomplement in the periods immediately before and after the current one. We find that bread and cereals, meat, fish, milk and eggs and, finally, vegetables and fruit are necessities, whereas other food behaves as a luxury group. All Marshallian demands are decreasing and inelastic and the Frisch (short and long-run) effects are negative.

Key words: Intertemporal separability, food demand, Spain.

Artículo recibido en octubre de 1996. Revisado en Febrero de 1997.

1. Introducción

En los estudios económicos de tipo aplicado que analizan la conducta de los consumidores en los mercados de alimentos es habitual asumir a priori la hipótesis de separabilidad intertemporal de las preferencias, de tal forma que los diferentes modelos de demanda suelen expresar la cantidad demandada en función de variables exógenas contemporáneas, normalmente, precios y renta, sin tener en consideración los valores retardados o adelantados de dichas variables (ver, por ejemplo, Andrikopoulos, Brox y Georgakopoulos (1987), Blanciforti y Green (1983), Burton y Young (1992), Chen y Veeman (1991), Chesher y Rees (1987), Dono y Thompson (1994), Fulponi (1989), Hayes, Wahl y Williams (1990), Mergos y Donatos (1989), Michalek y Keyzer (1992), Molina (1994a), Moschini y Meilke (1989) y Ray (1980)). Sin embargo, a pesar de esta extensa evidencia empírica, ¿está justificado el supuesto de separabilidad intertemporal en los análisis de la demanda de alimentos?.

El objetivo de este trabajo es estimar la demanda intertemporal de alimentos de los consumidores españoles durante el período 1964-1990. Con este fin, utilizamos la estructura SNAP (Simple Nonadditive Preferences) propuesta por Browning (1991), para derivar un sistema de demanda intertemporal que permite expresar la cantidad demandada de un período en función de los precios y renta corrientes, así como de los precios retardados y adelantados un período. Dicho modelo SNAP será estimado con el propósito de determinar si los consumidores españoles rechazan o no la hipótesis de separabilidad intertemporal de las preferencias. Posteriormente, contrastaremos las hipótesis teóricas y, por último, calcularemos las elasticidades renta y las elasticidades Marshallianas, Hicksianas y Frischianas precio directas.

Este trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2 obtenemos el sistema de demanda SNAP a partir de una función de beneficios basada en una función de gasto tipo PIGLOG. En la sección 3 describimos los datos y el método de estimación utilizados. La sección 4 presenta los resultados y, finalmente, las conclusiones más importantes del estudio se resumen en la sección 5.

2. El modelo de demanda intertemporal: SNAP

La estructura SNAP se define a partir de la siguiente función de beneficio intertemporal:

$$\pi(\hat{\mathbf{p}}^1, \ldots, \hat{\mathbf{p}}^T, r) = -\sum_{t=1}^{T-1} \Phi^t(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1}, r)$$

donde $\hat{\mathbf{p}}^t$ es el vector de precios descontados, r es el hipotético precio de la utilidad, es decir, el inverso de la utilidad marginal de la renta, y cada $\Phi^t(\cdot)$ es una función de pérdida cóncava, homogénea lineal en $(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1}, r)$ y creciente en $(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1})$.

De (1) podemos derivar directamente las demandas Frischianas aplicando el Teorema de Hotelling:

$$\mathbf{q}^t = \nabla_t \Phi^{t-1}(\hat{\mathbf{p}}^{t-1}, \hat{\mathbf{p}}^t, r) + \nabla_t \Phi^t(\hat{\mathbf{p}}^t, \hat{\mathbf{p}}^{t+1}, r) \quad (2)$$

siendo ∇_t el gradiente de la función de beneficio con respecto a los precios en el período t. Así pues, la demanda en t presenta dos componentes: una primera parte que tiene en cuenta el comportamiento pasado de los precios y una segunda parte que ignora el pasado pero sí considera el comportamiento futuro.

Ahora bien, en nuestro modelo de preferencias no separables intertemporalmente debemos considerar los efectos de la incertidumbre sobre las demandas Frischianas. En concreto, la existencia de incertidumbre supone que los agentes van a disponer, conforme transcurre el tiempo, de nueva información que será incorporada sucesivamente en la utilidad marginal de la renta, modificándola. Consiguientemente, bajo incertidumbre, las demandas dependerán de los precios de los bienes y del precio corriente de la utilidad r_t, con lo que las nuevas funciones de demanda Frischianas de la estructura SNAP serán:

$$\mathbf{q}^t = \nabla_t \Phi^{t-1}(\mathbf{p}^{t-1}, \mathbf{p}^t, r_t) + \nabla_t \Phi^t(\mathbf{p}^t, \mathbf{p}^{t+1}, r_t) \quad (3)$$

Así pues, esta estructura de preferencias no separables temporalmente permite que un bien cualquiera sea sustituto o complementario de sí mismo en los períodos inmediatamente anterior y posterior al corriente.

Este hecho define los conceptos de autosustituibilidad o autocomplementariedad, respectivamente.

Con el objetivo de desarrollar un sistema de demanda Marshalliano estimable econométricamente que mantenga las dependencias intertemporales de la estructura SNAP, partimos de la siguiente subfamilia de funciones de gasto PIGLOG:

$$\log c(\mathbf{p}^t,u)= \log a(\mathbf{p}^t) + b(\mathbf{p}^t)u \qquad (4)$$

La función de beneficio asociada con (4) viene dada por (ver Molina (1994b)):

$$\pi(\mathbf{p}^t,r_t) = r_t\, u - c(\mathbf{p}^t,u) = [\log (r_t/b(\mathbf{p}^t)) - \log a(\mathbf{p}^t) - 1]\, r_t/b(\mathbf{p}^t) \qquad (5)$$

y si incorporamos los precios retardados, la función de pérdida intratemporal será:

$$\Phi^{t-1}(\mathbf{p}^{t-1},\mathbf{p}^t,r_t) = - [\log(r_t/b(\mathbf{p}^t)) - \log a(\mathbf{p}^t) - 1+ \log d(\mathbf{p}^{t-1})]\, r_t/b(\mathbf{p}^t) \qquad (6)$$

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

Para obtener las demandas Marshallianas correspondientes a la estructura SNAP, sustituimos la función de pérdida (6) en (3). Ahora bien, obsérvese que dichas funciones dependen de una variable inobservable, el precio corriente de la utilidad, por lo que tales funciones no pueden ser estimadas. La solución a este problema consiste en expresar esta variable en función de otras sí observables utilizando la identidad presupuestaria en t, esto es:

$$r_t = y_t\, b(p^t) \qquad (7)$$

donde y_t es el gasto total o renta monetaria.

Además, de acuerdo con el modelo original, adoptamos las siguientes expresiones para los precios:

$$\log a(\mathbf{p}^t) = \alpha_o + \sum_k \alpha_k \log p_{kt} + 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_{kt} \log p_{jt} \qquad (8)$$

$$\log b(\mathbf{p}^t) = \sum_k \beta_k \log p_{kt} \qquad (9)$$

$$\log d(\mathbf{p}^t) = \sum_k \theta_k \log p_{kt} \qquad (10)$$

Operando y ordenando términos, podemos fácilmente obtener las funciones de demanda Marshallianas del modelo SNAP en términos de participaciones presupuestarias

$$w_{it}=\alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log [y_t/a(\mathbf{p}^t)]+ \beta_i \sum_k \theta_k \log p_{kt-1} + \delta_i [b(\mathbf{p}^t)/b(\mathbf{p}^{t+1})] \quad \forall i \qquad (11)$$

donde los subíndices i, j y k se refieren a las distintas categorías de bienes.

Las restricciones teóricas intratemporales del modelo SNAP son:

- Agregación: $\sum_i \alpha_i = 1$ and $\sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \beta_i = \sum_k 0_k = 0 \quad \forall j$ (12)
- Homogeneidad: $\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \forall i$ (13)
- Simetría: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i \neq j$ (14)

Por último, la restricción en la cual nosotros estamos especialmente interesados es:

- Separabilidad intertemporal: $\theta_i = \delta_i = 0 \quad \forall i$ (15)

A la hora de interpretar los resultados que la estimación del SNAP nos ofrece, las elasticidades renta y precio constituyen unos parámetros fundamentales. Para derivar sus expresiones suponemos, siguiendo a Browning (1991), que $w_{it-1} = w_{it} = w_{it+1}$ y $b(\mathbf{p}^{t-1}) = b(\mathbf{p}^t) = b(\mathbf{p}^{t+1})$, lo cual facilita notablemente los cálculos y modifica insignificantemente los valores de las elasticidades:

- Marshalianas: $e^y_{ijt} = -\delta_{ij} + [\gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_{kt}) - \theta_i \beta_j] w^{-1}_{it} \quad \forall i,j$ (16)

donde d_{ij} es la delta de Kroneker (=1 si i=j y 0 en otro caso).

- Frischianas: $e^{\lambda}_{ijt} = -\delta_{ij} - \beta_j + [(\gamma_{ij} - \beta_i\beta_j - \beta_i (\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_{kt}) - \theta_i \beta_j] w^{-1}_{it} \quad \forall i,j$ (17)
- Hicksianas: $e^u_{ijt} = e^y_{ijt} + e_{it} w_{jt} = e^{\lambda}_{ijt} + e_{it} e_{jt} w_{jt} \quad \forall i,j$ (18)
- Marshallianas no contemporáneas: $e^y_{iit-1} = e^y_{iit+1} = e^y_{iit\mp1} = \beta_i \theta_i w^{-1}_{it} \quad \forall i$ (19)
- Frischianas totales: $E^{\lambda}_{iit} = e^{\lambda}_{iit} + 2 e^y_{iit\mp1} \quad \forall i$ (20)
- Gasto: $e_{it} = 1 + \beta_i w^{-1}_{it} \quad \forall i$ (21)

3. Datos y método de estimación

Los datos utilizados en este trabajo son series temporales anuales (1964-1990) de gastos en alimentos obtenidas de varios ejemplares de la Contabilidad Nacional de España y del Anuario Estadístico (INE). Los gastos corrientes y constantes se han

desagregado en seis categorías: pan y cereales, carne, pescado, leche y huevos, vegetales y frutas y, finalmente, otros alimentos.

El proceso de estimación comienza añadiendo un término de error a cada una de las ecuaciones que forman el sistema (11). Dichos errores recogen, entre otros factores, cambios en los gustos, errores de medida en la variable dependiente y los efectos de variables omitidas. Es decir:

$$w_{it}=\alpha_i+\sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt}+\beta_i \log [y_t/a(\mathbf{p}^t)]+\beta_i \sum_k \theta_k \log p_{kt-1}+\delta_i [b(\mathbf{p}^t)/b(\mathbf{p}^{t+1})]+u_{it} \quad \forall i \quad (22)$$

y, como es usual, sustituimos $a(p^t)$ por el índice de precios de Stone (1954):

$$\log a(\mathbf{p}^t) = \log P_t^* = \sum_j w_j \log p_{jt} \quad (23)$$

Debido a la condición de agregación, tenemos que $\Sigma_i u_{it}= 0$, para todo t, lo cual implica que la matriz de varianzas y covarianzas sea singular. Como es habitual, solucionamos esta cuestión eliminando una de las ecuaciones del sistema, en contreto, otros alimentos, estimamos el sistema resultante y, por último, calculamos los valores de los coeficientes de esta ecuación utilizando la citada condición de agregación.

El modelo SNAP (22) se estima por mínimos cuadrados en tres etapas utilizando el TSP. Tomamos como instrumentos los precios corrientes y retardados, en valores y en logaritmos, así como la renta medida por el PIB corriente y retardada, también en valores y en logaritmos. Con este conjunto de instrumentos, estimamos la versión libre del modelo SNAP y contrastamos la autocorrelación de primer orden por medio del estadístico Breusch-Godfrey para modelos de ecuaciones simultáneas (Breusch y Godfrey (1981)), así como la hipótesis de heteroscedasticidad dinámica utilizando el test de Engle (Engle (1982)). Estos tests de especificación nos permiten constatar que los términos de error del modelo estimado se comportan como ruidos blancos.

Una vez estimado el modelo, contrastamos las hipótesis teóricas por medio del estadístico de Wald y calculamos las elasticidades gasto o renta y las elasticidades precio directas Marshallianas, Hicksianas y Frischianas, todas ellas evaluadas en los valores medios muestrales.

4. Resultados empíricos

Los valores de los tests de especificación para el modelo SNAP aparecen en la Tabla 1. Como puede observarse, no detectamos problemas de autocorrelación ni de heteroscedasticidad dinámica en ninguna de las ecuaciones estimadas.

Tabla 1. Tests de especificación

	Breusch-Godfrey	Engle
Pan y cereales	-0.56	0.14
Carne	-0.21	0.17
Pescado	0.48	0.63
Leche y huevos	1.17	0.03
Vegetales y frutas	1.29	0.005

Valores críticos t-ratios = 1.96, $\chi^2(1)_{0.05} = 3.84$.

La Tabla 2 presenta los valores del test de Wald para las hipótesis teóricas. Constatamos que todas las condiciones intratemporales, esto es, homogeneidad, simetría y, por último, homogeneidad y simetría conjuntamente, son, como es usual, rechazadas al nivel de significación del 5%. Estos resultados son similares, por tanto, a los presentados en otros trabajos que también han estimado la demanda de alimentos en otros países occidentales (ver, entre otros, Blanciforti y Green (1983), Dono y Thompson (1994), Fulponi (1989), Mergos y Donatos (1989) y Molina (1994a)). Así pues, el rechazo estadístico de tales hipótesis nos ha impedido imponerlas como condiciones teóricas en la especificación final del modelo, estimando, consiguientemente, la versión libre que no incorpora dichas restricciones.

Sin embargo, nuestro principal resultado es que la hipótesis de separabilidad intertemporal resulta rechazada al 5% de significación, es decir, los españoles consideran que la demanda de alimentos corriente depende de variables contemporáneas, así como de los precios retrasados y adelantados un período.

Tabla 2. Hipótesis teóricas

	Wald
Homogeneidad (5 g.l.)	32.84*
Simetría (15 g.l.)	115.11*
Homogeneidad y simetría (20 g.l.)	236.67*
Separabilidad intertemporal (5 g.l.)	12.21*

* Rechazo de hipótesis al 5%. Valores críticos: $\chi^2(5)_{0.05} = 11.07$, $\chi^2(15)_{0.05} = 25$ y $\chi^2(20)_{0.05} = 31.4$.

Los parámetros estimados del modelo aparecen en la Tabla 3. La mayoría de los coeficientes de la ecuación correspondiente a pan y cereales son individualmente

significativos al 5%, mientras que el precio de otros alimentos es el que más veces aparece como significativo en el sistema. Por el contrario, el precio de leche y huevos no es significativo en ninguna de las ecuaciones del modelo. Con respecto a los productos $\beta\theta$, sólo un valor, el relativo a pan y cereales, exhibe un estadístico t superior al valor crítico, denotando el signo negativo su carácter de bien autocomplementario. Por otro lado, el resto de las categorías pueden clasificarse como autoindependientes.

A pesar de que el R^2 es sólo un indicador aproximado del grado de ajuste en los sistemas de demanda y, por lo tanto, debe ser cuidadosamente interpretado, también es cierto que la mayoría de los trabajos empíricos que han estimado sistemas de demanda de alimentos han incluido este coeficiente en sus tablas de resultados (por ejemplo, Andridopoulos, Brox and Georgakopoulos (1987), Blanciforti y Green (1983), Dono y Thompson (1994), Fulponi (1989), Mergos y Donatos (1989) y Michalek y Keyzer (1992)). En nuestro estudio, como es usual, el modelo SNAP ajusta muy bien, lo cual queda claramente reflejado por los altos valores que presenta el coeficiente de determinación, in particular, todos los valores aparecen entre 0.73 y 0.97.

Tabla 3. Parámetros estimados

	α_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	β_i	θ_i	δ_i	$\beta_i\theta_i$	R^2
Pan y cereales	0.9128*	0.0764*	-0.0489*	-0.0775*	0.0122	0.0364*	-0.0134	-0.0410*	0.6628*	-0.4398	-0.0271*	0.97
	(2.45)	(4.74)	(-2.23)	(-4.94)	(0.78)	(3.02)	(-0.91)	(-2.47)	(3.35)	(-1.35)	(-3.45)	
Carne	0.4726	-0.1266*	0.0632	0.0315	0.0797	0.0417	-0.1079*	-0.0358	0.2714	0.1408	-0.0097	0.77
	(0.48)	(-3.55)	(1.32)	(1.38)	(1.88)	(1.33)	(-3.46)	(1.52)	(1.03)	(0.16)	(-1.25)	
Pescado	-0.2931	0.0558*	0.0039	0.0538*	-0.0311	-0.0118	-0.0768*	0.0102	-.04545	0.3152	-0.0046	0.73
	(-0.64)	(3.24)	(0.16)	(4.86)	(-1.41)	(-0.66)	(4.81)	(0.89)	(-1.81)	(0.76)	(-0.98)	
Leche y huevos	-0.6679	0.0256	0.0096	0.0204	0.0123	-0.0786*	0.0469*	0.0098	0.4156	0.7398	0.0040	0.82
	(-1.15)	(1.18)	(0.35)	(1.70)	(0.50)	(4.38)	(2.98)	(1.08)	(1.02)	(1.33)	(0.81)	
Vegetales y frutas	0.8570	-0.0382	-0.0497	0.0173	-0.086	0.0298	0.0946*	0.0211	-0.7927	-0.8484	-0.0167	0.80
	(0.79)	(-1.05)	(-0.99)	(0.81)	(-1.30)	(0.87)	(2.82)	(1.24)	(-1.35)	(-0.86)	(-1.09)	
Otros alimentos	-0.2815	0.0069	0.0219	-0.0456*	-0.0145	-0.0183	0.0566*	0.0356	-0.1026	0.0923	-0.0036	--
	(-0.38)	(0.29)	(0.59)	(2.42)	(-0.45)	(-0.77)	(2.30)	(1.71)	(-0.68)	(0.14)	(-0.69)	

Los t-ratios aparecen en paréntesis. * Significativo al 5%

La Tabla 4 muestra las elasticidades renta y precio. En primer lugar, observamos que la mayoría de los efectos estimados son significativos al 5%. Las dos primeras columnas recogen las elasticidades renta, e_{iYA} and e_{iY}, calculadas de acuerdo con la siguiente expresión, $e_{iY} = e_{iYA} * e_{YA}$ (Manser (1976)), donde e_{iY} es la elasticidad del grupo i-ésimo con respecto al gasto en todos los bienes de consumo, e_{iYA}

representa el efecto de dicho grupo con respecto al gasto total en alimentos y, finalmente, e_{YA} denota la elasticidad del gasto en alimentos con respecto al gasto total. Considerando que $e_{YA} = 0.88$ (Molina (1994b)), los valores de e_{iYA} muestran que pan y cereales y carne son claramente bienes de primera necesidad, mientras que pescado, leche y huevos, vegetales y frutas y, finalmente, otros alimentos, se comportan como bienes de lujo. Ahora bien, tomando como referencia las elasticidades con respecto al gasto en todos los bienes de consumo, constatamos que pan y cereales, carne, pescado, leche y huevos y vegetales y frutas se clasifican como bienes de primera necesidad, siendo otros alimentos el único grupo que se c omporta como un bien de lujo.

Tabla 4. Elasticidades renta y precios

	e_{iYA}	e_{iY}	e_{ii}^{c}	e_{ii}^{u}	e_{ii}^{λ}	$e_{ii,t+1}^{y}$	E_{ii}^{λ}
Pan y cereales	0.65*	0.57*	0.19	0.03	-0.004	-0.22*	-0.45*
	(4.76)	(4.76)	(1.32)	(0.16)	(-0.01)	(-3.48)	(-2.02)
Carne	0.87*	0.76*	-0.70*	-0.46*	-0.68*	-0.03	-0.75*
	(10.8)	(10.8)	(-3.59)	(-2.54)	(-3.31)	(-1.26)	(-3.65)
Pescado	1.08*	0.95*	-0.53*	-0.38*	-0.51*	-0.04	-0.59*
	(10.9)	(10.9)	(-4.62)	(-3.53)	(-4.91)	(-0.99)	(-5.68)
Leche y huevos	1.06*	0.93*	-0.92*	-0.71*	-0.88*	0.02	-0.83*
	(17.9)	(17.9)	(-5.63)	(-4.40)	(-5.51)	(0.81)	(-5.17)
Vegetales y frutas	1.12*	0.98*	-0.83*	-0.75*	-0.95*	-0.09	-1.14*
	(11.6)	(11.6)	(-3.80)	(-3.94)	(-5.36)	(-1.09)	(-6.42)
Otros alimentos	1.24*	1.09*	-0.96*	-0.32	-0.53*	-0.02	-0.91*
	(8.78)	(8.78)	(-14.9)	(-1.49)	(-2.50)	(-0.70)	(-12.7)

Los t-ratios aparecen en paréntesis * Significativo al 5%

Todas demandas Marshallianas son decrecientes e inelásticas. Otros alimentos y leche y huevos son los grupos de bienes más sensibles a las variaciones de su propio precio. Por otro lado, pan y cereales exhibe el efecto precio más bajo. Finalmente, los signos negativos de las elasticidades Hicksianas y Frischianas significativas son coherentes con la teoría.

La significatividad individual de los productos $\beta\theta$ se confirma plenamente a la vista de los valores de las elasticidades Marshallianas no contemporáneas. Pan y cereales muestra un efecto auto claramente significativo, indicando el signo negativo su carácter de autocomplementario. Por otro lado, los resultados revelan que el resto de categorías de gasto pueden clasificarse como autoindependientes. La última columna de la tabla exhibe los efectos Frischianos totales con signo negativo. Finalmente, la existencia de un efecto auto en el grupo pan y cereales provoca que su efecto a largo plazo presente un valor significativamente distinto del correspondiente a corto plazo.

5. Conclusiones

En este artículo hemos caracterizado la estructura intertemporal de la demanda de alimentos en España (1964-1990). Con este objetivo, hemos estimado el sistema de demanda SNAP que mantiene las dependencias temporales y que nos permite contrastar la hipótesis de separabilidad intertemporal de las preferencias. El principal resultado es que la separabilidad intertemporal resulta rechazada, es decir, las cantidades demandadas de alimentos dependen, no sólo de las variables corrientes, sino también de los precios retardados y adelantados un período. En otras palabras, los consumidores españoles consideran relevantes en sus decisiones corrientes, no sólo las variables contemporáneas sino también los precios pasados y futuros. Dicho rechazo de la condición de separabilidad intertemporal se constata en el grupo pan y cereales.

Por otro lado, las hipótesis de homogeneidad y simetría también son claramente rechazadas al nivel de significación del 5%. Las elasticidades renta con respecto al gasto total muestran que pan y cereales, carne, pescado, leche y huevos y, por último, vegetales y frutas son bienes de primera necesidad, mientras que el agregado otros alimentos se comporta como un bien de lujo. Todas las demandas Marshallianas son decrecientes e inelásticas. Finalmente, las elasticidades Hicksianas y Frischianas, tanto a corto como a largo plazo, son, como cabría esperar de acuerdo con las exigencias teóricas, negativas.

Bibliografía

ANDRIKOPOULOS, A., BROX, J.A. Y GEORGAKOPOULOS, T.A. (1987): "Short-Run Expenditure and Price Elasticities for Agricultural Commodities: The Case of Greece, 1951-1983". *European Review of Agricultural Economics*, 14, 335-346.

BLANCIFORTI, L. Y GREEN, R. (1983): "An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: an Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups". *Review of Economics and Statistics*, 65, 511-515.

BREUSCH, T.S. Y GODFREY, L. (1981): "A Review of Recent Work on Testing for Auto-correlation in Dynamic Simultaneous Models". In *Macroeconomic Analysis: Essays in Macroeconometrics and Econometrics*. Croom Held London.

BROWNING, M. (1991): "A Simple Nonadditive Preference Structure for Models of Household Behavior over Time". *Journal of Political Economy*, 99, 607-637.

BURTON, M. Y YOUNG, T. (1992): "The Structure of Changing Tastes For Meat and Fish in Great Britain". *European Review of Agricultural Economics*, 19, 165-180.

CHEN, P. Y. Y VEEMAN, M.M. (1991): "An Almost Ideal Demand System Analysis for Meats with Habit Formation and Structural Change".*Canadian Journal of Agricultural Economics*, 39, 223-235.

CHESHER, A. Y REES, H. (1987): Income Elasticities of Demands for Foods in Great Britain. *Journal of Agricultural Economics*, 38, 435-448.

DONO, G. Y THOMPSON, G. (1994): "Explaining Changes in Italian Consumption of Meat: Parametric and Non-Parametric Analysis". *European Review of Agricultural Economics*, 21, 175-198.

ENGLE, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroscedascitity with Estimates of the Variance of United Kingdon Inflation". *Econometrica*, 50, 987-1007.

FULPONI, L. (1989): "The Almost Ideal Demand System: an Application to Food and Meat Groups for France". *Journal of Agricultural Economics*, 40, 82-92.

HAYES, D.J., WAHL, T.I. Y WILLIAMS, G. W. (1990): "Testing Restrictions on a Model of Japanese Meat Demand". *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 556-566.

MANSER, M.E. (1976): "Elasticities of Demand for Food: an Analysis using Non-Additive Utility Functions Allowing for Habit Formation". *Southern Economic Journal*, 43, 879-891.

MERGOS, G.J. Y DONATOS G.S. (1989): "Demand for Food in Greece: an Almost Ideal Demand System Analysis". *Journal of Agricultural Economics*, 40, 983-993.

MICHALEK, J. Y KEYZER M.A. (1992): "Estimation of a Two-Stage LES-AIDS Consumer Demand System for Eight EC Countries". *European Review of Agricultural Economic*, 19, 138-163.

MOLINA, J. A. (1994): "Food Demand in Spain: an Application of the Almost Ideal System". *Journal of Agricultural Economics*, 45, 252-258.

MOLINA, J.A. (1994b): "Formulación del AIDS a partir de las Demandas Frisch y de la Función de Beneficio en el Consumo: Evidencia Empírica en España". *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 4, 117-133.

MOSCHINI, G. Y MEILKE, K.D. (1989): "Modelling the Pattern of Structural Change in US Meat Demand". *American Journal of Agricultural Economics*, 71, 253-261.

RAY, R. (1980): "Analysis of a Time-Series of Household Expenditures Surveys for India". Review of Economics and Statistics, 62, 595-602.

STONE, R. (1954): " Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand".The Economic Journal, 64, 511-527.