AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Análisis del consumo de frutas y hortalizas en España: una aplicación del sistema de demanda inversa

EMILIO GALDEANO GÓMEZ (*)

MANUEL JAÉN GARCÍA (*)

1. INTRODUCCIÓN

Tanto el consumo como la producción de frutas y hortalizas en España suponen aspectos relevantes desde el punto de vista económico. De un lado, la actividad productiva (considerando ambos productos conjuntamente) representa aproximadamente el 50 por ciento de la Producción Final Agrícola. De otro lado, estos productos participan con un 18,7 por ciento en la estructura gasto de alimentos en hogares españoles (segundo mayor gasto después de las carnes) y suponen la mayor cantidad consumida (en kilogramos) de alimentos *per cápita* (MAPA, 2001). Las condiciones agroclimáticas para estos cultivos existentes en nuestro país han propiciado un desarrollo tradicional del sector hortofrutícola y, como consecuencia, también un mayor consumo de dichos productos en comparación a otros países fuera del área mediterránea. Se afirma, sin lugar a dudas, que la alimentación española está encuadrada entre lo que se considera genuinamente «dieta mediterránea», caracterizada a grandes rasgos por (MAPA, 1998): un gran consumo de aceite de oliva y de semillas vegetales, un consumo muy alto de pescado, importante consumo de pan, legumbres, arroz y otros derivados de cereales, y abundancia de hortalizas y frutas (esencialmente frescas, por su contenido en fibra alimentaria, vitaminas y sales minerales).

(*) Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Almería.

– Estudios Agrosociales y Pesqueros, n.º 198, 2003 (pp. 123-149).

La creciente valoración, en los últimos años, de la mencionada dieta mediterránea, el aumento del gasto de frutas y hortalizas por parte de los consumidores y la importancia agroeconómica del sector suponen suficientes elementos de interés en los análisis de demanda de alimentos. Pese a ello, este es un tema poco tratado en estudios de demanda del ámbito nacional (1). Por tanto, la oportunidad de este trabajo radica en explicar, del modo más amplio posible, las pautas alimentarias relativas a estos productos. De forma más concreta, analizaremos el consumo de hortalizas frescas en España (que, desde nuestro punto de vista, viene presentando variaciones de mayor interés) considerando, en primer lugar, las relaciones dentro del agregado de frutas y hortalizas, y, en segundo lugar, llevando a cabo un análisis más específico de los productos hortícolas de consumo en fresco. El estudio se realiza a partir de los datos de consumo de productos hortofrutícolas para el período 1987-1999, elaborados por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (MAPA).

La especificación de la función de demanda se realiza en base a los modelos de demanda inversa. La utilización de dichos modelos (2) en las últimas décadas está teniendo una considerable atención en las aplicaciones empíricas para el análisis del consumo de productos agrarios. Es frecuente que para dichos productos, especialmente de consumo en fresco, los precios respondan básicamente a las condiciones de oferta (precios endógenos). Así, la producción poco flexible a corto plazo, la existencia tradicional de estacionalidad y la necesidad de dar salida al producto rápidamente, dan lugar a que, para los productos de consumo en fresco y altamente perecederos, los precios se ajusten para que la cantidad disponible se consuma; también, determinadas estructuras del sistema productivo o del mercado (por ejemplo, concentración de empresas productoras o distribuidoras) conlleva a que los precios sean ajustados por la oferta. En estas situaciones, debidas a las características de determinados productos o a la estructura del mercado, el análisis mediante demanda inversa es más adecuado.

Con la consideración de endogeneidad del precio y que las cantidades reflejan más adecuadamente las preferencias de los consumido-

---

(1) Algunas referencias relacionadas con el tema únicamente las encontramos en el trabajo de Céspedes y De Pablo (1996), que analizan el consumo de hortalizas en España mediante una aplicación del modelo de Rotterdam. De forma más general, Molina (1994) o García y Molina (1995) analizan el consumo de frutas y hortalizas dentro del grupo de alimentos.

(2) El análisis mediante demanda inversa ha sido ampliamente desarrollado en sus aspectos teóricos por Katzner (1970), Charette y Bronsard (1975), Laitinen y Theil (1979), Anderson (1980), Weymark (1980), Anderson y Blundell (1983), Moschini y Vissa (1992), Huang (1994), entre otros.

res (predeterminadas), la demanda inversa ha sido aplicada en diversos análisis empíricos, como Eales y Unnevehr (1993, 1994), Kesavan y Buhr (1995), Holt y Goodwin (1997), para el consumo de carne; Barten y Bettendorf (1989), para el consumo de pescado; o Lombán y Millán (1998), para la demanda de carne y pescado conjuntamente; y para el caso concreto de frutas y hortalizas sólo encontramos referencias en Rickertsen *et al.* (1995), Rickertsen (1998), en los que se incluyen los efectos de la publicidad sobre en consumo de hortalizas en Noruega.

No obstante, el tratamiento de las variables explicativas debe pasar por un test previo de endogeneidad (3), especialmente si se trabaja con consumo de productos heterogéneos (por ejemplo, respecto a su carácter perecedero), como es el caso de frutas y hortalizas frescas y transformadas.

El artículo se estructura de la forma siguiente:

En el segundo apartado se muestran (evolución gráfica) las series datos del consumo de frutas y hortalizas (cantidades y participaciones de gasto). A continuación se especifica el modelo teórico de demanda inversa. En el cuarto apartado se hace un análisis de la demanda de frutas y hortalizas a través del método de demanda inversa, previa testificación de la idoneidad del modelo empleado teniendo en cuenta las propiedades estocásticas de las series. En el quinto apartado realizamos un análisis de la demanda de hortalizas frescas, previa determinación también del modelo más adecuado. Por último, se exponen las conclusiones más relevantes.

2. SERIES DE DATOS DEL CONSUMO DE FRUTAS Y HORTALIZAS

Las series (datos mensuales) de porcentaje de gasto y de las cantidades consumidas *per cápita* de las frutas y hortalizas, para el período 1987(1)-1999(12), se muestran en los gráficos 1 y 2. Se han considerado 6 agrupaciones (4): hortalizas frescas, patatas frescas, frutas frescas, hortalizas transformadas, patatas transformadas y frutas transformadas.

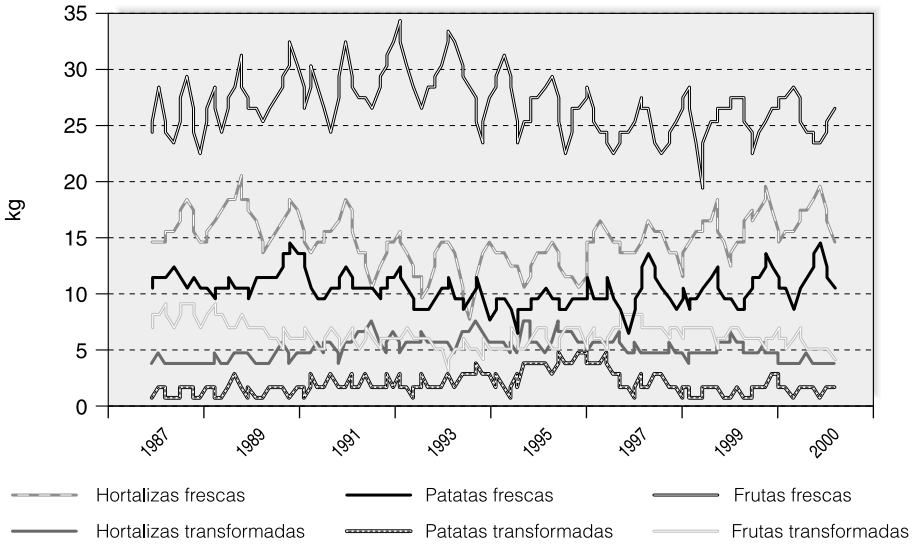
En la evolución de las cantidades consumidas se aprecia, por una parte, que la frutas frescas muestran los valores más elevados duran-

(3) Rickertsen (1998), por ejemplo, aplica el test de Durbin-Wu-Hausman para determinar la idoneidad de demanda inversa.

(4) El consumo de patatas frescas y transformadas se ha tomado individualmente por la importancia de este producto en el consumo familiar.

Gráfico 1

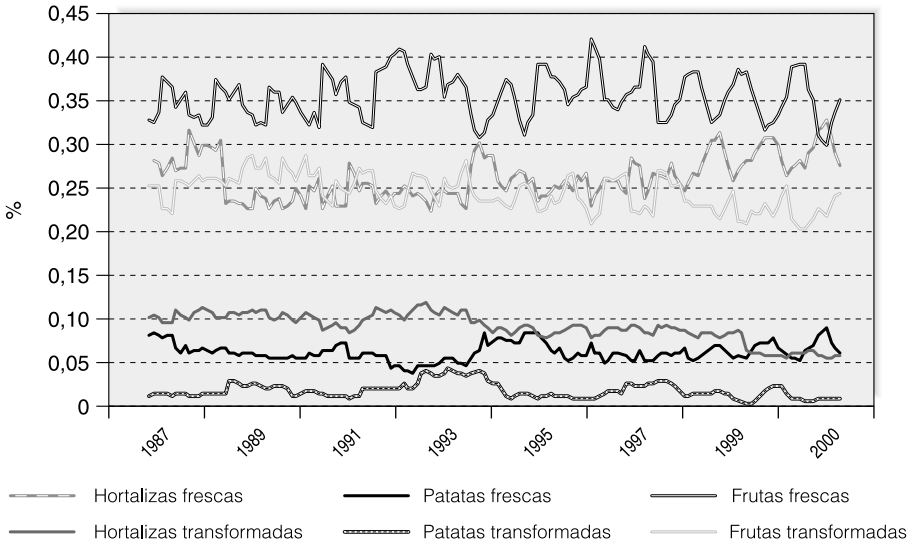
Consumo en kilogramos: frutas y hortalizas (frescas y transformadas)



Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos del MAPA.

Gráfico 2

Porcentaje de gastos: frutas y hortalizas (frescas y transformadas)



Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos del MAPA.

te los primeros años noventa y un relativo descenso a finales de la década, debido a que pueden estar teniendo una mayor sustitución por otros productos dentro del grupo (5). Por su parte, hay un aumento del consumo para el caso de las hortalizas y patatas frescas, durante los últimos años del período, recuperando los niveles de consumo existentes a finales de los ochenta; mostrando también una evolución similar en la evolución del porcentaje de gasto (6) para estos dos productos dentro del grupo de frutas y hortalizas (gráfico 2). En el caso de los productos transformados se observa una evolución, en general inversa a la de los productos de consumo en fresco lo largo del período, indicando la existencia de una relación de sustitución entre ambos. También es apreciable la estacionalidad en el consumo, especialmente en los productos frescos.

A continuación, se muestran de forma más específica las series (datos mensuales) de cantidades consumidas y porcentaje de gasto (gráficos 3 y 4) para 6 productos dentro de las hortalizas frescas. En ambos gráficos se observa la alta estacionalidad, propia de los productos de consumo en fresco. Dentro del grupo, las judías y las coles muestran únicamente un relativo descenso a finales de los años noventa. Se observa también una evolución de las coles y de otras hortalizas de tipo inverso a la que tienen el resto de productos, lo que puede ser indicativo de las relaciones de sustitución y complementariedad dentro del grupo.

3. MODELO TEÓRICO DE DEMANDA INVERSA

En un sistema de demanda inversa las preferencias se representan mediante la función de distancia, la que nos muestra como todas las cantidades consumidas pueden cambiar proporcionalmente para lograr un determinado nivel de utilidad. Moschini y Vissa (1992) y Eales y Unnevehr (1994) siguen esta aproximación y desarrollan un sistema casi ideal de demanda inversa (IAIDS: *Inverse Almost Ideal Demand System*). La ecuación del porcentaje de gasto, w, de un bien i siguiendo dicho modelo se representa de la siguiente forma:

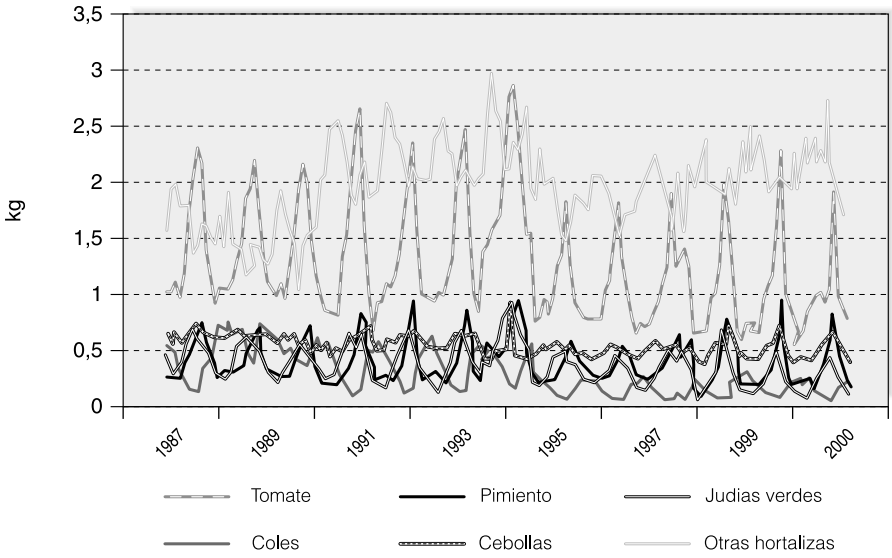
$$w_i(t) = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} \ln q_j(t) + \beta_i \ln Q(t) + u_i(t)$$

(5) En el caso de las frutas pueden incidir también otros productos sustitutos (por ejemplo los encuadrados en otros postres). No obstante, las condiciones de separabilidad en demanda inversa no coinciden con la demanda directa y el análisis de las frutas frescas puede hacerse en demanda inversa (donde la cantidad predeterminada de estos productos es el principal determinante del gasto –Park y Thurman, 1999–) sin considerar otros consumos relacionados en demanda directa (donde el efecto sustitución es más determinante).

(6) La participación del gasto dentro del grupo se ha obtenido a partir del gasto per cápita real (año base 1992).

Gráfico 3

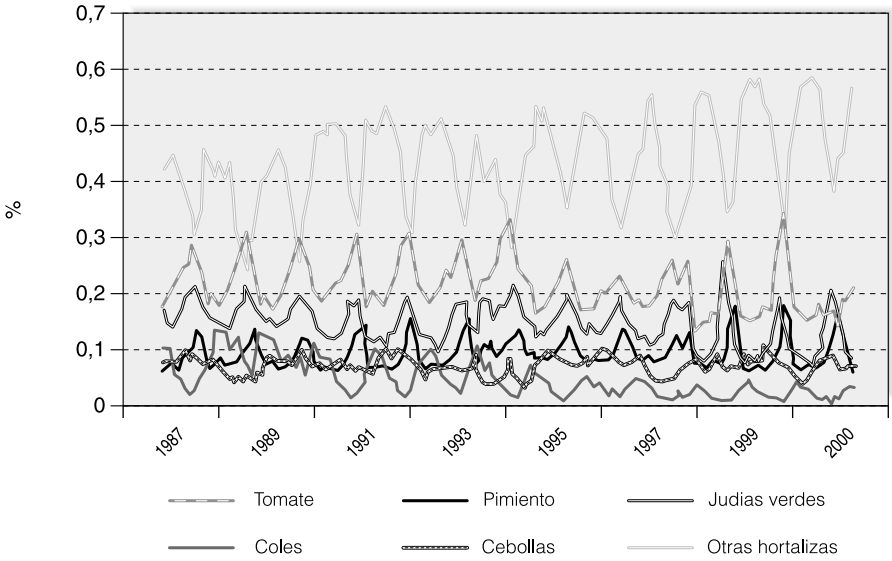
Consumo en kilogramos: hortalizas frescas



Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos del MAPA.

Gráfico 4

Porcentaje de gastos: hortalizas frescas



Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos del MAPA.

donde:

$w_i(t)$ = el porcentaje de gasto en el período t.

$q_j(t)$ = cantidad consumida *per cápita* de cada bien j considerado.

Q(t) = índice de cantidades (7).

$u_i(t)$ = término de error.

α_i, π_{ij}, β_i = son los parámetros a estimar.

Las restricciones teóricas del modelo son: $\Sigma_i \alpha_i = 1$, $\Sigma_i \pi_{ij} = 0$, $\Sigma_i \beta_i = 0$ (aditividad); $\Sigma_i \pi_{ij} = 0$ (homogeneidad); $\pi_{ji} = \pi_{ij}$ (simetría).

La interpretación de la estructura del consumo en los sistemas de demanda inversa se realiza en términos de flexibilidades, equivalentes a las elasticidades tradicionalmente calculadas en los sistemas de demanda directa. Las flexibilidades son:

– Flexibilidad de escala (análoga a la elasticidad renta en demanda directa) (8), que muestra el porcentaje de variación en el precio normalizado (precio dividido por el gasto total) del bien i en respuesta a un incremento proporcional en el consumo (u oferta) de todos los bienes. La flexibilidad de escala es calculada como:

$$f_i = -1 + (\beta_i / w_i) \qquad [2]$$

– Flexibilidades de precio no compensadas, que muestran el porcentaje de cambio en el precio normalizado motivado por una variación del 1 por ciento en el consumo (u oferta) del bien. La estimación de esta flexibilidad se realiza de la forma siguiente:

$$f_{ij} = -\delta_{ij} + (\pi_{ij} / w_i) + [\beta_i / w_i \ (\alpha_j + \Sigma_k \pi_{kj} \ln q_k)] \qquad [3]$$

(donde δ_{ij} es el delta de Kronecker [1 para i=j, 0 para i≠j])

– Flexibilidad precio compensada, que muestra la sustitución y complementariedad entre los distintos productos, puede calcularse como:

$$f_{ij}^* = f_{ij} - w_j f_i \qquad [4]$$

---

(7) Este índice se define como:

$$\ln Q(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \ln q_k(t) + 0,5 \sum_{k=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \pi_{kj} \ln q_k(t) \ln q_k(t)$$

(8) No obstante, recientemente Park y Thurman (1999) han mostrado las diferencias entre la flexibilidad de escala y la elasticidad renta o de escala. La información suministrada por ambas medidas es diferente, fundamentalmente porque la flexibilidad de escala depende sólo de los cambios en sus valores relativos (debido a que la cantidad ofrecida a los consumidores es exógena en demanda inversa) mientras que la elasticidad renta depende también de las elasticidades de sustitución. Ambas medidas sólo coinciden cuando las preferencias son homotéticas y las elasticidades de sustitución son unitarias.

La especificación del modelo empírico se hará en cada caso una vez determinadas las propiedades estocásticas de las series utilizadas.

4. ANÁLISIS DE LA DEMANDA DE FRUTAS Y HORTALIZAS FRESCAS Y TRANSFORMADAS

En el sistema de demanda vamos a considerar los seis grupos de frutas y hortalizas del apartado segundo (asumiendo el criterio de separabilidad débil en su consumo): frutas frescas [i=1] (resultado de la agregación de seis productos: fresa, naranja, manzana, pera, melocotón y otras frutas); hortalizas frescas [i=2] (agregando a seis productos: tomate, pimiento, judía verde, coles, cebolla y otras hortalizas); patatas frescas [i=3] (tomado como producto individual, debido a su específico consumo); frutas procesadas [i=4] (agregación de los productos anteriores transformados); hortalizas procesadas [i=5] (también con la misma agregación de productos anterior ahora transformados); y patatas transformadas [i=6]. Los datos utilizados, como se indicó anteriormente, son con periodicidad mensual y la agregación se hace (para cada dato mensual) ponderando cada uno de los productos individuales por su participación en el gasto dentro del grupo.

Con estas agrupaciones construimos un sistema de seis ecuaciones. Desde el punto de vista operativo, en la estimación una de las ecuaciones debe omitirse (9), con el fin de evitar la singularidad de la matriz de varianzas-covarianzas correspondientes al término de error; los parámetros de dicha ecuación pueden estimarse a partir de las estimaciones obtenidas para las restantes ecuaciones, haciendo uso de la condición de aditividad. Para la aproximación lineal del modelo utilizamos un índice de Stone, que en el caso de demanda inversa (10) este índice de cantidades puede construirse como $\ln Q(t) = \Sigma_k w_k(t-1) \ln q_k(t)$, donde la participación del gasto es desfasada un período para evitar los problemas de simultaneidad. El sistema de cinco ecuaciones lineales se estima mediante el procedi-

(9) En este caso omitimos la ecuación correspondiente a las patatas transformadas (i=6).

(10) El índice de precios Stone es frecuentemente utilizado en demanda directa porque los datos de precios en series temporales presentan frecuentemente colinearildad. Sin embargo, autores como Moschini (1995) o Asche y Wessells (1997) entre otros, muestran los problemas asociados a su uso (no son invariantes con medidas unitarias o endogeneidad al usar la participación del gasto en el índice y el precio normalizado). Pero, pese a ello, como indican Eales y Unnevehr (1994), en el caso de los modelos de demanda inversa la adecuación de la aproximación lineal es una cuestión empírica. En el presente análisis, los resultados finales de la aproximación lineal (con demanda inversa) y el modelo aplicando el índice de cantidades teórico (nota 7), utilizando los parámetros estimados, mostraban valores del logaritmo de verosimilitud muy similaares, siendo su valor de 2089,25 y 2095,06 respectivamente.

miento de regresiones iterativas (ITSUR: *iterative seemingly unrelated regressions*) (11).

Previamente, la utilización de datos de series temporales requiere el análisis y tratamiento de las propiedades estocásticas de las series incluidas en el sistema de demanda. Si las series son estacionarias, I(0), el modelo [1], con las variables en niveles, puede ser utilizado. Si las series no resultan estacionarias, tenemos que proceder a un análisis de cointegración. Previo al análisis de estacionariedad, cada serie ha sido desestacionalizada mediante variables dummy estacionales centradas (12). El orden de integración de las variables ha sido determinado mediante los test de raíces unitarias Dickey-Fuller ampliado, DFA, (Dickey y Fuller, 1979) y Phillips-Perron, PP, (Philips y Perron, 1988). Los resultados obtenidos para las variables en niveles y en primeras diferencias se muestran en el cuadro 1. Se ha prestado especial atención a los retardos introducidos, así como en los componentes deterministas incluidos en el modelo. Dado que existen evidencias empíricas que la aplicación de filtros para desestacionalizar las series producen sesgos en los resultados del estadístico ADF (Ghysels y Perron, 1993), y aún más en el caso del estadístico PP, se han realizado las regresiones sin filtrar las series y utilizando 0, 3, 6, 9 y 12 retardos en el test DFA y 3, 6, 9, 12 y 15 parámetros de truncamiento en el test PP. Los resultados indican que no podemos rechazar la hipótesis de que todas las variables son integradas de orden uno, I(1), a un nivel de significación del 5 por ciento (13).

Puesto que las variables en el sistema descrito son no estacionarias y todas ellas se comportan como I(1), una posibilidad, en este caso, es la estimación en primeras diferencias. Sin embargo, es necesario un test de cointegración, ya que si las variables (en niveles) están cointegradas el sistema revela una óptima estructura de consumo en el largo plazo y los parámetros obtenidos en la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios resultan superconsistentes, pero no es posible realizar ninguna inferencia sobre los mismos y, en conse-

---

(11) Esta técnica iterativa (derivada del método SUR, «seemingly unrelated regression», pero con múltiples iteraciones) converge asintóticamente al procedimiento de máxima verosimilitud.

(12) El mismo procedimiento ha sido utilizado en análisis de demanda referenciados (Attfield, 1997, Pesaran y Shin, 2000, Ben Kaabia y Gil, 2001).

(13) Dado que las participaciones de gasto toman valores entre 0 y 1, es de esperar que sean estacionarias en el largo plazo. Sin embargo, en nuestro caso, éstas muestran un comportamiento de variables I(1) a un nivel de significación del 5 por ciento (además se ha comprobado que los coeficientes de autocorrelación toman valores >0,9 en las series utilizando hasta seis retardos). Resultados similares de no estacionariedad con datos en niveles se obtienen en estudios de demanda desarrollados por Ng (1995), Pesaran y Shin (2000) y Ben Kaabia y Gil (2001).

Cuadro 1

TEST DE RAÍCES UNITARIAS (FRUTAS Y HORTALIZAS FRESCAS Y TRANSFORMADAS)

Variables (Modelo) [b]	DFA (p) [a]					PP (l) [a]				
	0	3	6	9	12	3	6	9	12	15
w_1 (constante)	–1,59	–1,51	–1,61	–2,23	–1,97	–2,19	–2,23	–2,28	–2,21	–2,27
w_2 (constante)	–1,38	–1,54	–1,57	–1,52	–1,65	–2,28	–2,11	–2,26	–2,32	–2,30
w_3 (constante)	–1,83	–2,17	–2,02	–2,09	–2,02	–2,24	–2,31	–2,12	–2,14	–2,16
w_4 (sin elementos determ.)	–1,19	–1,18	–1,18	–1,03	–1,06	–1,05	–1,08	–1,16	–1,19	–1,14
w_5 (constante)	–2,01	–2,10	–2,21	–2,05	–2,12	–2,12	–2,13	–2,21	–2,27	–2,32
w_6 (sin elementos determ.)	–1,03	–1,09	–1,04	–1,11	–1,08	–1,10	–1,11	–1,22	–1,31	–1,24
ln q_1 (constante y tendencia)	–2,35	–2,51	–1,46	–1,57	–1,64	–2,41	–2,52	–2,46	–2,48	–2,41
ln q_2 (constante y tendencia)	–1,73	–2,15	–1,68	–2,01	–2,05	–1,88	–1,91	–2,07	–2,12	–2,15
ln q_3 (constante)	–1,76	–2,01	–1,57	–1,66	–1,75	–2,43	–2,49	–2,58	–2,63	–2,60
ln q_4 (constante y tendencia)	–2,86	–2,63	–2,68	–2,15	–2,08	–2,02	–2,10	–2,16	–2,21	–2,18
ln q_5 (constante y tendencia)	–2,88	–2,57	–2,62	–2,74	–2,81	–3,09	–3,12	–3,09	–3,16	–3,21
ln q_6 (constante)	–2,01	–2,04	–2,00	–1,71	–1,83	–2,00	–2,11	–2,17	–2,12	–2,10
ln Q (constante)	–1,36	–1,55	–1,42	–1,06	–1,17	–1,55	–1,63	–1,54	–1,60	–1,64
Δw_1 (constante)	–5,41	–5,26	–5,40	–4,91	–4,67	–7,35	–8,19	–8,47	–8,51	–8,45
Δw_2 (constante)	–4,87	–4,51	–4,69	–4,77	–4,73	–5,87	–6,14	–6,36	–6,42	–6,26
Δw_3 (sin elementos determ.)	–4,42	–4,54	–4,47	–4,52	–4,70	–5,32	–5,71	–5,52	–5,61	–5,52
Δw_4 (sin elementos determ.)	–6,74	–6,29	–5,71	–4,85	–3,89	–6,76	–6,48	–6,74	–6,70	–6,64
Δw_5 (constante)	–6,70	–6,55	–6,63	–5,90	–4,99	–10,93	–10,70	–10,81	–10,32	–10,48
Δw_6 (sin elementos determ.)	–4,65	–5,42	–5,11	–5,77	–4,73	–6,71	–6,52	–6,59	–7,09	–6,93
Δln q_1 (constante)	–4,82	–5,22	–5,75	–4,69	–4,51	–6,86	–7,32	–7,.24	–7,36	–7,29
Δln q_2 (constante)	–6,36	–6,48	–6,88	–4,78	–4,68	–8,65	–8,58	–8,92	–8,21	–8,16
Δlnq_3(sin elementos determ)	–5,51	–5,35	–6,08	–5,93	–5,89	–7,77	–8,16	–8,08	–8,52	–8,41
Δlnq_4 (constante)	–6,84	–6,19	–7,67	–7,89	–6,60	–7,89	–7,98	–8,19	–7,90	–8,15
Δlnq_5 (constante)	–6,62	–6,78	–7,23	–7,48	–7,17	–8,04	–8,43	–8,20	–8,64	–8,67
Δln q_6 (constante)	–5,70	–5,81	–5,47	–4,82	–4,97	–9,96	–9,84	–10,05	–11,03	–10,91
ΔlnQ (sin elementos determ)	–4,19	–4,76	–4,54	–4,94	–3,90	–6,28	–7,26	–7,11	–7,27	–7,52

[a] El grupo estadísticoDFA (DFA–t) es computado usando regresiones con retardos p=0,3,6,12. El estadístico PP es el cómputo mediante una regresión AR(1), donde l indica el parámetro de truncamiento, l=3,6,9,12,15.

[b] Entre paréntesis se indican los componentes deterministas incluidos en la regresión: sin constante y sin tendencia («sin elementos determ»), con sólo constante («constante») y con constante y tendencia («constante y tendencia»). Los valores críticos para los dos estadísticos a un nivel del 5 por ciento de significación son: –1,95 (sin elementos deterministas), –2,92 (con constante), –3,49 (con constante y tendencia). Los componentes deterministas son incluidos en base al test t y complementariamente en base al test F (DFA–F). El test de Breusch-Godfrey se ha usado para determinar la ausencia de autocorrelación.

cuencia, no es sostenible la imposición de cualquier restricción teórica (Park y Phillips, 1989, Sims *et al.*, 1990, Banerjee *et al.*, 1993).

En los últimos años, el análisis de cointegración viene siendo aplicado en los sistemas de demanda básicamente a través de dos métodos: el de Engle y Granger (1987), mediante un procedimiento en dos

etapas (Ng, 1995, Balcombe y Davis, 1996, Attfield, 1997, entre otros); y el método de cointegración de Johansen (1988), estimando un modelo de vector autorregresivo (Pesaran y Shin, 2000, Ben Kaabia y Gil, 2001, Ben Kaabia *et al.*, 2001). Este último, tiene la ventaja de no depender de una división arbitraria entre variables endógenas y exógenas, además de que el número de la relaciones a largo plazo no es asumido *a priori*. No obstante, el método de cointegración de Johansen tiene una limitación importante: debido a su carácter de elevada intensidad en datos, sólo sistemas de demanda con pocos grupos de bienes o ecuaciones pueden analizarse satisfactoriamente (Pesaran y Shin, 2000) (14).

Teniendo en cuenta las consideraciones anteriores, realizamos el análisis de cointegración en cada una de las ecuaciones del sistema, mediante el estudio de la estacionariedad en los residuos minimocuadráticos a través del test de Phillips y Ouliaris (1990), estadístico Z_α, el que Haug (1995), en un estudio de Monte Carlo, determinó satisfactorio cuando se trabaja con pequeñas muestras. El cuadro 2 muestra los resultados del test para el caso de un modelo sin constante y sin tendencia, incluyendo sólo constante e incluyendo constante y tendencia. Para una muestra de 150 observaciones con cinco variables explicativas Haug (1992) determina los siguientes valores críticos para Z_α, a un nivel de significación del 5 por ciento: –36,49 (modelo sin componentes deterministas), –39,82 (con constante) y –44,33 (con constante y tendencia). En las tablas de Huag, no aparecen valores críticos para modelos con más de 5 variables explicativas, pero usando el incremento aproximado para cada variable adicional, deducido de dichas tablas, determinamos los siguientes valores críticos para un modelo con siete variables explicativas ($\ln q_1$, $\ln q_2$, $\ln q_3$, $\ln q_4$, $\ln q_5$, $\ln q_6$, $\ln Q$): –46,40, –49,80 y –54,30 (similar aproximación es realizada por Ng, 1995, y Attfield, 1997).

Los resultados del cuadro 2, incluyendo 3, 6, 9, 12 y 15 retardos (15), indican que la hipótesis nula de no cointegración no puede ser rechazada a un nivel de significación del 5 por ciento para todas las ecuaciones estimadas en el sistema (16). Dado que las series no están

---

(14) En determinados casos, cuando el número de productos considerados es cuatro o cinco resulta difícil obtener cualquier clase de convergetncia al imponer las restricciones identificadas (Ben Kaabia y Gil, 2001).

(15) Se comprobó que el estadístico Z_α era menos significativo introduciendo más de 15 retardos.

(16) Como se especificó anteriormente, w_6 es omitida en la estimación. Aunque algunos valores muestran que la relación de cointegración puede ser aceptada a un nivel de signficación del 10 por ciento, mantenemos la hipótesis de no cointegración del sistema a un nivel de significación del 5 por ciento.

Cuadro 2

TEST DE COINTEGRACIÓN [a,b]

Retardos	w_1			w_2			w_3		
	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.
3	–34,27	–37,05	–39,16	–31,42	–35,38	–38,14	–33,45	–36,94	–36,66
6	–36,15	–39,92	–42,85	–33,63	–38,62	–40,96	–36,05	–39,16	–40,38
9	–39,08	–41,73	–46,39	–37,02	–40,71	–43,72	–39,42	–43,53	–43,18
12	–40,12	–43,46	–48,06	–39,76	–42,52	–46,29	–42,56	–45,11	–46,25
15	–42,31	–44,19	–50,11	–41,88	–43,87	–49,10	–43,27	–47,06	–48,03

Retardos	w_4			w_5		
	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.
3	–32,21	–33,14	–35,06	–33,79	–36,21	–37,82
6	–35,83	–36,48	–37,97	–37,05	–40,16	–41,02
9	–39,26	–40,07	–41,35	–40,28	–42,72	–43,67
12	–42,47	–42,14	–45,06	–41,19	–43,24	–45,75
15	–44,15	–44,25	–49,17	–42,54	–45,87	–50,60

[a] El test Z_α para cointegración es definido por Phillips y Oularis (1990). El estadístico sin componentes determinsísticos se construye a partir de los residuos de la regresión: $w_i(t) = \Sigma\, \pi_{ij} \ln q_i(t) + \beta_i \ln Q(t) + u_i(t)$. Como se indicó anteriormente, el estadístico también se determina a partir de los residuos de las regresiones; incluyendo un término constante e incluyendo una constante y un término de tendencia.

[b] Los valores críticos para un nivel del 5 por ciento de significación considerados para el estadístico Z_α (en este caso para 7 variables explicativas) son: –46,40 (Z_α sin elementos determin.), –49,80 (Z_α con constante) y –54,30 (Z_α con constante y tendencia).

cointegradas, la especificación apropiada del modelo [1] sería en primeras diferencias (17):

$$\Delta w_i(t) = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \pi_{ij}\, \Delta \ln q_j(t) + \beta_i\, D\Delta \ln Q(t) + u_i(t) \qquad [5]$$

La ausencia de autocorrelación ha sido comprobada a través del test de Breusch-Godfrey. En el anexo 1 se muestran los resultados (última columna) del multiplicador de Lagrange para los órdenes 1, 6 y 12 en el término de error del modelo.

(17) Como componentes deterministas introducimos sólo el término constante, de acuerdo con los modelos determinados en los tests de raíces unitarias.

Utilizamos el test de Durbin-Wu-Hausman (18), para verificar que las cantidades se comportan como predeterminadas, y el test de Wald para las restricciones teóricas del modelo. Los resultados (cuadro 3) se contrastan para un valor crítico de $\chi^2_{0,05}$.

Cuadro 3

RESULTADOS DE LOS TESTS DE LAS DISTINTAS RESTRICCIONES

Restricción	Estadísticos	Grados de libertad	$\chi^2_{0,05}$
Cantidades predeterminadas	45,16	78	99,68
Precios predeterminados	110,21	78	99,68
Homogeneidad	9,32	5	11,07
Homogeneidad y simetría	28,04	15	25,00

Mediante el test de Durbin-Wu-Hausman se obtiene que los precios se comportan como variables endógenas y las cantidades como variables predeterminadas (19), por lo que un modelo de demanda inversa resulta más apropiado para el análisis del consumo de frutas y hortalizas frescas y transformadas (20).

Los estadísticos obtenidos mediante el test de Wald indican que la homogeneidad no se rechaza para un nivel de significación del 5 por ciento, pero sí se rechaza la hipótesis de homogeneidad y simetría. Pese a los resultados anteriores hemos de considerar la imposición de la restricción de simetría de cara a obtener resultados acordes a la teoría (Deaton y Muellbauer, 1980), especialmente, en cuanto a las conclusiones que se puedan derivar de las flexibilidades compensadas. Aunque dicha restricción se rechaza en el sistema de ecuaciones propuesto, siguiendo el procedimiento de Deaton y Muellbauer (1980), Anderson y Blundell (1983), podemos imponer las restricciones en la matriz varianzas-covarianzas del término de error (que sería equivalente a estimar un modelo restringido del sistema de ecuaciones) y comparar el logaritmo de verosimilitud resultante.

---

(18) Los grados de libertad en el test de Durbin-Wu-Hausman se computan para aquellos parámetros correspondientes a la diagonal de la matriz de varianzas escalar.

(19) Ello, indica también que la estimación del sistema se puede hacer sin la necesidad de utilizar variables instrumentales y el procedimiento SUR o ITSUR (empleado finalmente aquí) resultan consistentes.

(20) Aunque el sistema incluye productos transformados (cuyos precios no tienen por qué ajustarse por la oferta, dado su carácter no perecedero), la influencia de los grupos de frutas y hortalizas frescas (con más peso en el consumo), sin duda, da lugar a que los resultados globales muestren la endogeneidad del precio.

Los logaritmos de verosimilitud obtenidos sin imposición de las restricciones (2097,03) y con imposición de las mismas (2089,25) indican que, si bien la simetría pueda ser rechazada, su imposición afecta relativamente poco a los parámetros estimados (21).

Las estimaciones obtenidas, con las restricciones teóricas impuestas, se muestran en el anexo 1. En el cuadro 4 se muestran los resultados de las flexibilidades obtenidas para los seis grupos de productos considerados.

Cuadro 4

FLEXIBILIDADES DE ESCALA, NO COMPENSADAS Y COMPENSADAS

Grupo	f_i	f_{ij}						f^*_{ij}					
		1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
1	–0,48* (0,05)	–0,29* (0,03)	–0,20* (0,06)	–0,08* (0,01)	–0,10* (0,02)	–0,07* (0,00)	0,07* (0,02)	–0,15* (0,06)	–0,12* (0,03)	–0,07* (0,01)	–0,13* (0,03)	–0,07 (0,05)	0,05 (0,03)
2	–0,50* (0,09)	–0,15* (0,01)	–0,25* (0,08)	0,13* (0,03)	–0,08* (0,03)	–0,15* (0,02)	–0,10* (0,04)	–0,11* (0,02)	–0.18* (0,05)	0,12* (0,04)	0,06* (0,02)	–0,11* (0,01)	0,08* (0,02)
3	–0,89* (0,12)	–0,12* (0,04)	0,11* (0,02)	–0,21* (0,07)	0,06* (0,01)	0,04 (0,03)	–0,18* (0,05)	–0,08* (0,01)	0,09* (0,00)	–0,16* (0,02)	–0.02 (0,02)	0.08* (0,03)	–0.13* (0,04)
4	–1,07* (0,31)	–0,14* (0,03)	–0,06 (0,04)	0,09* (0,02)	–0,19* (0,03)	0,11* (0,04)	–0,10* (0,03)	–0,12* (0,04)	0,08* (0,01)	–0.05 (0,04)	–0,16* (0,01)	0,06* 0,00)	–0,07 (0,04)
5	–1,03* (0,26)	–0,05* (0,01)	–0,14* (0,03)	0,07 (0,04)	0,09* (0,01)	–0,34* (0,08)	0,17* (0,07)	–0,06* (0,01)	–0,10* (0,02)	0,07* (0,02)	0,09* (0,03)	–0,13* (0,02)	0,08* (0,01)
6	–1,19* (0,38)	0,11* (0,03)	–0,07 (0,05)	–0,14* (0,01)	–0,11* (0,04)	0,09* (0,02)	–0,37* (0,10)	0,07* (0,02)	0,08* (0,03)	–0,10* (0,00)	–0,07* (0,01)	0,09* (0,01)	–0,12* (0,03)

Entre paréntesis se indica el valor de la desviación típica.
* Elasticidad que supera dos veces (en valor absoluto) su desviación típica.

Las flexibilidades de escala del grupo de productos i, como se expuso anteriormente, muestra el porcentaje de cambio en el precio normalizado de dicho grupo en respuesta a un incremento proporcional en el consumo (oferta) de todos los grupos de frutas y hortalizas considerados. Los resultados obtenidos permiten confirmar lo que se viene observando (especialmente en la década de los noventa): los productos frescos, en general, se comportan como bienes de lujo (flexibilidad de escala > –1) y los productos transfor-

(21) Otras alternativas a esta consideración hubiese sido el utilizar el estadístico de Wald propuesto por Phillips (1994), que aplicaremos en el siguiente apartado, o el ajuste del ratio de verosimilitud para pequeñas muestras propuesto por Gredenhoff y Jacobson (2001).

mados se comportan como bienes necesarios (flexibilidad de escala < –1) [Eales y Unnevehr, 1994]. Así, cuando las cantidades de todos los productos aumentan el descenso en los precios es menor para los productos frescos. Las hortalizas frescas y las frutas frescas son los que se comportan como productos más de lujo frente a las patatas transformadas, que son las que se comportan como bienes más necesarios.

Las flexibilidades de precio muestran el porcentaje de cambio en el precio normalizado asociado a una variación de un 1 por ciento en la cantidad consumida (ofrecida) de cada uno de los grupos de frutas y hortalizas considerados. Todos las flexibilidades de precio no compensadas propias son estadísticamente significativas y negativas (22). Éstas muestran que un incremento en la oferta de cada grupo reduce su precio normalizado. Los resultados indican como las hortalizas transformadas y las patatas transformadas con flexibilidades del 0,34 y del 0,37 respectivamente, son los grupos que llevan asociadas unas mayores reducciones del precio ante incrementos de la oferta o del consumo.

Con las flexibilidades de precio no compensadas cruzadas podemos deducir también cómo los distintos grupos se comportan *a priori* como sustitutos, si su flexibilidad cruzada es negativa, y como complementarios, si dicha flexibilidad es positiva. Muchos de los resultados son negativos, mostrando la relación de sustitución entre los grupos de productos. Las flexibilidades cruzadas no compensadas son más significativas entre los grupos de productos frescos y los mismos productos transformados, mostrando alto grado de sustitución. Sin embargo, se observa cómo las hortalizas frescas y las patatas frescas se comportan como grupos complementarios, y, del mismo modo, los grupos de hortalizas y frutas procesadas.

Las flexibilidades compensadas confirman la relación de sustitución y complementariedad indicada entre los grupos de productos (aunque como una primera aproximación) (23).

5. ANÁLISIS DE LA DEMANDA DE HORTALIZAS FRESCAS

Consideramos ahora sólo los productos incluidos en el grupo de hortalizas frescas, igualmente datos mensuales de consumo (en hogares)

---

(22) Este resultado es acorde a la teoría e indica que el mejor sustituto del producto es el propio producto.

(23) Para profundizar en estas relaciones se puede utilizar la alternativa de calcular los coeficientes de Allais (Barten and Bettendorf, 1989). No obstante, optamos por no realizar dicha aplicación, manteniendo dicho análisis como una posible extensión al trabajo aquí realizado.

en el período 1987-1999, facilitados por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, para tomate (i=1), pimiento (i=2), judía verde (i=2), coles (i=4), cebollas (i=5) y otras hortalizas (i=6).

Este análisis individual de las hortalizas frescas se realiza considerando la aplicación del método de demanda inversa, ya que, como anteriormente se apuntó, las condiciones de separabilidad son más intensas que para el método de demanda directa donde el efecto sustitución es más determinante (Park y Thurman, 1999). No obstante, para verificar esta separabilidad de las otras frutas y hortalizas en el análisis (24) se ha utilizado el contraste propuesto por Hayes *et al.* (1990), determinándose la cuasiseparabilidad en los resultados obtenidos (25).

Al igual que en el análisis realizado en el apartado anterior, se va considerar un sistema de seis ecuaciones a estimar simultáneamente mediante regresiones iterativas. Una de las ecuaciones debe omitirse (26) con el fin de evitar una matriz varianzas-covarianzas del término de error singular y completamos la ecuación restante a partir de la condición de aditividad.

Determinamos inicialmente el orden de integración de cada variable, utilizando igualmente los tests ADF (considerando 0, 3, 6, 9 y 12 retardos *p*) y PP (3, 6, 9, 12 y 15 parámetros de truncamiento l) y previamente desestacionalizando las series mediante variables dummy estacionales centradas. Los resultados (cuadro 5) indican que las variables en niveles son no estacionarias y son integradas de orden uno, I(1).

---

(24) También, como indica Nelson (1991), pueden existir diferencias importantes en el análisis de agregados de productos respecto al análisis individual de los mismos, ya que en los primeros se incorporan características asociadas al grupo que no suelen reflejar en los productos individuales y viceversa.

(25) Siguiendo el contraste de Hayes et al. *(1990), aplicado a este caso, existe separabilidad fuerte si se cumple la siguiente restricción:* $\pi_{GiJ} = \pi_{GJ}\, \Delta W_{Gi}$. *Donde* π_{GiJ} *es el parámetro de efecto cruzado entre cada una de las hortalizas frescas individuales y cada uno de los grupos de frutas y hortalizas (utilizados en el análisis anterior),* π_{GJ} *es el parámetro de efectos cruzados entre el grupo de hortalizas frescas y cada uno de los grupos de frutas y hortalizas, y* W_{Gi} *es el porcentaje de gasto de cada hortaliza dentro del grupo de hortalizas frescas. A partir de los valores de* π_{GJ} *obtenidos en el análisis anterior (cuadro A.1) se determinan las restricciones entre las hortalizas frescas y cada uno de los grupos de frutas y hortalizas. El sistema de ecuaciones (con las seis hortalizas y uno de los grupos de frutas y hortalizas) se ha estimado incluyendo cada restricción* (H_0) *y sin incluirla* (H_1). *Los ratios de verosimilitud [2 (ln* L_1 *– ln* L_0*)] obtenidos son inferiores al valor crítico (12,59) de la distribución* χ^2 *(6 grados de libertad) a un nivel de significación del 5 por ciento. Los resultados se muestran a continuación:*

- *Frutas:* (H_0) $\pi_{GiJ} = 0{,}1855\ \Delta W_{Gi}$; $2\ (\ln L_1 - \ln L_0) = 5{,}93$
- *Patatas* (H_0) $\pi_{GiJ} = 0{,}0731\ \Delta W_{Gi}$; $2\ (\ln L_1 - \ln L_0) = 10{,}47$
- *Frutas transformadas:* (H_0) $\pi_{GiJ} = 0{,}0614\ \Delta W_{Gi}$; $2\ (\ln L_1 - \ln L_0) = 6{,}06$
- *Hortalizas transformadas:* (H_0) $\pi_{GiJ} = -0{,}0675\ \Delta W_{Gi}$; $2\ (\ln L_1 - \ln L_0) = 11{,}72$
- *Patatas transformadas:* (H_0) $\pi_{GiJ} = -0{,}0490\ \Delta W_{Gi}$; $2\ (\ln L_1 - \ln L_0) = 9{,}15$

(26) En este caso procederemos a omitir la ecuación correspondiente a las coles, i=4, por su menor peso en el consumo dentro del grupo.

Cuadro 5

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS (HORTALIZAS FRESCAS)

Variables (Modelo)	DFA (p) [a]					PP (l) [a]				
	0	3	6	9	12	3	6	9	12	15
w_1 (constante)	–1,11	–1,34	–1,63	–1,71	–1,46	–2,02	–2,14	–2,08	–2,24	–2,17
w_2 (sin elementos determ.)	–0,92	–1,04	–1,25	–1,10	–1,33	–1,12	–1,26	–1,17	–1,42	–1,49
w_3 (constante)	–1,83	–2,17	–2,02	–2,09	–2,02	–2,24	–2,31	–2,12	–2,14	–2,16
w_4 (constante)	–1,69	–1,58	–1,77	–1,13	–1,86	–2,05	–2,08	–2,16	–2,39	–2,24
w_5 (sin elementos determ.)	–0,86	–0,97	–1,09	–1,02	–1,16	–1,22	–1,16	–1,05	–1,32	–1,37
w_6 (constante)	–2,08	–1,96	–1,43	–1,80	–1,95	–2,36	–2,17	–2,41	–2,54	–2,22
ln q_1 (constante y tendencia)	–2,14	–2,07	–1,82	–1,63	–2,04	–2,57	–2,93	–2,68	–3,12	–3,23
ln q_2 (constante)	–0,78	–0,96	–1,04	–0,59	–1,02	–1,23	–1,75	–1,81	–2,03	–1,95
ln q_3 (constante)	–2,03	–2,00	–2,33	–2,39	–2,14	–2,51	–2,62	–2,70	–2,54	–2,47
ln q_4 (constante y tendencia)	–2,23	–2,08	–2,17	–2,00	–2,05	–2,78	–3,09	–3,22	–3,11	–2,98
ln q_5 (constante)	–2,15	–1,79	–1,90	–2,03	–2,21	–2,58	–2,60	–2,69	–2,72	–2,41
ln q_6 (constante y tendencia)	–2,34	–2,26	–2,30	–2,19	–2,04	–3,08	–2,92	–2,98	–3,16	–3,03
ln Q (constante)	–1,02	–1,13	–1,24	–0,79	–0,90	–1,36	–1,49	–1,62	–1,88	–2,04
Δw_1 (constante)	–6,13	–6,21	–6,35	–5,94	–6,18	–8,22	–8,31	–8,38	–9,02	–8,79
Δw_2 (sin elementos determ.)	–4,92	–5,07	–5,38	–5,83	–5,50	–6,04	–6,30	–6,27	–6,53	–6,37
Δw_3 (sin elementos determ.)	–6,63	–6,48	–6,76	–6,50	–6,13	–6,81	–6,93	–6,75	–6,88	–6,94
Δw_4 (constante)	–6,72	–7,49	–7,81	–6,97	–7,08	–9,25	–10,07	–9,98	–9,62	–9,75
Δw_5 (sin elementos determ.)	–4,68	–5,14	–5,49	–5,60	–5,09	–6,57	–7,41	–8,85	–8,73	–7,56
Δw_6 (constante)	–5,74	–6,33	–6,21	–6,82	–6,18	–9,51	–11,04	–10,68	–10,26	–9,89
Δln q_1 (constante)	–7,06–	–6,85	–6,60	–6,48	–6,89	–8,09	–8,27	–8,12	–9,10	–8,81
Δln q_2 (sin elementos determ.)	–5,28	–5,53	–5,90	–5,10	–5,00	–6,67	–6,79	–6,96	–6,20	–6,08
Δlnq_3 (constante)	–7,42	–7,30	–7,22	–6,75	–7,10	–9,82	–9,43	–9,19	–10,13	–10,36
Δlnq_4 (constante)	–6,20	–6,41	–6,93	–6,45	–6,74	–7,72	–8,15	–8,66	–9,07	–8,83
Δlnq_5 (sin elementos determ.)	–4,51	–4,94	–5,42	–5,68	–6,16	–7,10	–7,69	–8,02	–8,52	–9,05
Δln q_6 (constante)	–6,28	–6,54	–7,26	–6,91	–6,99	–8,77	–9,11	–9,04	–9,86	–10,14
ΔlnQ (sin elementos determ.)	–4,55	–5,17	–5,23	–4,80	–4,61	–6,93	–7,48	–6,82	–6,76	–6,34

[a] Los valores críticos para los dos estadísticos a un nivel del 5 por ciento de significación son los considerados en el contraste del cuadro 1: –1,95 (sin elementos deterministas), –2,92 (con constante), –3,49 (con constante y tendencia).

Seguimos, por tanto, el proceso del análisis anterior, para determinar si existe un equilibrio en el sistema a largo plazo a través del test de cointegración, igualmente utilizando el estadístico Z_α de Phillips y Ouliaris (1990). Los valores reflejados en el cuadro 6 indican que la hipótesis nula de no cointegración es rechazada a un nivel de significación del 5 por ciento (considerando los mismos valores críticos del apartado anterior) para las ecuaciones estimadas en el sistema (w_1, w_2, w_3, w_5 y w_6, ya que w_4 ha sido omitida en la estimación).

Cuadro 6

TEST DE COINTEGRACIÓN [a]

Retardos	w_1			w_2			w_3		
	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.
3	–68,16	–72,21	–79,24	–59,37	–70,32	–70,59	–49,85	–61,94	–61,12
6	–71,82	–76,48	–81,90	–62,14	–72,94	–73,11	–50,24	–63,21	–64,10
9	–71,40	–75,94	–80,87	–64,08	–73,68	–73,90	–55,13	–66,18	–66,29
12	–73,26	–78,19	–86,03	–66,26	–76,22	–77,06	–56,07	–67,32	–68,15
15	–74,02	–78,46	–86,18	–65,47	–76,04	–76,82	–55,79	–67,01	–67,42

Retardos	w_5			w_6		
	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.	Z_α sin elementos determin.	Z_α con constante	Z_α con constante y tendenc.
3	–47,16	–55,22	–55,38	–60,47	–64,18	–71,44
6	–49,34	–56,86	–57,46	–63,24	–66,35	–74,86
9	–49,02	–56,37	–56,69	–67,32	–68,61	–79,14
12	–51,26	–58,41	–58,73	–68,70	–70,11	–80,21
15	–52,43	–58,92	–59,06	–68,13	–69,74	–78,64

[a] Los valores críticos para un nivel del 5 por ciento de significación coinciden con los considerados en el análisis del cuadro 2: –46,40 (Z_α sin elementos determinantes), –49,80 (Z_α con constante) y –54,30 (Z_α con constante y tendencia).

El modelo expresado en la ecuación [1] representa un sistema de demanda cointegrado y podemos realizar la estimación introduciendo un modelo de corrección de error (MCE). Los trabajos de Philips (1991, 1994) muestran que la máxima verosimilitud estimada de los parámetros en una relación de cointegración puede ser obtenida con un MCE de tipo triangular. Dicho modelo es expresado de la siguiente forma:

$$y_1(t) = B\, y_2(t) + u_1(t),$$
$$\Delta y_2(t) = C_1\, \Delta y_2(t-1) + \ldots + C_k\, \Delta y_2(t-k) + u_2(t) \qquad [6]$$

donde $y_1(t)$ es el vector (r x 1) de las variables explicadas en las r-ecuaciones del sistema cointegrado e $y_2(t)$ es el vector (q x 1) de las variables explicativas. Para nuestro caso, r = 5 y q = 7, así como $y_1(t)=[w_1(t), w_2(t), w_3(t), w_5(t), w_6(t)]$ e $y_2(t) = [\ln q_1(t), \ln q_2(t), \ldots, \ln q_6(t), \ln Q(t)]$ (27). Asumiendo la normalidad de los términos de

(27) Mantenemos las series de los tests anteriores desestacionalizadas y eliminamos también la tendencia de determinadas series (según los modelos test de raíces unitarias) siguiendo la aplicación de este MCE realizada por Phillips (1991) y Attfield (1997).

error, $u_1(t)$ y $u_2(t)$, la máxima verosimilitud en la estimación se obtiene a través del modelo:

$$y_1(t) = By_2(t) + C_0\, \Delta y_2(t) + C_1\, \Delta y_2(t-1) + \ldots + C_k\, \Delta y_2(t-k) + v(t) \qquad [7]$$

donde los rq elementos en B son los coeficientes del sistema de demanda cointegrado del modelo (1). Los coeficientes de las C matrices son parámetros de ajuste, donde k indica el número de retardos introducidos. Designando $Z(t)=[\Delta y_2(t), \Delta y_2(t-1), \ldots, \Delta y_2(t-k)]'$ y $C = (C_0, C_1, \ldots, C_k)'$ podemos resumir la expresión anterior de la siguiente forma:

$$Y = XB' + ZC' + V \qquad [8]$$

donde Y contiene todas las observaciones sobre $y_1(t)$ [es decir sobre las participaciones de gasto $w_i(t)$] y X y todas las observaciones sobre $y_2(t)$ [de las series de cantidades e índice de cantidades]. Las estimaciones de los coeficientes de interés se obtienen de:

$$\tilde{B}' = (X'\, Q_Z\, X)^{-1} + X'\, Q_Z\, Y \qquad [9]$$

donde $Q_Z = I - Z(Z'Z)^{-1}\, Z'$

Para la estimación hemos de considerar el número de retardos (k) a introducir en el modelo [7]. La elección suele hacerse a través del criterio de Akaike (AIC –*Akaike Information Criterion*–) u otras informaciones que obtengamos al hacer pruebas en la estimación. En nuestro caso, teniendo en cuenta el tamaño muestral y en base al estadístico F, hemos considerado suficientes la introducción de 2 retardos para el ajuste. No obstante, se ha procedido a un test de especificicación. Los resultados del cuadro 7, indican que existe una apropiada especificación del modelo.

Cuadro 7

TESTS DE ESPECIFICACIÓN
DEL MODELO [7]

Tests univariantes	lnq_1	lnq_2	lnq_3	lnq_4	lnq_5	lnq_6	lnQ
Normalidad [a]	2,34	3,02	0,73	1,81	1,43	2,92	0,21
UML (1) [b]	1,12	0,85	2,15	0,26	3,11	1,74	3,16
UML (6) [b]	2,93	2,17	4,38	6,08	2,87	2,03	7,68
UML (12) [b]	5,69	4,22	9,42	7,14	5,60	11,49	4,27

Cuadro 7 (Continuación)

TESTS DE ESPECIFICACIÓN DEL MODELO [7]

Tests multivariantes	
Normalidad [c]	18,06 ~ χ^2 (14) = 23,70
MML (1) [d]	32,16 ~ χ^2 (35) = 49,60
MML (6) [d]	34,72 ~ χ^2 (35) = 49,60
MML (12) [d]	40,28 ~ χ^2 (35) = 49,60

[a] Test de normalidad de Jarque-Bera. El valor crítico a un nivel de significación del 5 por ciento es 3,84.
[b] Test de autocorrelación de Breusch-Godfrey de órdenes 1, 6 y 12. Los valores críticos, a un nivel de significación del 5%, son 3,84, 12,60 y 21,00 respectivamente.
[c] Test de normalidad de Doornik (1995).
[d] Test de Godfrey (1988) de autocorrelación.

A continuación verificamos el cumplimiento de las restricciones teóricas sobre los parámetros de B mediante el test de Wald ajustado de acuerdo con la validación propuesta por Phillips (1994) (28).

Cuadro 8

RESULTADOS DEL TEST DE WALD

Restricción	Estadísticos	Grados de libertad	$\chi^2_{0,05}$
Homogeneidad	7,64	5	11,07
Homogeneidad y simetría	24,29	15	25,00

En el anexo 2 se muestran las estimaciones de los parámetros del modelo especificado y en cuadro 9 recoge el cálculo de las flexilidades.

Con los datos de flexibilidad de escala obtenidos, se deduce que hortalizas tradicionales en el consumo como el tomate, el pimiento o la judía verde se comportan como bienes de lujo (flexibilidad de escala > –1), al igual que el grupo de las otras hortalizas. En otros términos, podemos decir que la voluntad marginal de pagar menos por estos productos tiene una variación menor ante un aumento proporcional del consumo agregado (oferta) de todas las hortalizas. Por su parte,

(28) La corrección en el cálculo de dicho estadístico es aplicada también en los trabajos de Balcombe y Davis (1996) y Atfield (1997). En este apartado omitimos el test de Durbin-Wu-Hausman teniendo en cuenta los resultados del análisis anterior sobre el comportamiento de las cantidades como variables endógenas en los grupos de frutas y hortalizas.

Cuadro 9

FLEXIBILIDADES DE ESCALA, NO COMPENSADAS Y COMPENSADAS PARA LAS HORTALIZAS FRESCAS

Grupo	f_i	f_{ij}						f^*_{ij}					
		1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
1	–0,90*	–0,23*	–0,15*	–0,11*	–0,19*	0,16*	–0,18*	–0,19*	–0,10*	–0,09*	–0,15*	0,13*	–0,11
	(0,03)	(0,08)	(0,04)	(0,04)	(0,06)	(0,03)	(0,05)	(0,03)	(0,01)	(0,03)	(0,06)	(0,03)	(0,04)
2	–0,82*	–0,09*	–0,18*	–0,05*	–0,04	0,11*	–0,06*	–0,05*	–0,15*	0,05	–0,08*	0,09*	–0,06*
	(0,14)	(0,00)	(0,02)	(0,01)	(0,03)	(0,05)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,00)
3	–0,94*	–0,07*	–0,12*	–0,20*	0,13*	–0,13*	–0,15*	–0,11*	–0,12*	–0,18*	0,09	–0,06*	–0,05*
	(0,06)	(0,02)	(0,05)	(0,04)	(0,05)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,06)	(0,06)	(0,01)	(0,01)
4	–1,10*	–0,09*	–0,07*	0,16*	–0,24*	0,09	0,08*	–0,07*	–0,06*	–0,08*	–0,20*	–0,08*	0,14*
	(0,05)	(0,04)	(0,01)	(0,05)	(0,05)	(0,06)	(0,00)	(0,02)	(0,00)	(0,02)	(0,04)	(0,02)	(0,02)
5	–1,74*	0,13*	0,20*	–0,10*	0,12*	–0,22*	–0,10*	0,11*	0,07*	–0,09*	–0,09*	–0,18*	–0,06
	(0,16)	(0,02)	(0,06)	(0,02)	(0,04)	(0,05)	(0,02)	(0,01)	(0,00)	(0,04)	(0,02)	(0,05)	(0,04)
6	–0,63*	–0,42*	–0,23*	–0,18*	0,21*	–0,09*	–0,29*	–0,07*	–0,13*	–0,14*	0,16*	–0,10*	–0,23*
	(0,12)	(0,13)	(0,03)	(0,08)	(0,06)	(0,04)	(0,07)	(0,03)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,07)

Entre paréntesis se indica el valor de la desviación típica.
* Elasticidad que supera dos veces (en valor absoluto) su desviación típica.

las coles y las cebollas se muestran como bienes necesarios, y por tanto el descenso en los precios normalizados es mayor ante un aumento proporcional en la oferta de todas las hortalizas.

Las flexibilidades precio no compensadas, reflejan cómo todos los productos analizados son bastante flexibles (valores mayores que –1), lo que indica que los ajustes sobre los precios son, en general, pequeños ante los cambios en las cantidades consumidas u ofrecidas de cada una de las hortalizas. Todos las flexibilidades de precio no compensadas propias son estadísticamente significativas y negativas. Los resultados indican cómo el pimiento y la judía verde, con flexibilidades de –0,18 y de –0,20 respectivamente, son los grupos que llevan asociadas unas menores reducciones en su precio normalizado ante incrementos de la oferta o del consumo propios. Las flexibilidades cruzadas no compensadas con valores negativos muestran, en general, la relación de sustitución entre las hortalizas consideradas. Sólo se observa una relación de complementariedad (significativa) en el caso del tomate y la cebolla, así como entre el pimiento y la cebolla.

Por último, las flexibilidades compensadas (también como primera aproximación) (29) muestran igualmente la relación de sustitución

(29) Del mismo modo que en el apartado anterior, no calculamos los coeficientes de Allais y mantenemos los resultados como una aproximación a las relaciones de sustitución y complementariedad.

entre la mayoría de las hortalizas. Aunque se muestran como complementarios las coles y las otras hortalizas, además de los indicados anteriormente.

5. CONCLUSIONES

Los cambios en los hábitos de consumo alimentario en España, durante los últimos años, están provocando alteraciones importantes en la demanda de productos tradicionales como las frutas y hortalizas. Dentro de este grupo, la demanda de productos transformados, sobre todo a partir de mediados de los años noventa, muestra un relativo descenso en favor de los productos frescos, que presentan una mayor valoración por parte del consumidor. Factores como la alta consideración de la «dieta mediterránea» o la naturaleza del producto fresco están incidiendo en la mayor apreciación de alimentos como las hortalizas frescas.

En este trabajo se han pretendido explicar dichos cambios en el consumo de frutas y hortalizas en los hogares españoles para el período 1987-1999, mediante la aplicación de los modelos de demanda inversa dado un comportamiento de las cantidades como variables predeterminadas.

En un primer término, los resultados del análisis global de los citados productos indican cómo las hortalizas y las frutas frescas tienen un comportamiento de bienes de lujo respecto a los mismos productos transformados. Del mismo modo, los productos frescos presentan flexibilidades propias no compensadas más bajas que los productos transformados, indicando la menor reducción del precio ante incrementos en la cantidad ofrecida o consumido. Adicionalmente, se hacen patentes las relaciones de sustitución entre los productos frescos y transformados.

En segundo término, del estudio específico para el grupo de hortalizas frescas se deduce un comportamiento de bienes de lujo para algunos de los productos de mayor consumo, como el tomate, el pimiento o la judía verde. También se deduce que la sensibilidad del precio ante las variaciones en las cantidades consumidas es menor para productos como el pimiento o la judía verde, a través de las flexibilidades propias no compensadas. Por último, se aprecia una relación de sustitución entre la mayoría de las hortalizas con las flexibilidades cruzadas no compensadas y compensadas.

BIBLIOGRAFÍA

ANDERSON, R. W. (1980): «Some theory of inverse demand for applied demand analysis». *European Economic Review*, 14: pp. 281-290.

ANDERSON, G. y BLUNDELL, R. (1983): «Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: An application to consumers' expenditure in Canada». *Review of Economic Studies*, 50: pp. 397-410.

ASCHE, F. y WESSELLS, C. R. (1997): «On price indices in the Almost Ideal Demand System». *American Journal of Agricultural Economics*, 79: pp. 1.182-1.185.

ATTFIELD, C. L. F. (199): «Estimating a cointegrating demand system». *European Economic Review*, 41: pp. 61-73.

BALCOMBE, K. G. y DAVIS, J. R. (1996): «An application of cointegration theory in the estimation of the Almost Ideal Demand system for food consumption in Bulgaria». *Agricultural Economics*, 15: pp. 47-60.

BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, J. W. y HENDRY, D. F. (1993): *Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.

BARTEN, A. P. y BETTENDORF, L. J. (1989): «Price formation of fish». *European Economic Review*, 33: pp. 1.509-1.525.

BEN KAABIA, M.; ANGULO, A. M. y GIL, J. M. (2001): «Health information and the demand for meat in Spain». *European Review of Agricultural Economics*, 28(4): pp. 499-517.

BEN KAABIA, M. y GIL, J. M. (2001): «Estimation and inference in cointegrated demand systems: an application to Tunisian meat consumption». *European Review of Agricultural Economics*, 28(3): pp. 349-370.

CÉSPEDES, J. J. y DE PABLO, J. (1996): «Estimación de las elasticidades de demanda de hortalizas en España.Una aplicación del modelo de Rotterdam». *Investigación Agraria. Economía*, vol. 11(1): pp. 191-209.

CHARETTE, L. y BRONSARD, C. (1975): «Antonelli-Hicks-Allen et Antonelli-Allais-Barten sur l'utilisation des conditions d'integrabilité d'Antonelli». *Recherches Economiques de Louvain*, 41(1): pp. 25-34.

DEATON, A. y MUELLBAUER, J. (1980): «An almost ideal demand system». *American Economic Review*, 70 (3): pp. 312-326.

DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979): «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root». *Journal of the American Statistical Association*, 74: pp. 427-431.

DOORNIK, J. (1995): *Testing general restrictions on the cointegrating space* (mimeo). Oxford: Nuffield College.

EALES, J. S. y UNNEVEHR, L. J. (1993): «Simultaneity and structural change in US meat demand». *American Journal of Agricultural Economics*, 75 (2): pp. 259-268.

EALES, J. S. y UNNEVEHR, L. J. (1994): «The inverse almost ideal demand system». *European Economic Review*, 38: pp. 101-115.

ENGLE, R. y GRANGER, C. W. (1987): «Cointegation and error correction: representation, estimation and testing». *Econometrica*, 55: pp. 251-276.

GARCÍA, I. y MOLINA, J. A. (1995): «La estructura de la demanda de alimentos en España: capacidad explicativa y predictiva». *Investigaciones Agrarias. Economía*, vol. 10(1): pp. 6-25.

GHYSELS, E. y PERRON, P. (1993): «The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root». *Journal of Econometrics*, 55: pp. 57-98.

GODFREY, L. G. (1988): *Misspecification test in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

GREDENHOFF, M. y JACOBSON, T. (2001): «Booststrap testing linear restrictions on cointegrating vectors». *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(1): pp. 63-72.

HAUG, A. A. (1992): «Critical values for the $__a$-Phillips-Ouliaris test for cointegration». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: pp. 473-480.

HAUG, A. A. (1995): «Tests for cointegration: A Monte Carlo comparison». *Journal of Econometrics*, forthcoming.

HAYES, D. J.; WHALL, T. I. y WILLIANS, G. W. (1990): «Testing restrictions on a model of japanesse meat demand». *American Journal of Agricultural Economis*, 72: pp. 556-566.

HOLT, M. T. y GOODWIN, B. K. (1997): «Generalized habit formation in an Inverse Almost Ideal Deman System: An application to meat expenditures in the US». *Empirical Economics*, 22: pp. 293-320.

HUANG, K. S. (1994): «A further look at flexibilities and elasticities». *American Journal of Agricultural Economics*, 76 (2): pp. 313-317.

JOHANSEN, S. (1988): «Statistics analysis of cointegration vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: pp. 231-254.

KATZNER, D. W. (1970): *Static Demand Theory*, London, MacMillan.

KESAVAN, T. y BUHR, B. (1995): «Price determination and dynamic adjustements: an inverse demand system approach to meat products in the United States». *Empirical Economics*, 20: pp. 681-698.

LAITINEN, K. y THEIL, H. (1979): «The Antonelli matrix and the reciprocal Slutsky matrix». *Economics Letters*, 3: pp. 153-157.

LOMBÁN, J. y MILLÁN, J. A. (1998): «Un análisis dinámico de demanda inversa de carne y pescado en España». *Revista Española de Economía Agraria*, 182: pp. 105-130.

MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (MAPA) (1998): *La alimentación en España*. Secretaria General de Agricultura y Alimentación.

MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (MAPA) (2001): *Hechos y cifras del sector agroalimentario y del medio rural*. Secretaría General Técnica.

MOLINA, J. A. (1994): «Food demand in Spain: An aplication of the Almost Ideal System». *Journal of Agricultural Economics*, 45(2): pp. 252-258.

MOSCHINI, G. (1995): «Units of measurement and the Stone index in demand system estimation». *American Journal of Agricultural Economics*, 77: pp. 63-68.

MOSCHINI, G. y VISSA, A. (1992): «A Linear Inverse Demand System». *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 17: pp. 294-302.

NELSON, J. A. (1991): «Quality variation and quantity aggregation in consumer demand for food». *American Journal of Agricultural Economics*, 73: pp. 1.204-1.212.

NG, S. (1995): «Testing for homogeneity in demand systems when the regressors are nonstationary». *Journal of Applied Econometrics*, 10: pp. 147-163.

PARK, J. Y. y PHILLIPS, P. C. B. (1989): «Regressions with integrated processes, Part II». *Econometric Theory*, 5: pp. 95-131.

PARK, H. y THURMAN, W. N. (1999): «On intepreting Inverse Demand Systems: a primal comparison of scale flexibilities and income elasticities». *American Journal of Agricultural Economics*, 81: pp. 950-958.

PESARAN, M. H. y SHIN, Y. (2000): «Long-run structural modeling». DAE Working Papers. University of Cambridge. http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran

PHILLIPS, P. C. B. (1991): «Optimal inference in cointegrated systems». *Econometrica*, 54: pp. 881-895.

PHILLIPS, P. C. B. (1994): «Some exact distribution theory for maximum likelihood estimators of cointegrating coefficients in error correction models». *Econometrica*, 59: pp. 283-306.

PHILLIPS, P. C. B. y OULIARIS, S. (1990): «Asymptotic properties of residual based tests for Cointegration». *Econometrica*, 58: pp. 165-193.

PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for unit roots in time series regression». *Biometrika*, 75: pp. 335-346.

RICKERTSEN, K. (1998): «The effects of advertising in an inverse demand system: Norweigian vegetables revisited». *European Review of Agricultural Economics*, 25: pp. 129-140.

RICKERTSEN, K.; CHALFANT, J. A. y STEEN, M. (1995): «The effects of advertising on the demand for vegetables». *European Review of Agricultural Economics*, 22: pp. 481-494.

SIMS, C.; STOCK, J. y WATSON, M. (1990): «Inference in linear time series models with some unit roots». *Econometrica*, 58: pp. 113-144.

WEYMARK, J. A. (1980): «Duality results in demand theory». *European Economic Review*, 14: pp. 377-345.

Anexo 1

ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA PARA FRUTAS Y HORTALIZAS (FRESCAS Y TRANSFORMADAS)

a	α_i	π_{ij}						β_i	R^2 (D-W)	Test de autocorr. [b]		
		1	2	3	4	5	6			ML(1)	ML(6)	ML(12)
1	0,3105	0,2041	–0,1930	–0,0391	–0,0293	0,0311	0,0266	0,1917	80,12	0,93	4,82	10,50
	(0,0003)	(0,0003)	(–0,0005)	(–0,0006)	(–0,0011)	(0,0002)	(0,0015)	(0,0004)	(2,16)			
2	0,1916		0,1855	0,0731	0,0614	–0,0675	–0,0490	0,2185	83,92	1,24	5,07	12,33
	(0,0005)		(0,0002)	(0,0000)	(0,0004)	(–0,0001)	(–0,0001)	(0,0003)	(1,89)			
3	0,1309			0,0985	–0,0417	–0,0725	–0,0212	0,0764	85,04	1,69	4,33	14,18
	(0,0011)			(0,0002)	(–0,0008)	(–0,0018)	(–0,0007)	(0,0009)	(1,74)			
4	–0,1327				0,0672	–0,0283	–0,0197	–0,1346	85,78	1,07	6,21	9,42
	(–0,0006)				(0,0006)	(–0,0003)	(–0,0002)	(–0,0010)	(1,90)			
5	0,1983					0,1809	0,0252	–0,2249	79,86	0,73	3,49	11,08
	(0,0015)					(0,0000)	(0,0004)	(–0,0004)	(2,26)			
6	0,2146						0,0381	–0,1397	–			

Entre paréntesis aparecen las probabilidades.

[a] 1 = Frutas frescas, 2 = Hortalizas frescas, 3 = Patatas frescas, 4 = Frutas transformadas, 5 = Hortalizas transformadas, 6 = Patatas transformadas.

[b] Valores del multiplicador de Lagrange (ML) [test de Breusch-Godfrey] para retardos 1,6 y 12 de los errores de la estimación. Los valores críticos a un nivel de significación del 5 por ciento son 3,84, 12,60 y 21,00 respectivamente.

Anexo 2

ESTIMACIÓN DEL MODELO [7] PARA HORTALIZAS FRESCAS (*k*=2)

Producto	$\ln q_1$	$\ln q_2$	$\ln q_3$	$\ln q_4$	$\ln q_5$	$\ln q_6$	lnQ	R^2 (D-W)
Tomate	0,0654	–0,0308	0,0158	–0,0226	0,0119	–0,0308	–0,0415	88,64
	(0,0000)	(–0,0005)	(0,0004)	(–0,0010)	(0,0002)	(0,0012)	(–0,0002)	(1,83)
Pimiento	–0,0231	0,0715	–0,0106	–0,0189	–0,0092	–0,0104	–0,0503	92,58
	(–0,0011)	(0,0002)	(–0,0002)	(–0,0003)	(–0,0014)	(–0,0005)	(–0,0000)	(1,79)
Judía	0,0209	0,0097	0,0469	–0,0057	–0,0213	–0,0213	0,0122	94,02
	(0,0002)	(0,0021)	(0,0001)	(–0,0013)	(–0,0000)	(–0,0006)	(0,0007)	(2,19)
Cebolla	–0,0189	–0,0227	–0,0092	–0,0104	0,0327	0,0091	–0,0623	90,71
	(–0,0014)	(–0,0006)	(–0,0016)	(0,0001)	(0,0003)	(0,0010)	(–0,0002)	(2,09)
Otras hortalizas	–0,0315	–0,0138	–0,0241	0,0311	–0,0114	0,0579	–0,0116	93,15
	(–0,0003)	(–0,0012)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0004)	(–0,0011)	(1,90)

Entre paréntesis aparecen las probabilidades.

RESUMEN

Análisis del consumo de frutas y hortalizas en España: una aplicación del sistema de demanda inversa

El objeto de este trabajo es realizar un amplio estudio de la estructura de consumo en España de productos hortofrutícolas y particularmente de hortalizas frescas, considerados en general componentes esenciales de la alimentación mediterránea. A partir del tratamiento de las cantidades como variables predeterminadas, se realiza una aplicación del modelo de demanda inversa, en primer término para grupos de frutas y hortalizas (frescas y transformadas), y en segundo término, de forma más específica, para hortalizas frescas. Los datos de consumo, suministrados por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, corresponden al período 1987-1999. Con las flexibilidades obtenidas se determinan los cambios en la evolución de la demanda para el período, así como las estructuras de sustitución y complementariedad en los grupos de productos considerados. Los resultados de las distintas estimaciones apuntan hacia una mayor apreciación por parte de los consumidores de los productos frescos, especialmente de hortalizas, en su dieta alimenticia.

PALABRAS CLAVE: Demanda inversa, consumo de frutas y hortalizas, hortalizas frescas.

SUMMARY

An analysis of fruit and vegetable consumption in Spain: an application of inverse demand system

This paper aims to perform an analysis of the structure of fruit and vegetable consumption in Spain, specifically focusing on the consumption of fresh vegetables (essential components of the Mediterranean diet). Taking quantities as predetermined variables, the application of inverse demand model is carried out firstly for fruits and vegetables (fresh and processed) and secondly, for fresh vegetables. The study has considered data on the consumption provided by the Spanish Ministry of Agriculture, Fishing and Food for the period 1987-1999. The estimations of flexibilities determine the changes in the evolution of the demand for said period, as well as the structures of substitution and complementarity in the groups of studied products. The results obtained point out that consumers tend to prefer consuming fresh products in their diets, especially vegetables.

KEYWORDS: Inverse demand, fruit and vegetable consumption, fresh vegetables.