

Análisis de la demanda de alimentos en España considerando el impacto de la dieta sobre la salud

Ana María Angulo^a, Nadhem Mtimet^b, José María Gil^c

RESUMEN: En este trabajo se analiza la demanda de alimentos en España considerando la relación existente entre salud y dieta. Se plantea la maximización de una función de utilidad que depende de las cantidades demandadas de los distintos alimentos y del nivel de salud alcanzado, sujeto a dos restricciones: la presupuestaria y la relativa a la función de producción de salud. La solución al problema conduce a la estimación conjunta de un sistema de ecuaciones con dos componentes, una ecuación referida a la calidad de la dieta y un sistema de demanda de alimentos. Los resultados obtenidos indican, por un lado, que la introducción de la calidad de la dieta en un sistema de demanda (frente a un modelo que incluya únicamente renta y precios) modifica las elasticidades renta, aumentando en el caso de los productos más saludables. Por otro lado, se pone de manifiesto que un aumento en el nivel de calidad de la dieta conlleva un aumento en la valoración de los cereales y las patatas y una disminución en el grupo de aceites y carnes, principalmente.

PALABRAS CLAVE: Demanda de alimentos, salud, calidad de la dieta, España.

Clasificación JEL: D12, D13, Q11.

Spanish food demand analysis taking into account the impact of diet on health

SUMMARY: This work analyses the Spanish demand for food taking into account the relationship between health and diet. Consequently, a utility function which depends on both food quantities and the level of health reached by consumers is maximized subject to two types of restrictions: a traditional budget constraint and a restriction associated with health production. The solution of the maximisation problem leads to a joint estimation of an equation system with two components, an equation referred to the diet quality and a food demand system. Results indicate that the introduction of the quality of diet in a demand system (in relation to the traditional model which only considers income and prices) modifies income elasticities, becoming greater in the case of healthier food groups. Moreover, an increase in diet quality implies an increase in the valuation of cereals and potatoes and a decrease of oil and meat groups.

KEYWORDS: Food demand, health, diet quality, Spain.

JEL classification: D12, D13, Q11.

^a Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.

^b École Supérieure d'Agriculture de Mognane - Túnez.

^c Departamento de Ingeniería Agroalimentaria y Biotecnología (DEAB)-UPC. CREDA-UPC-IRTA.

Agradecimientos: Los autores agradecen las sugerencias recibidas del profesor Agustín Ariño así como la financiación recibida a través del proyecto con código SEJ2006-02328/ECON del Ministerio de Educación y Ciencia del Gobierno de España. Los autores quieren agradecer también los comentarios realizados por dos revisores anónimos que contribuyen a mejorar substancialmente el contenido y la presentación de este artículo. Los autores asumen la total responsabilidad de cualquier error adicional que contenga el presente trabajo.

Dirigir correspondencia a: Ana M.^a Angulo. E-mail: aangulo@unizar.es

Recibido en noviembre de 2005. Aceptado en mayo 2008.

1. Introducción

El análisis de la demanda de alimentos ha suscitado un considerable interés entre los economistas agrarios. Gracia y Albisu (2001) abordan desde una perspectiva global los principales determinantes del consumo de alimentos en la Unión Europea poniendo de manifiesto cómo a pesar de encontrarnos con mercados de alimentos cada vez más homogéneos todavía se aprecian importantes diferencias entre los consumidores de los distintos países. En el caso de España, son numerosos los trabajos que han abordado el análisis de la demanda de alimentos utilizando tanto datos de series temporales¹ como de corte transversal². La principal limitación de estos trabajos viene dada, desde nuestro punto de vista, por la consideración de la renta y de los precios (en el caso de información temporal de las variables) y, adicionalmente, de ciertas variables sociodemográficas (en el caso de información transversal) como únicos factores explicativos de la demanda. En este sentido, consideramos que en la actualidad, además de considerar los anteriores factores, habría que incluir aspectos tales como la preocupación de la sociedad por la relación existente entre una dieta inapropiada y la probabilidad de padecer ciertas enfermedades, como el cáncer o patologías cardiovasculares.

La literatura no ha sido ajena a este problema y desde hace unos 20 años han aparecido una serie de trabajos que han pretendido «adaptar» los tradicionales análisis de demanda incluyendo, casi siempre de forma ad-hoc, ciertas variables adicionales en la especificación final del sistema de demanda a estimar. Así, en el ámbito de series temporales, se ha introducido determinadas variables con objeto de recoger el efecto ejercido por el nivel de información de los consumidores sobre la demanda de alimentos (Brown y Schrader, 1990; Ben Kaabia y otros, 2001, 2002). En el caso de estudios que emplean micro-datos (corte trasversal) podemos citar los trabajos de Nayga (2000), quien incorpora el efecto sobre la demanda del nivel de conocimiento acerca de la relación dieta-salud o los trabajos realizados por Angulo y Gil (2006) y Dhehibi *et al.* (2007), en los que de una u otra forma se considera directamente la ingesta de nutrientes como variables determinantes de la demanda.

Siguiendo en esta misma línea, pero a diferencia de la mayor parte de los trabajos anteriores en los que las variables adicionales se introducían en la especificación final del modelo, este trabajo ofrece una aproximación alternativa que parte de modificar el problema de optimización al que se enfrenta el consumidor. En este sentido, la hipótesis de partida es que el consumidor maximiza su utilidad que depende, además de los distintos bienes que consume, del nivel de salud que dicha ingesta le permite alcanzar. Como restricciones aparecen tanto la restricción presupuestaria propia del análisis de demanda tradicional como una restricción de tipo tecnológico que representa la función de producción de salud. La solución al problema conduce a la esti-

¹ Vease, por ejemplo, Lorenzo (1988), Molina (1994), Gracia *et al.* (1998), Angulo *et al.* (1997, 2001), entre otros.

² Por ejemplo, López (1986), Chung y López (1988), Moltó *et al.* (1990), Chung (1994), Laajimi y Albisu (1995, 1997), Gracia y Albisu (1998) y Manrique y Jensen (1997, 1998).

mación conjunta de un sistema de ecuaciones con dos componentes, una ecuación referida a la calidad de la dieta (la cual se valora a partir del grado de aproximación de la ingesta realizada por parte de los consumidores de hidratos de carbono, lípidos, proteínas, fibra y colesterol con la recomendada por los expertos) y un sistema de demanda de alimentos.

La estimación conjunta del modelo propuesto permite, por un lado, calcular las elasticidades renta, precio y respecto a la calidad de la dieta de los diferentes grupos de alimentos; y, por otro, analizar las reacciones de la calidad de la dieta en España ante cambios en la renta y en los precios de los diferentes grupos de alimentos, lo que constituye la principal aportación empírica de este trabajo.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. A continuación, se presenta la metodología adoptada para alcanzar el objetivo propuesto. Seguidamente, tras describir los datos utilizados, se muestran los principales resultados obtenidos. Por último, se presentan las principales conclusiones así como las posibles líneas de investigación futura.

2. Metodología

2.1. Planteamiento teórico del problema

Este trabajo analiza la demanda de alimentos en España especificando un modelo que, además de los factores tradicionales (renta y precios), tenga en cuenta la creciente preocupación en la sociedad por la relación existente entre dieta y salud. Desde este punto de vista, se considera que la función de utilidad del consumidor de alimentos depende de las cantidades de un conjunto de elección constituido por n bienes y, además, de la variable denominada salud. De esta forma, el consumidor maximiza la siguiente función de utilidad:

$$\text{Max} = U = U(q_1, q_2, \dots, q_n, H) \quad [1]$$

donde q_i representa la cantidad del bien i y H es la variable salud. Además, se supone que dicha función de utilidad cumple las propiedades habituales de continuidad, monotonía creciente, cuasiconcavidad estricta y diferenciable.

Este problema de maximización se encuentra sujeto a dos restricciones. La primera es una restricción de tipo tecnológico que refleja la función de producción de salud; esto es, refleja cómo a partir de cierto tipo de inputs se obtiene el output que denominamos salud:

$$H = h(I, u) \quad [2]$$

donde I es una medida de calidad de la dieta y con u se recoge los determinantes no observables de la salud³. A su vez, la calidad de la dieta I puede considerarse restrin-

³ Esta función podría, asimismo, depender de otra serie de inputs no relacionados con los alimentos tales como el ejercicio físico, el servicio médico, etc. No obstante, al no disponer de información de estas variables se ha preferido no incluirlas explícitamente en el modelo con objeto de conseguir una mayor homogeneidad entre esta sección metodológica y la parte empírica del trabajo.

gida por lo que se podría denominar «tecnología de producción» que, en términos genéricos, puede expresarse mediante la siguiente expresión:

$$I = TP\bar{q} \quad [3]$$

donde TP hace referencia a una matriz de ponderaciones que representa el mecanismo de obtención del índice de calidad de la dieta a partir del vector de cantidades consumidas de los distintos alimentos, \bar{q} .

La segunda restricción del presente problema de maximización viene dada por la tradicional restricción presupuestaria del consumidor, es decir:

$$m = \sum_{i=1}^n q_i p_i \quad [4]$$

donde m representa el total de renta disponible y p_i , el precio del bien i . Al igual que en el tradicional planteamiento de demanda, se supone que la renta y los precios son positivos y exógenos.

La maximización de la ecuación [1] sujeta a las restricciones de las ecuaciones [2], [3] y [4] conduce a dos funciones de demanda:

i) La función de demanda de la calidad de la dieta:

$$I = f(m, p_1, p_2, \dots, p_n, u) \quad [5]$$

ii) La función de demanda marshalliana de alimentos:

$$q_i = g_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n, I, u) \quad i = 1, \dots, n \quad [6]$$

a partir de las cuales se observa cómo el mencionado índice de calidad de la dieta depende de la renta y de los precios; mientras que las cantidades consumidas de alimentos vienen determinadas en función de los precios, la renta y los inputs que afectan a la salud.

El interés de ambas funciones, así como su determinación simultánea, conduce a la necesidad de llevar a cabo la estimación conjunta de un sistema de ecuaciones con dos componentes, una ecuación referida al índice de calidad de la dieta y un sistema de demanda de alimentos. Para ello, a continuación se plantea la selección de una forma funcional adecuada para ambas ecuaciones⁴.

2.2. Forma funcional del modelo

La especificación de la ecuación relativa a la demanda de calidad de la dieta [expresión 5] se resolverá en la parte empírica del trabajo a partir de la consideración de

⁴ A este respecto, se adoptará un enfoque paramétrico del problema. En este sentido, se supone que los datos son consistentes con los axiomas de la teoría de la preferencia revelada, de tal forma, que los cambios en el consumo se atribuyen a las variaciones en los factores determinantes del mismo (precios, renta y calidad de la dieta) y no a cambios en los gustos de los consumidores. Es otras palabras, se considera que las observaciones han sido generadas de acuerdo a la maximización de la utilidad de un consumidor representativo, existiendo estabilidad en las preferencias.

diversas formas funcionales, entre las habitualmente utilizadas en el campo de la demanda, en general, y de alimentos, en particular. En concreto, se explorarán formas funcionales lineales o linealizadas, tales como la doblemente logarítmica o la semilogarítmica, entre otras.

Por otra parte, la especificación de la forma funcional para el sistema de demanda se basa en dos modelos que tienen en común el hecho de ser definidos a partir de una ecuación de demanda genérica: Róterdam-CBS y GADS-CBS (*Generalised Addilog Demand System-Central Bureau of Statistics*). En el siguiente apartado describiremos ambos tipos de formas funcionales, así como la estrategia de selección entre ambos a partir de la definición de un modelo envolvente⁵.

Los modelos Rotterdam y Rotterdam-CBS

El modelo Rotterdam fue propuesto por primera vez por Theil (1965) y Barten (1966). Dado que este trabajo utiliza datos de corte transversal procedentes de los hogares españoles, se centra en la versión en niveles de dicho modelo, la cual, para el caso que nos ocupa, queda definida a partir de la siguiente expresión (Anexo A):

$$w_i \ln q_i = \alpha_{0i} + \theta_i \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [7]$$

donde, w_i representa la participación presupuestaria en el gasto total del bien i ; $\ln Q = \sum_{i=1}^n w_i \ln q_i$ es el denominado índice de cantidad de Stone; $\ln I$ es el logaritmo neperiano de la calidad de la dieta; θ_i representa la participación presupuestaria marginal; s_{ij} los coeficientes de Slutsky; y $k_i = w_i \sigma_i$, siendo σ_i la elasticidad de la demanda del bien i con respecto a la calidad de la dieta (ver Anexo A).

Las participaciones presupuestarias marginales θ_i y los coeficientes de Slutsky s_{ij} se suponen constantes. Sin embargo, esta hipótesis es muy restrictiva y limita de forma importante la flexibilidad del modelo. Para solucionar este problema, se ha propuesto en la literatura utilizar una transformación de θ_i que la hace variable de acuerdo con la participación presupuestaria. Así, se parte de lo que podría considerarse como la formulación de un sistema AIDS (*Almost Ideal Demand System*) (Deaton y Muellbauer, 1980) con precios constantes:

$$w_i = \alpha_i + b_i \ln m \quad [8]$$

Multiplicando las dos partes de [8] por m y diferenciando con respecto a m se obtiene la siguiente expresión:

$$\frac{\partial(p_i q_i)}{\partial m} = \alpha_i + b_i (1 + \ln m) = w_i + b_i \quad [9]$$

⁵ A efectos de simplificar las formulaciones matemáticas de los diferentes modelos, en este apartado no se han incluido las variables sociodemográficas. Dichas variables serán incorporadas posteriormente en los diferentes modelos a través de los respectivos términos independientes (Pollak y Wales, 1981).

$$\text{y dado que: } \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial m} = \theta_i \quad \theta_i = w_i + b_i \quad [10]$$

donde b_i se supone constante y θ_i varía con w_i .

Sustituyendo θ_i en la ecuación [7] por la expresión [10], se consigue eliminar la restricción que limitaba el modelo Rotterdam, obteniendo el denominado modelo Rotterdam-CBS (Keller y van Driel, 1985):

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = \alpha_{0_i} + b_i \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [11]$$

Los modelos GADS y GADS-CBS

En el Anexo B se detalla el desarrollo matemático necesario para obtener la forma del modelo GADS para el caso que nos ocupa. Asimismo, se puede obtener una nueva versión del modelo [B.8] en términos de elasticidades, lo que facilita la interpretación de los parámetros. Para ello, y siguiendo a Bewley y Young (1987), restamos $\ln\left(\frac{P_i}{m}\right)$ a ambos lados de la ecuación [B.8], obteniendo:

$$\ln\left(\frac{q_i}{W}\right) = a_i^+ + \eta_i \ln m + \sum_{j=1}^n \mu_{ij} \ln p_j + \sigma_i \ln I \quad [12]$$

Con el fin de contrastar las restricciones generales de la demanda (homogeneidad, simetría y negatividad) se necesitan transformaciones adicionales. Multiplicando [12] por w_i y agregando términos, se obtiene:

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{W}\right) = a_i + \theta_i \ln\left(\frac{m}{P}\right) + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [13]$$

donde,

$$a_i = w_i a_i^+ \quad [14]$$

$$\theta_i = w_i \eta_i \quad [15]$$

$$s_{ij} = w_i \mu_{ij} + w_i w_j \eta_i = w_i \varepsilon_{ij} \quad [16]$$

$$k_i = w_i \sigma_i \quad [17]$$

$$\ln P = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad \text{es el índice de precio de Stone} \quad [18]$$

La ecuación [13] es la forma usual del modelo GADS. No obstante, este modelo presenta la misma limitación que el modelo Rotterdam en cuanto a la constancia de la participación presupuestaria marginal. Para solucionarlo, se procede a derivar el modelo GADS-CBS, siguiendo el mismo procedimiento que en el caso del modelo Rotterdam. Es decir, sustituyendo la expresión $\theta_i = w_i + b_i$ en [13] y, sabiendo que $\ln Q = \ln m - \ln P + \ln W$, se obtiene el modelo denominado GADS-CBS:

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = a_i + b_i \ln\left(\frac{m}{P}\right) + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [19]$$

El modelo envolvente

Los modelos Rotterdam-CBS [expresión 11] y GADS-CBS [expresión 19] son modelos no anidados. Como puede verse en Aznar (1989), la mayor parte de los contrastes de modelos no anidados pueden derivarse a partir de la consideración de un modelo amplio del que son casos particulares los modelos objeto de contraste. Este modelo, que llamaremos modelo envolvente o híbrido, que anida a los modelos objeto de estudio, puede representarse como:

$$y_i = (1-\delta)\beta_i x_i + \delta(\gamma_i z_i) \quad [20]$$

siendo $\beta_i x_i$ la parte derecha de la ecuación del modelo Rotterdam-CBS, $\gamma_i z_i$ la parte derecha de la ecuación del modelo GADS-CBS y δ un parámetro de control introducido para contrastar ambos modelos. La ecuación [20] se transforma en el modelo Rotterdam-CBS cuando $\delta = 0$ mientras que se transforma en el modelo GADS-CBS cuando $\delta = 1$. Cuando δ no está restringida, la ecuación [20] se comporta como un modelo híbrido.

A partir de la sustitución de $\beta_i x_i$ y $\gamma_i z_i$, por sus respectivas expresiones se obtiene el correspondiente modelo envolvente:

$$w_i \ln \left(\frac{q_i}{Q} \right) = \lambda_i + b_i \left(\ln \left(\frac{m}{P} \right) + (1-\delta) \ln W \right) + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [21]$$

donde

$$\lambda_i = (1-\delta) \alpha_{0i} + \delta a_i \quad [22]$$

2.3. Contraste de restricciones teóricas y cálculo de las elasticidades relevantes

Una cuestión importante en los modelos planteados se refiera a las condiciones que deben cumplir para satisfacer las propiedades teóricas de agregación, homogeneidad, simetría y negatividad, que son similares en los tres modelos planteados: Rotterdam-CBS [expresión 11], GADS-CBS [expresión 19] y modelo envolvente [expresión 21]:

a) Agregación

Se satisface automáticamente en todos los modelos, al cumplirse en todos ellos las siguientes restricciones:

$$\sum_{i=1}^n b_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n s_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n k_i = 0$$

y adicionalmente, para el caso del término independiente, que $\sum_{i=1}^n \alpha_{0i} = 0$, en el caso del modelo Róterdam-CBS; $\sum_{i=1}^n a_i = 0$, en el caso del GADS-CBS; y $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$, en el caso del modelo envolvente.

b) *Homogeneidad*

La restricción de homogeneidad puede imponerse y contrastarse en todos modelos mediante la introducción de la restricción $\sum_{j=1}^n s_{ij} = 0$.

c) *Simetría*

Teniendo en cuenta que la relación entre los coeficientes de Slutsky (s_{ij}) y los efectos de sustitución (S_{ij}) es del tipo $s_{ij} = S_{ij} \frac{P_i P_j}{m}$, la restricción de simetría es idéntica en todos los modelos y se traduce en el cumplimiento de $s_{ij} = s_{ji}$.

d) *Negatividad*

Dado que los precios y la renta se suponen positivos, la restricción de negatividad se satisface cuando $s_{ij} \leq 0 \forall i$ y, como consecuencia, cuando se cumple que las elasticidades hicksianas estimadas respecto al propio precio son negativas o nulas. En otros términos, el cumplimiento de esta condición implica que la matriz constituida por los parámetros de Slutsky debe ser semi-definida negativa. Dado que el rango de dicha matriz es $(n - 1)$ en todos los sistemas de demanda especificados en este trabajo, la condición de semi-definida negativa implica que los valores propios de dicha matriz sean uno, cero y los demás, $(n - 1)$, negativos.

Por último, a partir de la estimación de la función de demanda de calidad de la dieta, podrá calcularse la elasticidad de la misma con respecto a la renta y los precios de los distintos bienes. No obstante, las expresiones de su cálculo dependerán de la forma funcional finalmente seleccionada.

Por otro lado, a partir de los parámetros obtenidos en el sistema de demanda de alimentos se pueden derivar las siguientes elasticidades:

- Elasticidad renta: $\eta_i = 1 + \frac{b_i}{w_i}$ [23]

- Elasticidades precio hicksianas: $\epsilon_{ij} = \frac{s_{ij}}{w_i}$ [24]

- Elasticidades precio marshallianas: $\mu_{ij} = \epsilon_{ij} - w_j \eta_i$ [25]

- Elasticidad del índice de calidad de la dieta: $\sigma_i = \frac{k_i}{w_i}$ [26]

3. Datos

La base de datos utilizada procede de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La información recogida, para cada hogar y trimestre, se refiere al gasto y cantidades consumidas de diversos productos durante una semana de dicho trimestre así como a la información socio-demográfica relativa a dicho periodo.

Entre las diferentes alternativas existentes para el tratamiento de los datos, se ha optado por seleccionar a los hogares que colaboran de forma continua y coherente

durante el año 1999 y agregar los valores declarados de gasto/consumo con el fin de obtener una cifra anual. Los diferentes alimentos se han agrupado en: 1) cereales y patatas; 2) carne; 3) lácteos; 4) frutas y hortalizas; 5) pescado; y 6) aceite. A este respecto, hay que mencionar que un factor limitante de esta encuesta es el relativo a la no disponibilidad de cantidades (aunque sí de gasto) de una parte importante de los productos alimenticios. Dado que nuestro análisis requiere información relativa a la calidad de la dieta, medida a través de la ingestión de determinados nutrientes, únicamente hemos considerado aquellos productos para los que se disponía de cantidades consumidas. No obstante, el porcentaje de gasto que los productos considerados en cada grupo representan sobre el total es elevado. Concretamente, por grupos y en media, es el siguiente: 1) cereales y patatas, 58,63%; 2) carne, 52,51%; 3) lácteos, 66,87%; 4) frutas y hortalizas, 77,65%; 5) pescado, 60,52%; y 6) aceites, 83,09%.

Finalmente, con objeto de eliminar de la muestra aquellas observaciones atípicas que pudieran distorsionar los resultados obtenidos, se ha llevado a cabo una depuración eliminando a los siguientes hogares: 1) aquéllos que presentan gastos nulos en todos los grupos de productos, o en todos menos en uno; y 2) aquéllos que presentan un porcentaje de gasto en alimentación menor al 2% con respecto al total de su gasto. De esta forma, partiendo de una muestra inicial de 1.667 hogares, se obtiene al final una muestra constituida por un total de 1.657 hogares, lo que representa una pérdida de tan sólo un 0,60% de la muestra.

En el Cuadro 1 se recoge la distribución del gasto en alimentación para cada grupo de alimentos según algunas variables sociodemográficas. Los datos muestran que en términos medios, casi la cuarta parte del total del gasto en alimentación se destina a carne. A continuación, son las frutas y hortalizas las que ocupan el segundo lugar, a las que se destina el 20,4%. Un porcentaje algo menor, 16,2%, se destina al grupo de cereales y patatas. Finalmente, el resto del presupuesto en alimentación se reparte prácticamente por igual entre pescado (13,9%), lácteos (13,8%) y aceite (11,3%). Sin embargo, tal y como se muestra también en dicho cuadro, se pueden apreciar ciertas diferencias atendiendo a las características sociodemográficas de las familias de la muestra.

La distribución del gasto según el tamaño del municipio de residencia de los hogares indica que, en los municipios de mayor tamaño, las familias gastan en términos relativos un mayor porcentaje en pescado, frutas y hortalizas y carne, mientras que el porcentaje de gasto destinado a los grupos de cereales y patatas, lácteos y aceite es sensiblemente menor. Estas importantes diferencias se atribuyen a los distintos hábitos de consumo, condiciones de vida y/o peculiares formas de comercio existentes en cada uno de ellos.

En lo que respecta al efecto del nivel de estudios del sustentador principal es destacable la relación inversamente proporcional entre el nivel de estudios y el gasto en cereales y patatas. Mientras que el porcentaje destinado a este grupo de productos por parte de las familias cuyo sustentador principal no posee estudios es de un 19,3%, para aquellas familias encabezadas por una persona con nivel de estudios superiores, dicho porcentaje queda reducido a un 10,6%. Relaciones del mismo signo pueden observarse también en el caso del aceite, si bien la diferencia es menos acentuada. La

CUADRO 1
Estructura porcentual del gasto de alimentación en el hogar en 1999 (%)

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Media	16,2	24,5	13,8	20,4	13,9	11,3
<i>Tamaño municipio</i>						
Hasta 10.000 habitantes	18,1	24,0	14,2	19,1	12,6	12,0
Entre 10.001 y 50.000	17,8	24,1	13,8	20,4	12,6	11,3
Entre 50.001 y 500.000	15,3	24,9	13,7	20,1	14,8	11,2
Más de 500.000	11,5	25,2	12,9	23,8	16,3	10,3
<i>Nivel de estudios del sustentador principal</i>						
Sin estudios	19,3	22,6	14,0	20,1	11,8	12,2
Estudios primarios	16,0	24,5	14,1	20,4	13,8	11,2
Estudios medios	15,4	25,5	13,3	19,8	15,1	10,9
Estudios superiores	10,6	26,5	13,1	22,4	16,6	10,9
<i>Edad del sustentador principal</i>						
Hasta 25 años	18,2	27,7	15,1	13,0	16,1	9,9
Entre 26 y 45 años	16,8	25,4	14,3	18,7	14,6	10,2
Entre 46 y 65 años	16,4	25,2	13,4	20,2	13,6	11,2
Más de 65 años	15,0	21,9	13,8	22,9	13,5	12,9
<i>Sexo del sustentador principal</i>						
Hombre	16,4	25,0	13,6	20,0	13,9	11,1
Mujer	15,0	22,5	14,5	21,7	14,0	12,2
<i>Tipo del hogar</i>						
Persona sola < 65 años	15,6	24,2	11,2	19,8	15,2	14,0
Persona sola ≥ 65 años	14,8	19,0	14,5	23,9	13,8	14,0
Pareja sin niños	14,7	23,4	12,5	22,1	15,1	12,2
Pareja con un niño	15,4	24,8	14,2	20,0	15,8	9,8
Pareja con dos niños	17,5	24,3	15,7	18,7	13,9	10,0
Pareja con tres y más	21,9	27,4	17,9	13,9	10,0	8,9
Adulto con niño(s)	16,8	22,1	15,3	19,2	17,9	8,6
Otro tipo de hogar	16,5	25,5	13,8	19,9	13,3	11,0
<i>Tamaño del hogar</i>						
Una persona	15,0	20,7	13,4	22,6	14,2	14,0
Dos personas	14,5	23,3	12,9	22,1	14,8	12,4
Tres personas	15,5	24,7	13,5	21,2	14,5	10,7
Cuatro personas	16,8	26,0	14,0	19,1	13,4	10,7
Cinco personas	18,1	26,6	15,4	16,9	12,7	10,2
Más de cinco personas	20,7	24,5	15,2	18,1	12,0	9,6

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF).

estructura porcentual de carne, pescado y frutas y hortalizas presenta el patrón opuesto ya que al aumentar el nivel de estudios, en general, aumenta el porcentaje de gasto destinado a dichos productos.

En relación con el efecto producido por la composición del hogar, se observa como en general la presencia de niños en el hogar aumenta la participación del gasto efectuado en cereales y patatas, carne y lácteos. Por el contrario, las personas que viven solas, así como las parejas sin niños, poseen los mayores porcentajes de gasto destinados a frutas y hortalizas y a aceite. Con respecto a la edad del sustentador principal, se observa cómo conforme aumenta dicha edad se incrementa el porcentaje de gasto destinado a frutas y hortalizas y a aceite, mientras que disminuye el destinado a cereales y patatas, carne y pescado.

El sexo del sustentador principal sólo marca una pequeña diferencia para el caso del porcentaje destinado a la carne, siendo las familias sustentadas por hombres las que destinan 3,5 puntos porcentuales más a este tipo de producto que las sustentadas por mujeres. Por último, en cuanto al tamaño del hogar se refiere, puede observarse como, en general, un aumento del tamaño del hogar genera un aumento en el porcentaje de gasto destinado a cereales y patatas y a carne y, en general, una disminución en los porcentajes de frutas y hortalizas, pescado y aceite.

4. Estimación y resultados

Este apartado describe cómo se lleva a cabo el proceso de estimación y selección entre modelos, concluyendo con la presentación de los resultados que se derivan a partir del modelo seleccionado.

4.1. Definición de las variables utilizadas

Las variables utilizadas en este trabajo son las siguientes. Como variables dependientes se utilizan las relativas al índice de calidad de la dieta y a los grupos de alimentos considerados. En relación con las variables explicativas renta y precio, se ha supuesto un proceso de decisión en varias etapas. Concretamente, se supone que ya se ha satisfecho una primera etapa en la que se decidió el gasto total destinado a alimentación y en una segunda etapa se distribuye dicho gasto total entre los distintos alimentos⁶. Por este motivo, la variable renta se entiende como el gasto total destinado a alimentación y las variables precios están formadas por los precios de todos los productos alimenticios que intervienen en el modelo. Para concluir con las variables tradicionales, indicar que las variables socio-demográficas (incluidas mediante el mecanismo de traslación propuesto por Pollak y Wales, 1981), recogen los siguientes aspectos: porcentaje de perceptores, número de miembros que componen la uni-

⁶ La condición necesaria y suficiente para que esta estrategia de análisis esté justificada se encuentra en la hipótesis de separabilidad débil de las preferencias por la que se considera que las preferencias dentro del grupo de alimentación son independientes de las cantidades consumidas de los productos que no pertenecen a dicho grupo.

dad familiar, composición del hogar en relación a edad y sexo, nivel de estudios y tamaño del municipio lugar de residencia⁷.

En relación con el índice de calidad de la dieta se ha seguido el enfoque seguido por Variyam *et al.* (1998), adaptado a la información disponible. Así, en este trabajo nos centramos en el grado en que la ingestión de hidratos de carbono, lípidos, proteínas, fibra y colesterol se ajusta a las recomendaciones de los especialistas en nutrición. Variyam *et al.* (1998), en cambio, no considera para la elaboración del índice ni los niveles ingeridos de hidratos de carbono, ni los de proteínas, ni los de fibra. Sin embargo, ellos sí incorporan otra serie de factores tales como el nivel de conocimiento por parte de los encuestados sobre la relación existente entre el consumo de ciertos alimentos y el padecimiento de ciertas enfermedades o el grado de conocimiento del contenido nutritivo de los distintos alimentos. Finalmente, para calcular los niveles ingeridos de cada uno de los nutrientes considerados se han utilizado los correspondientes factores de conversión de alimentos a nutrientes publicados por Andújar *et al.* (1983).

La valoración de hidratos de carbono, lípidos y proteínas es relativa. La ingesta de los mismos se transforma en energía y su suma representa el consumo total de energía. Posteriormente, se valora el porcentaje que sobre dicho total aporta cada uno de los mismos. Según las recomendaciones dietéticas de la Organización Mundial de la Salud (OMS) y de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), se considera deseable que los hidratos de carbono aporten entre el 50% y el 55% del total de energía; los lípidos, entre un 30% y un 35%; y finalmente, la contribución ideal de las proteínas debe situarse entre el 12% y el 15%. Por el contrario, la valoración de los expertos en relación con la fibra y el colesterol viene dada en términos absolutos y, concretamente, indican que la ingestión óptima de fibra se encuentra entre 22 y 25 gramos y que la ingesta de colesterol no debe superar los 300 miligramos diarios.

A estas cifras óptimas hay que añadir las recomendaciones de expertos en nutrición quienes indican que existen porcentajes máximos y/o mínimos tolerables por encima y/o por debajo de los cuales se entra en situaciones muy peligrosas para la salud. Así, Mataix (2002) indica que el porcentaje mínimo admisible de energía procedente de hidratos de carbono es del 40% y el máximo, el 70%; el porcentaje mínimo procedente de lípidos es del 20% y el máximo, del 45%; y el porcentaje mínimo procedente de proteínas es del 10% y el máximo del 20%. En relación a la fibra, el nivel mínimo tolerable es de 10 gramos y el máximo, de 40 gramos. Finalmente, existe un umbral superior para el colesterol por encima del cual se entra en situaciones de importante riesgo, situado en 700 miligramos.

A partir de las recomendaciones nutricionales de cada tipo de nutriente, se ha construido el índice de calidad de la dieta *I*, a partir de la asignación de puntos a cada uno de los hogares de la muestra, a partir del siguiente criterio de asignación:

⁷ La selección de estas variables se ha llevado a cabo a partir de contrastes tipo t o F, de forma que su inclusión es debida a la influencia significativa que ejercen sobre la demanda de calidad de la dieta o sobre alguno de los productos considerados en el análisis.

- Con respecto a la ingestión de hidratos de carbono, se otorga la valoración máxima (20 puntos) a las familias que presentan, en términos per cápita, porcentajes entre el 50% y el 55%. La asignación mínima (0 puntos) será para aquellos hogares que presenten porcentajes menores al mínimo tolerable, situado en el 40%, y a las que se sitúen por encima del máximo tolerado, el 70%. Lógicamente, los porcentajes entre 40% y 50%, por un lado, y entre 55% y 70%, se puntúan proporcionalmente.
- De forma análoga, en relación a los lípidos, se asigna la máxima puntuación, 20 puntos, si el porcentaje sobre el total de energía, en términos per cápita se sitúa entre el 30% y el 35%; cero puntos, a los porcentajes inferiores a 20% y a los superiores al 45%; finalmente, los valores comprendidos entre 20% y 30% y los situados entre el 35% y el 45% se puntúan de forma proporcional⁸.
- En relación al consumo de proteínas, se asigna 20 puntos si el porcentaje de energía aportado por las proteínas se encuentra entre el 12% y el 15%. La puntuación mínima de cero puntos será para aquellos hogares cuyo porcentaje es inferior al 10% o superior al 20%. Para valores comprendidos entre el 10% y el 12%, por un lado, y el 15% y el 20%, por otro, la puntuación asignada es proporcional.
- Con respecto a la ingestión de fibra, se asigna 20 puntos a aquellos hogares que presentan una ingestión per cápita y día entre 22 y 25 gramos; cero puntos, por una ingesta menor a 10 gramos o superior a 40. Para valores comprendidos entre 10 y 22 gramos, así como entre 25 y 40 gramos, se puntuará de forma proporcional.
- Finalmente, en relación con el colesterol, se asigna 20 puntos a aquellos hogares que presentan un consumo per cápita igual o inferior a 300 miligramos/día; cero puntos, si el consumo per cápita es superior a 700 miligramos/día; y finalmente, se asigna una puntuación proporcional a los valores intermedios⁹.

Finalmente, el denominado índice de calidad de la dieta, *I*, se obtiene mediante la suma de los puntos asignados por los cinco conceptos anteriores. La estrategia de construcción de dicho índice hace que sus valores se encuentren comprendidos entre 0 y 100. Valores elevados del índice indican que la calidad de la dieta es alta y muestra evidencia a favor de un alto grado de concienciación por parte del hogar acerca de la relación dieta-salud. Los resultados obtenidos se recogen en el Cuadro 2, tanto para los valores medios como para los distintos segmentos de población según las variables sociodemográficas más destacadas.

Como se puede observar los peores comportamientos se sitúan en relación al balance energético y, concretamente en relación a los porcentajes de energía procedentes de hidratos de carbono y lípidos (únicamente se obtienen valores medios de 4,6 y 5,6 puntos, respectivamente). La siguiente peor puntuación se obtiene en relación con

⁸ El criterio adoptado por Variyam y otros (1998) consiste en dar la puntuación máxima a porcentajes por debajo de 30%; a porcentajes iguales o superiores a 45% se les asigna 0 puntos. Entre 30% y 45%, la puntuación se asigna de forma proporcional.

⁹ Este criterio coincide con el formulado por Variyam y otros (1998), con la diferencia que ellos utilizan un techo máximo de 450 miligramos.

CUADRO 2
Variación del índice de calidad de la dieta, y de sus cinco componentes,
atendiendo a las características sociodemográficas de la población

	% de Hidratos de Carbono	% de lípi- dos	% de proteínas	Fibra	Colesterol	Índice de calidad de la dieta $I^{(a)}$
<i>Tamaño del municipio</i>						
Hasta 10.000 habitantes	5,0	5,7	13,1	8,2	14,8	46,8 (19,5)
Entre 10.001 y 50.000	5,0	6,0	13,0	8,4	16,0	48,4 (19,8)
Entre 50.001 y 500.000	3,7	4,6	13,6	7,7	16,1	45,7 (17,8)
Más de 500.000	4,1	5,4	11,7	7,7	16,2	45,1 (18,4)
<i>Nivel de estudios del sustentador principal</i>						
Sin estudios	5,2	5,7	13,7	9,7	15,0	49,3 (20,8)
Estudios primarios	4,0	4,9	13,2	8,7	14,8	45,6 (18,9)
Estudios medios	4,5	5,7	12,6	6,0	17,1	45,9 (17,7)
Estudios superiores	4,1	5,3	11,5	5,6	17,5	44,0 (16,0)
<i>Edad del sustentador principal</i>						
Hasta 25 años	3,8	4,9	16,9	3,4	16,8	45,8 (13,9)
Entre 26 y 45 años	5,3	6,6	12,1	5,3	17,8	47,1 (18,4)
Entre 46 y 65 años	4,2	5,0	13,7	8,9	14,8	46,6 (18,5)
Más de 65 años	3,7	4,3	13,1	9,8	14,4	45,3 (20,0)
<i>Sexo del sustentador principal</i>						
Hombre	4,5	5,4	13,3	8,0	15,6	46,8 (18,7)
Mujer	4,3	5,1	12,0	8,0	16,2	45,6 (19,5)
<i>Tipo del hogar</i>						
Persona sola < 65 años	3,5	3,6	12,7	6,8	15,9	42,5 (16,6)
Persona sola ≥ 65 años	4,3	5,1	11,9	9,6	14,9	45,8 (21,8)
Pareja sin hijos	4,1	5,0	12,7	9,5	13,3	44,6 (20,0)
Pareja con 1 hijo	4,7	5,9	12,1	5,2	17,9	45,8 (16,3)
Pareja con dos hijos	6,4	7,9	11,9	5,2	17,9	49,3 (18,4)
Pareja con tres y más hijos	6,2	7,3	14,7	6,6	17,5	52,3 (20,0)
Adulto con hijo (s)	7,5	9,3	11,6	4,9	18,6	51,9 (19,2)
Otro tipo de hogar	4,2	5,0	13,6	8,2	15,9	46,9 (18,4)
<i>Tamaño del hogar</i>						
Una persona	4,0	4,6	12,2	8,6	15,3	44,7 (20,2)
Dos personas	4,2	5,1	12,6	9,3	13,9	45,1 (20,1)
Tres personas	4,0	4,8	13,4	8,3	15,8	46,3 (17,2)
Cuatro personas	4,7	5,7	12,9	7,2	16,6	47,1 (18,3)
Cinco personas	5,0	6,5	13,8	6,8	16,5	48,6 (19,6)
Más de cinco personas	5,1	5,1	14,7	6,0	17,3	48,2 (17,8)
MEDIA	4,6	5,6	13,0	7,4	16,1	46,7 (18,9)

Desviación estándar entre paréntesis

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF).

la ingestión de fibra, cuyo valor medio se sitúa únicamente en 7,4 puntos. Finalmente, la puntuación obtenida por el porcentaje de energía procedente de proteínas y por la ingestión de colesterol es considerablemente buena (en media, 13,0 y 16,1, respectivamente). A partir de dichos valores, se obtiene un valor medio del índice relativamente bajo, 46,7 puntos sobre un total de 100. En consecuencia, puede decirse que, en media, el consumidor español no goza de una calidad de dieta muy satisfactoria¹⁰.

Si se analizan los resultados para los distintos segmentos de población podemos concluir que la mayor variabilidad del índice de calidad calculado viene motivada por las variables tamaño del municipio nivel de estudios del sustentador principal y tamaño del hogar. A su vez, globalmente, nuestros resultados podrían estar indicando una mayor persistencia de la dieta mediterránea en aquellas familias de zonas rurales, con menores niveles de educación¹¹ y mayor tamaño familiar, mientras que en los grupos de población en los que el desarrollo económico se ha hecho más palpable, se ha producido una cierta imitación de los patrones del Norte de Europa, generándose un proceso de convergencia de dietas que ha sido bien ilustrado en la literatura (ver, por ejemplo, Gil *et al.*, 1995).

4.2. Elección de la forma funcional

Una vez decididas las variables a utilizar en este trabajo, la siguiente etapa consiste en elegir la forma funcional que mejor se adapte a los datos disponibles, tanto para la función de demanda de calidad de la dieta como para el sistema de demanda de alimentos. Para ello se ha comenzado estimando diversas especificaciones alternativas para la demanda de calidad de la dieta. A continuación, a partir de los resultados obtenidos con la especificación elegida, se obtiene la estimación por mínimos cuadrados en tres etapas del sistema envolvente imponiendo las restricciones teóricas de homogeneidad y simetría. Esta estimación es equivalente a la estimación de un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas en la que se ha instrumentado la variable índice original por la variable índice ajustada, obtenida en la primera regresión. Finalmente, tras comprobar la correcta especificación del modelo envolvente,

¹⁰ En media, se obtienen los siguientes valores para los diferentes conceptos. En relación al balance energético, el porcentaje sobre el total de energía procedente de hidratos de carbono es igual al 40,6%; procedente de lípidos, el 45%; y, procedente de proteínas, el 14,4%. La ingestión media de fibra se sitúa en 17,1 gramos y la de colesterol en 330 miligramos. De ello se deduce que existe una importante descompensación a favor de los lípidos en detrimento de los hidratos de carbono, por un lado, y que, en media, la ingestión diaria de fibra es inferior a la recomendada mientras que la de colesterol es ligeramente superior.

¹¹ Este resultado refleja un comportamiento diferencial respecto a lo que se ha encontrado en otros estudios (no se han encontrado estudios similares en Grecia o Italia) realizados en los países del Norte y Centro de Europa. Sin embargo, es coherente con los resultados obtenidos en estudios anteriores basados en los datos de consumo a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (ver, entre otros, Angulo, 1999 y Dhehibi, 2002). En definitiva, es en las familias con un menor nivel de educación y localizadas en las zonas rurales en las que persiste la tradicional dieta mediterránea, mientras que en los grupos de población en los que el desarrollo económico se ha hecho más palpable, se ha producido una cierta imitación de los patrones del Norte de Europa, generándose un proceso de convergencia de dietas que ha sido bien ilustrado en la literatura. (ver, por ejemplo, Gil *et al.*, 1995).

se decide si dicho modelo es el que se ajusta mejor a los datos o, por el contrario, si alguno de los dos modelos anidados en él (Rotterdam-CBS o GADS-CBS, restringidos con las hipótesis de homogeneidad y simetría) resultan preferidos.

Los resultados obtenidos han sido los siguientes. En relación con la ecuación de demanda de calidad de la dieta se han adoptado formas funcionales alternativas de tipo doblemente logarítmico, semilogarítmico y lineal. Entre todas ellas, se seleccionó la forma funcional que maximizaba el valor del logaritmo de la función de verosimilitud, el cual correspondió a la siguiente función semilogarítmica:

$$I_i = \chi_{0i} + b_i \ln m + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + \phi_i G + \omega_i H + \zeta_i J + v_i L + \varpi_i M + \sum_{r=1}^3 v_{ir} N_r + \sum_{s=1}^3 \rho_{is} R_s \quad [27]$$

donde I es el índice de calidad de la dieta; m es el nivel de gasto *per-capita*; p_j se refiere al precio del j -ésimo bien; G es el porcentaje de niños en el hogar; H es el porcentaje de jóvenes; J , el porcentaje de adultos; L , el porcentaje de varones¹²; M , el número de miembros del hogar; N_r , variable ficticia que toma el valor 1 si el sustentador principal dispone del nivel de estudios r y 0 para el resto (= primarios, medios y superiores)¹³; R_s : variable ficticia que toma el valor 1 si la familia vive en el tamaño del municipio s y 0 para el resto (s = municipio entre 10.001 a 50.000 habitantes, entre 50.001 y 500.000, y de más de 500.000 habitantes)¹⁴.

Finalmente, la selección entre el sistema de demanda que más se ajusta a nuestros datos se realiza a partir de dos tipos de contrastes sobre el parámetro de control d del modelo envolvente correctamente especificado, utilizando el estadístico de la razón de verosimilitud. Por un lado, si no se puede rechazar la nulidad de dicho parámetro ($\delta = 0$), se obtiene evidencia empírica a favor del modelo Rotterdam-CBS. Por el otro, si no se rechaza su igualdad a la unidad, se obtiene evidencia a favor del modelo GADS-CBS. Finalmente, si ambas restricciones fueran rechazadas por los datos debería optarse por plantear el modelo general. Los resultados obtenidos para los respectivos contrastes, $H_0: \delta = 0$ y $H_0: \delta = 1$, arrojan unos valores de 26,12 y 2,66, respectivamente. En consecuencia, se obtiene evidencia empírica a favor del modelo GADS-CBS, al nivel de significación del 5% (valor crítico igual a). Así el sistema de demanda finalmente especificado y estimado es el siguiente:

$$w_i \ln \left(\frac{q_i}{Q} \right) = a_i + b_i \ln \left(\frac{m}{P} \right) + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I + \phi_i' G + \omega_i' H + \zeta_i' J + v_i' L + \varpi_i' M + \sum_{r=1}^3 v_{ir}' N_r + \sum_{s=1}^3 \rho_{is}' R_s \quad [28]$$

¹² Este porcentaje incluye a los miembros de todo tipo de edad.

¹³ La variable de referencia está constituida por aquellas familias cuyo sustentador principal no posee ningún tipo de estudio.

¹⁴ La variable de referencia está constituida por aquellas familias que viven en los municipios más pequeños, de hasta 10.000 habitantes.

4.3. Resultados obtenidos

En el Cuadro 3 se recogen los principales resultados derivados de la estimación del modelo GADS-CBS habiendo impuesto las restricciones teóricas de homogeneidad y simetría. En primer lugar, se puede afirmar que el modelo se encuentra correctamente especificado (los valores del estadístico de Breusch-Pagan (1979) indican que no puede rechazarse la hipótesis nula de homoscedasticidad frente a la alternativa de heteroscedasticidad generada por la variable renta). En segundo lugar, los coeficientes de determinación del modelo son relativamente altos, dada la naturaleza transversal de los datos. La hipótesis de negatividad no puede ser rechazada, tal y como se deriva del cumplimiento de la condición necesaria de negatividad de las elasticidades propio precio hicksianas (ofrecidas en el Cuadro 6) y, del cumplimiento de la condición suficiente relativa a la negatividad de los valores propios de la matriz de Slutsky (Cuadro 3). Finalmente, tal y como puede comprobarse en el Cuadro 3, una buena parte de los parámetros del modelo son significativos y, en general, tienen el signo esperado. Conviene destacar, a su vez, la significancia del índice de calidad de la dieta en cuatro de las cinco ecuaciones estimadas.

Si comenzamos interpretando los resultados derivados de la ecuación referente a la calidad de la dieta, se puede observar como un aumento del nivel de renta, del precio de los cereales y las patatas y del precio de los productos lácteos genera una disminución significativa de la calidad de la dieta. Por el contrario, un aumento en el precio del aceite afecta positiva (y significativamente) a la calidad de la dieta. Estos resultados se confirman a partir de los resultados obtenidos para la elasticidad de la calidad de la dieta con respecto a la renta y a los precios de los distintos productos (Cuadro 4).

Con respecto a las variables sociodemográficas, destacan dos tipos de efectos. Por un lado, un aumento del número de varones en el hogar aumenta significativamente la calidad de la dieta. Por otro, conforme aumenta el nivel de educación del sustentador principal, disminuye significativamente la calidad de la dieta.

En general, los resultados obtenidos son consistentes con los esperados tras el análisis del índice construido. La calidad de la dieta debe mejorar fundamentalmente a través del aumento de la ingestión de hidratos de carbono y fibra y la disminución de lípidos. En consecuencia, aumentos en el precio del principal proveedor de hidratos de carbono y fibra (los cereales y las patatas) y disminuciones en el precio del principal proveedor de lípidos (el aceite) generan un empeoramiento de la calidad de la dieta. Finalmente, dada la correlación positiva existente entre renta y el nivel de educación, se obtiene patrones análogos para ambas. Aumentos de la renta y el nivel de educación genera una disminución del consumo de hidratos de carbono y fibra que provoca un empeoramiento en la calidad de la dieta.

Finalmente, de forma análoga, los resultados obtenidos en la estimación del sistema de demanda de alimentos los interpretaremos conjuntamente con los valores calculados para los distintos tipos de elasticidades de la demanda. En el caso que nos ocupa, además de las tradicionales elasticidades renta y precio (marshallianas y hicksianas), se puede calcular las elasticidades con respecto al índice de calidad de la dieta.

CUADRO 3
Parámetros estimados y contrastes sobre el modelo seleccionado

	Calidad de la dieta	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Constante	178,213* (10,09)	-0,577* (-4,08)	1,204* (5,49)	-2,399* (-17,84)	0,223 (1,18)	0,873* (5,41)	1,677
Renta	-10,622* (-8,64)	-0,004 (-0,56)	0,013 (1,18)	0,097* (13,92)	-0,141 (-0,15)	-0,050* (-5,98)	0,086
Precio de cereales y patatas	-5,249* (-4,22)	-0,097* (-19,01)	0,014	0,079	0,024	-0,009	-0,010
Precio de carne	-1,775 (-1,37)	0,014* (3,10)	-0,098* (-11,10)	0,056	0,016	0,006	0,004
Precio de lácteos	-4,683* (-2,86)	0,079* (20,10)	0,056* (11,84)	-0,171* (-28,96)	0,046	0,001	-0,012
Precio de frutas y hortalizas	-0,580 (-0,28)	0,024* (4,39)	0,016* (2,34)	0,046* (7,75)	-0,109* (-10,16)	0,010	0,013
Precio de pescado	2,462 (1,73)	-0,009* (-2,115)	0,006 (1,140)	0,001 (0,308)	0,010 (1,540)	-0,013 (-1,867)	0,005
Precio de aceite	2,979* (3,401)	-0,010	0,004	-0,012	0,013	0,005	
% de perceptores	-3,654 (-1,865)	0,015 (1,56)	-0,001 (-0,06)	0,051* (5,73)	-0,016 (-1,23)	-0,046* (-4,21)	-0,003
% de niños	4,057 (1,307)	0,023 (1,600)	0,092* (3,99)	0,015 (1,10)	0,000* (-5,43)	-0,017 (-1,001)	-0,114
% de jóvenes	0,944 (0,415)	0,020 (1,86)	0,058* (3,45)	-0,012 (-1,20)	-0,059* (-4,14)	-0,014 (-1,13)	0,008
% de adultos	0,566 (0,348)	-0,001 (-0,16)	0,044* (3,85)	-0,017* (-2,502)	-0,028* (-2,92)	0,003 (0,30)	0,000
% de varones	4,964* (2,70)	0,010 (1,17)	0,027* (1,99)	-0,052* (-6,24)	-0,021 (-1,75)	0,019 (1,88)	0,016
Miembros del hogar	-0,617 (-1,44)	0,005* (2,66)	0,007* (2,35)	0,008* (4,26)	-0,005 (-1,72)	-0,010* (-4,39)	-0,006
Estudios Primarios ^(a)	-4,088* (-3,48)	-0,011 (-1,93)	-0,024* (-2,62)	0,044* (7,80)	0,012 (1,54)	-0,004 (-0,65)	-0,017
Estudios Medios ^(a)	-5,824* (-4,06)	-0,014 (-1,79)	-0,024* (-2,07)	0,051* (6,91)	0,020 (1,94)	-0,010 (-1,14)	-0,023
Estudios Superiores ^(a)	-6,900* (-3,87)	-0,055* (-5,56)	-0,010 (-0,65)	0,070* (7,27)	0,031* (2,33)	-0,004 (-0,33)	-0,032
Entre 10.000 y 50.000 ^(b) Habitantes	1,189 (0,96)	-0,008 (-1,500)	0,002 (0,26)	-0,012* (-2,38)	0,021* (2,85)	-0,002 (-0,37)	0,000
Entre 50.000 y 500.000 ^(b) Habitantes	-1,029 (-0,98)	-0,018* (-3,55)	-0,005 (-0,64)	0,011* (2,27)	0,013 (1,99)	0,004 (0,62)	-0,005
Más de 500.000 ^(b) Habitantes	-1,590 (-1,09)	-0,044* (-6,52)	-0,001 (-0,100)	0,020* (3,06)	0,036* (3,95)	0,008 (1,03)	-0,018
Calidad de la dieta		0,184* (6,08)	-0,306* (-6,76)	0,512* (17,65)	-0,009 (-0,23)	-0,206* (-5,89)	-0,175
Breusch-Pagan test ^(d)	2,43	2,82	2,06	3,76	3,03	3,72	
R ²	0,45	0,46	0,42	0,55	0,48	0,38	
Homogeneidad ^(e)		8,26					
Homogeneidad y simetría ^(f)		21,52					
Val. Propios matriz Slutsky		0	-0,013	-0,033	-0,106	-0,139	-0,220

(a) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios. Un asterisco indica significatividad al 5%; (b) Variable de referencia: familia cuyo cabeza de familia no posee ningún tipo de estudios; (c) Variable de referencia: familias que viven en los municipios más pequeños, con menos de 10.000 habitantes; (d) El punto crítico, al nivel de significación del 5%, se corresponde con una χ^2 ; (e) El punto crítico, al nivel de significación del 5%, se corresponde con una χ^2 (15) = 25.00.

CUADRO 4

Elasticidad de la calidad de la dieta con respecto a la renta y a los precios

Renta	-0,229*
Precio de cereales y patatas	-0,113*
Precio de carne	-0,038
Precio de lácteos	-0,101*
Precio de frutas y hortalizas	-0,012
Precio de pescado	0,053
Precio de aceite	0,064*

El Cuadro 5 recoge las elasticidades renta, las elasticidades marshallianas propio precio así como las elasticidades con respecto al índice de calidad de la dieta, calculadas para cada uno de los productos a partir de los valores medios de la muestra. A partir de las elasticidades renta obtenidas, se deduce que el pescado y el aceite pueden considerarse como bienes de primera necesidad dentro del conjunto de la alimentación; los cereales y patatas, por un lado, y las frutas y hortalizas, por otro, presentan variaciones proporcionales de su demanda ante una variación porcentual en el gasto total en alimentación; y, finalmente, la carne y los lácteos pueden considerarse como bienes de lujo, con relación al gasto total en alimentación, es decir, su consumo aumenta más que proporcionalmente ante un aumento porcentual en el mismo. Los resultados obtenidos son, en general, consistentes con los esperados para un modelo de este tipo. Quizás se hubiera esperado un mayor valor para la elasticidad renta del pescado, si bien este resultado puede explicarse teniendo en cuenta que en este grupo sólo se incluyen productos relativamente baratos tales como la merluza y la pescadilla fresca y congelada.

CUADRO 5

Elasticidades de la demanda con respecto a la renta, marshallianas con respecto a los propios precios y con respecto a la calidad de la dieta, calculadas en los valores medios ^(a)

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Renta	0,974* (21,33)	1,052* (23,90)	1,702* (33,75)	0,993* (20,79)	0,639* (10,62)	0,525* (8,17)
Propio precio	-0,761* (-26,30)	-0,656* (-18,25)	-1,473* (-34,31)	-0,739* (-13,38)	-0,184* (-3,45)	-0,064 (-0,96)
Calidad dieta	1,140* (6,01)	-1,250* (-6,76)	3,715* (17,65)	-0,046 (-0,23)	-1,484* (-5,89)	-1,545* (-5,53)

^(a) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios. Un asterisco indica que la respectiva elasticidad es significativa al nivel de significación del 5%.

Por otra parte, a partir de las elasticidades marshallianas con respecto a los precios propios se deduce que, a excepción de los productos lácteos, todas las demandas son inelásticas. En consecuencia, sólo la demanda de los productos lácteos reacciona más que proporcionalmente ante cambios en el precio del respectivo producto.

Las elasticidades de la demanda de los distintos productos con respecto al índice de calidad de la dieta, aspecto de mayor novedad en este trabajo, reflejan como un aumento (disminución) porcentual del índice de calidad de la dieta genera un aumento (disminución) de la cantidad consumida de cereales y patatas, y lácteos así como una disminución (aumento) de la cantidad de carne, pescado y aceite. Estos resultados coinciden con los esperados, dado que, por un lado, los cereales y las patatas permiten aumentar la ingestión de hidratos de carbono y fibra mientras que el aceite y la carne son importantes proveedores de lípidos. Finalmente, se observa que la demanda de frutas y hortalizas no se ve afectada significativamente por las variaciones del índice, resultado que se atribuye a la menor relevancia de éstas, en relación a los cereales y patatas, en cuanto al aporte de hidratos de carbono y fibra.

Finalmente, las elasticidades precio hicksianas, calculadas para los valores medios, se recogen en el Cuadro 6. A partir de ellas, se puede concluir acerca de dos únicas relaciones de complementariedad entre cereales y patatas y aceite, por un lado, y cereales y patatas y pescado, por el otro, siendo el resto de relaciones de tipo sustitutivo.

CUADRO 6
Elasticidades precio hicksianas, calculadas para los valores medios^(a)

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Cereales y patatas	-0,603* (-19,01)	0,090* (3,10)	0,487* (20,09)	0,148* (4,39)	-0,058* (-2,12)	-0,064* (-4,24)
Carne	0,059* (3,10)	-0,399* (-11,10)	0,231* (11,84)	0,066* (2,34)	0,026 (1,14)	0,017 (0,69)
Lácteos	0,570* (20,10)	0,410* (11,84)	-1,239* (-28,96)	0,334* (7,75)	0,010 (0,31)	-0,085* (-1,63)
Frutas y hortalizas	0,118* (4,39)	0,079* (2,34)	0,226* (7,75)	-0,537* (-10,16)	0,048 (1,54)	0,066* (3,10)
Pescado	-0,067* (-2,12)	0,046 (1,14)	0,010 (0,31)	0,070 (1,54)	-0,095 (-1,87)	0,036 (1,41)
Aceite	-0,091* (-4,24)	0,037 (0,69)	-0,104* (-1,63)	0,118* (3,10)	0,045 (1,41)	-0,005 (-0,08)

^(a) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios. Un asterisco indica que la respectiva elasticidad es significativa al nivel de significación del 5%.

Finalmente, tras evaluar los resultados del modelo estimado es conveniente cuestionarse en qué medida altera el modelo propuesto los resultados que se obtendrían con una especificación tradicional (en la que se considera que renta, precios y características sociodemográficas son los únicos determinantes de la demanda). La comparación más homogénea en este sentido viene por estimar el sistema elegido (GADS-CBS) con homogeneidad y simetría, sin considerar el índice de calidad de la dieta propuesto. En tal caso, los resultados que se obtienen se recogen en el Cuadro 7.

CUADRO 7

Elasticidades de la demanda con respecto a la renta, marshallianas con respecto a los propios precios y precio hicksianas, calculadas en los valores medios, en un modelo GADS-CBS sin índice de calidad de la dieta ^(a)

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Renta	0,771* (25,65)	1,251* (40,59)	1,035* (28,91)	1,017* (32,35)	0,921* (22,96)	0,809* (20,05)
Propio precio	-0,763* (-27,36)	-0,686* (-18,90)	-1,438* (-31,24)	-0,762* (-14,37)	-0,299* (-5,88)	-0,287* (-5,26)
Precio Hicksianas						
Cereales y patatas	-0,639* (-22,19)	0,104* (3,78)	0,356* (15,04)	0,197* (6,31)	0,019 (0,75)	-0,038* (-2,81)
Carne	0,069* (3,78)	-0,380* (-10,82)	0,155* (7,65)	0,051 (1,86)	0,028 (1,28)	0,077* (3,65)
Lácteos	0,418* (15,04)	0,275* (7,65)	-1,295* (-28,25)	0,416* (9,38)	0,121* (3,53)	0,065* (2,85)
Frutas y hortalizas	0,156* (6,31)	0,062 (1,86)	0,282* (9,38)	-0,554* (-10,59)	0,019 (0,63)	0,036 (1,80)
Pescado	0,022 (0,75)	0,050 (1,28)	0,120* (3,53)	0,028 (0,63)	-0,171* (-3,41)	0,050* (1,05)
Aceite	-0,054* (-2,81)	0,166* (3,65)	0,079* (2,85)	0,064 (1,80)	0,061* (1,05)	-0,195* (-3,62)

^(a) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios. Un asterisco indica que la respectiva elasticidad es significativa al nivel de significación del 5%.

De la comparación de las elasticidades obtenidas entre un modelo GADS-CBS que incorpora la variable índice de calidad de la dieta (Cuadros 5, 6) y el mismo modelo sin dicha variable (Cuadro 7) se deduce lo siguiente: i) las principales diferencias se aprecian en las elasticidades renta calculadas; y ii) cuando se introduce el índice de calidad de la dieta los productos «más sanos» aumentan su elasticidad renta (se acercan más a bienes de lujo o, si ya lo eran, lo son en mayor medida). Esto sucede con respecto a los cereales y las patatas, así como con respecto a los productos lácteos. El caso contrario se observa con respecto a los «menos sanos», el aceite y la carne.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado la demanda de alimentos en España teniendo en cuenta que, dada la mayor preocupación en la sociedad sobre la relación existente en-

tre salud y dieta, la función de utilidad de los consumidores depende, además de las cantidades de los distintos bienes, del nivel de salud que la alimentación realizada permite alcanzar. De esta forma, la función de demanda de los alimentos depende, además de la renta, los precios y las variables sociodemográficas, de los factores que intervienen en la «producción» de la salud y que hemos denominado «índice de calidad de la dieta». El resultado del problema de optimización ha conducido a la especificación y estimación conjunta de un sistema de ecuaciones con dos componentes, una ecuación referida al índice de calidad de la dieta y un sistema de demanda de alimentos. A este último componente (el sistema de demanda) se le ajustado una forma funcional a partir de un proceso de selección entre dos modelos suficientemente flexibles, el Rotterdam-CBS y el GADS-CBS.

Otro aspecto que podría confirmar el acierto de la «adaptación» propuesta para los tradicionales análisis de demanda de alimentos viene dado por el hecho de que el índice de calidad de la dieta ha resultado significativo.

La conclusión más general que puede obtenerse de este trabajo está en la línea de los trabajos existentes en la literatura que incorporan el nivel de información de los consumidores. En general, en dichos trabajos se obtiene que si se aumenta el nivel de información aumenta la valoración de los productos más sanos, lo cual se refleja en una mayor elasticidad renta o en una menor elasticidad precio propia de los mismos. En este sentido, en este trabajo se obtienen resultados en esa misma dirección, si bien se observan las mayores diferencias en relación a la elasticidad renta. En concreto, un aumento en el nivel del índice de calidad de la dieta conlleva un aumento en la valoración de los cereales y las patatas y una disminución en el grupo de aceites y carnes, principalmente. Estos resultados se explican por la propia construcción del índice, dado que las dos vías principales de aumentar su cuantía es aumentando el nivel de ingestión de hidratos de carbono y fibra, y disminuyendo la ingestión de lípidos.

A pesar de la potencial utilidad de la aproximación empírica adoptada en este trabajo, los resultados obtenidos deben interpretarse con cierta precaución teniendo en cuenta las limitaciones derivadas de la disponibilidad de información. Por una parte, estamos considerando únicamente información relativa al consumo dentro del hogar (la información existente en relación al gasto fuera del hogar se encuentra agregada bajo un único epígrafe y únicamente se refiere a gasto global efectuado). Por otra parte, sería posible completar el presente estudio si se pudiese disponer de información acerca de aspectos como el grado de conocimiento de los individuos sobre la relación existente entre el consumo de ciertos alimentos y el padecimiento de ciertas enfermedades, el contenido nutritivo de los alimentos, etc., así como variables referidas a otros hábitos saludables como la realización de ejercicio físico, la no ingestión de tabaco o alcohol, etc. En este sentido, sería deseable que las Administraciones Públicas en combinación con la Agencia Española de Seguridad Alimentaria coordinasen los esfuerzos para completar la información de las bases de datos disponibles con la que abordar de forma más rigurosa el análisis de cuestiones relacionadas con la seguridad alimentaria.

Bibliografía

- Andújar, M.M., Moreiras-Varela, O. y Gil, F. (1983). *Tablas de Composición de Alimentos*. Trabajo publicado por el Consejo Superior de Investigaciones Científicas (CSIC), Madrid.
- Angulo, A.M., Gil, J.M. y Gracia, A. (1997). «A test of differences in food demand among European consumers: a dynamic approach». En Wierenga, B., Van Tilburg, A., Grunert, K., Steenkamp, J.E. y Wedel, M. (Eds.): *Agricultural Marketing and Consumer Behavior in a Changing World*. Kluwer Academic Publishers, Netherlands: 275-294.
- Angulo, A.M. (1999). «Un nuevo enfoque sobre el análisis del consumo de alimentos en España: incidencia de los gastos nulos e impacto de la creciente preocupación por la salud». Tesis Doctoral de la Universidad de Zaragoza.
- Angulo, A.M., Gil, J.M. y Gracia, A. (2001). «Calorie intake and income elasticities in EU countries: a convergence analysis using cointegration». *Papers in Regional Science*, 80:165-187.
- Angulo, A.M. y Gil, J.M. (2006). «Incorporating nutrients into meat demand analysis using household budget data». *Agricultural Economics*, 35:131-144.
- Aznar, A. (1989). *Econometric Model Selection: A New Approach*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Barten, A.P. (1966). «Theorie en empirie van een volledig stelsel van vraagvergelijkingen». Tesis doctoral. University of Rotterdam.
- Barten, A.P. (1989). «Towards a levels version of the Rotterdam and related demand systems». En Cornet, B. y Tulkens, H. (Eds.): *Contributions to Operations Research and Economics: the Twentieth Anniversary of CORE*. Mass: MIT Press, Cambridge: 441-465.
- 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):499-517.
- Ben Kaabia, M., Gil, J.M. y Angulo, A.M. (2002). «Impacto del nivel de educación y de la preocupación por la salud sobre la demanda de carnes en España». *Estudios de Economía Aplicada*, 20(2):347-364.
- Bewley, R.A. (1986). *Allocation Models: Specification, Estimation and Application*. Ballinger, Cambridge.
- Bewley, R.A. y Young, T. (1987). «Applying Theil's multinomial extension of the linear logit model to meat expenditure data». *American Journal of Agricultural Economics*, 69:151-157.
- Breusch, T.S. y Pagan, A.R. (1979). «A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation». *Econometrica*, 47:1287-1294.
- Breusch, T.S. y Pagan, A.R. (1980). «The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics». *Review of Economics Studies*, 47:239-253.
- Brown, D. y Schrader, L.F. (1990). «Cholesterol information and shell eggs consumption». *American Journal of Agricultural Economics*, 72:548-555.
- Chung, C.F. y López, E. (1988). «A regional analysis of food consumption in Spain». *Economics Letters*, 26(3):209-13.
- Chung, C.F. (1994). «A cross-section demand analysis of Spanish provincial food consumption». *American Journal of Agricultural Economics*, 76:513-521.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980). «An almost ideal demand system». *The American Economic Review*, 70:312-326.
- Dhehibi, B. (2002). «Calidad Nutricional y demanda de alimentos en España. Un enfoque con datos de panel». Tesis Doctoral de la Universidad de Zaragoza.
- Dhehibi, B., Gil, J.M. y Angulo, A.M. (2007). «Nutrient effects in consumer demand systems: Evidence from panel data». *Acta Agriculturae Scandinavica C - Food Economics*, 4(2):89-102.
- Food Agriculture Organisation (FAO) (varios años). Rome.
- Gil, J.M., Gracia, A. y Pérez y Pérez, L. (1995). «Food consumption and economic development in the European Union». *European Review of Agricultural Economics*, 22(3):385-399.

- Gracia, A. y Albisu, L.M. (1998). «The demand for meat and fish in Spain: urban and rural areas». *Agricultural Economics*, 19(3):359-366.
- Gracia, A. y Albisu, L.M. (2001). «Food consumption in the European Union: Main determinants and country differences». *Agribusiness*, 17(4):469-488.
- Gracia, A., Gil, J.M. y Angulo, A.M. (1998). «Spanish food demand: A dynamic approach». *Applied Economics*, 30:1399-1405.
- Hausman, J.A. (1978). «Specification tests in econometrics». *Econometrica*, 46:1251-1271.
- Instituto Nacional de Estadística (Varios años). *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares*. Madrid.
- Keller, W.J. y Van Driel, J. (1985). «Differential consumer demand systems». *European Economic Review*, 27:375-390.
- Laajimi, A. y Albisu, L.M. (1995). «La demanda de productos alimenticios en España: una aplicación del modelo AIDS con efectos sociodemográficos». *Actas de la IX Reunión ASEPELT ESPAÑA*. Ministerio de Agricultura: 99-110.
- Laajimi, A. y Albisu, L.M. (1997). «La demande de viandes et de poissons en Espagne: Une analyse micro-economique». *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 0(42-43):71-91.
- López, E. (1986). «La estructura del consumo en España en 1981. Una aplicación del modelo lineal de gasto». *Cuadernos de Economía*, 39:86-106.
- Lorenzo, M.J. (1988). «Sistemas completos de demanda para la economía española». *Investigaciones Económicas*, XII:83-130.
- Manrique, J. y Jensen, H.H. (1997). «Spanish household demand for convenience meat products». *Agribusiness*, 13(6):579-586.
- Manrique, J. y Jensen, H.H. (1998). «Working women and expenditures on food away-from-home and at-home in Spain». *Journal of Agricultural Economics*, 49(3):321-333.
- Mataix, F.J. (2002). *Nutrición y Alimentación Humana*. Ergon, D.L., Majadahonda (Madrid).
- Molina, J.A. (1994). «Food demand in Spain: An application of the almost ideal system». *Journal of Agricultural Economics*, 45(2):252-258.
- Molto, M.L., Reig, E. y Uriel, E. (1990). «La demanda de productos alimenticios en la comunidad valenciana: un análisis de corte transversal». *Investigaciones Económicas 2ª Epoca*, XIV:149-164.
- Nayga, R.M. (2000). «Schooling, health knowledge and obesity». *Applied Economics*, 32:815-822.
- Pollack, R.A. y Wales, T.J. (1981). «Demographic variables in demand analysis». *Econometrica*, 49:1533-1558.
- Variyam, J., Blaylock, J., Smallwood, D. y Basiotis, P. (1998). «USDA's healthy eating index and nutrition information». Technical Bulletin Number 1866, United States Department of Agricultural (USDA).
- Theil, H. (1965). «The information approach to demand analysis». *Econometrica*, 33:67-87.
- Theil, H. (1969). «A multinomial extension of the linear logit model». *International Economic Review*, 10(3):251-259.

Anexo A

La versión en niveles del modelo Rotterdam se derivará partiendo del modelo doblemente logarítmico que, en el caso que nos ocupa, adopta la siguiente expresión:

$$\ln q_i = \alpha_i + \eta_i \ln m + \sum_{j=1}^n \mu_{ij} \ln p_j + \sigma_i \ln I \quad [\text{A.1}]$$

donde, η_i representa la elasticidad renta del bien i ; μ_{ij} , la elasticidad marshalliana del bien i con respecto al precio del bien j ; y σ_i , la elasticidad de la demanda del bien i con respecto a los inputs que afectan a la salud.

La ecuación [A.1] presenta dos importantes limitaciones: a) las elasticidades estimadas son constantes para toda la muestra, lo cual no es necesariamente cierto; y b) la restricción de agregación no se cumple. Para superar estas limitaciones se transforma dicha ecuación mediante las restricciones sobre las elasticidades de la demanda obtenidas a partir de la teoría económica. En concreto, se hace uso de la ecuación de Slutsky en forma de elasticidades:

$$\mu_{ij} = \varepsilon_{ij} - \eta_i w_j \quad [\text{A.2}]$$

donde, ε_{ij} representa las elasticidades hicksianas y w_j , la participación presupuestaria del bien j .

Sustituyendo de la expresión [A.1] por su valor despejado en [A.2] se obtiene:

$$\ln q_i = \alpha_i + \eta_i (\ln m - \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j) + \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij} \ln p_j + \sigma_i \ln I \quad [\text{A.3}]$$

Multiplicando ambas partes de dicha ecuación por w_i , se obtiene la siguiente expresión:

$$w_i \ln q_i = \alpha_i w_i + \theta_i \ln m - \theta_i \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [\text{A.4}]$$

donde, $\theta_i = w_i \eta_i = p_i \frac{q_i}{m} \cdot \frac{\partial q_i}{\partial m} \cdot \frac{m}{q_i} = \frac{\partial p_i q_i}{\partial m}$: participación presupuestaria marginal [A.5]

$$s_{ij} = w_i \varepsilon_{ij} \quad \text{coeficientes de Slutsky} \quad [\text{A.6}]$$

$$k_i = w_i \sigma_i \quad [\text{A.7}]$$

Sumando en i ambos lados de [A.4], se obtiene:

$$\ln Q = \sum_{i=1}^n \alpha_i w_i + \ln m - \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad [\text{A.8}]$$

donde, $\ln Q = \sum_{i=1}^n w_i \ln q_i$ es el denominado índice de cantidad de Stone [A.9]

Sustituyendo la ecuación [A.8] en [A.4] se obtiene finalmente la versión en niveles del modelo de Róterdam (Barten, 1989):

$$w_i \ln q_i = \alpha_{0i} + \theta_i \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad [\text{A.10}]$$

donde, $\alpha_{0i} = \alpha_i w_i - \theta_i \sum_{j=1}^n \alpha_j w_j$ con $\sum_{i=1}^n \alpha_{0i} = 0$ [A.11]

Anexo B

El modelo GADS (*Generalised Addilog Demand System*) o Sistema Aditivo logarítmico Generalizado fue propuesto por Bewley (1986) y Bewley y Young (1987) desarrollando el modelo Logit Multinomial propuesto por Theil (1969). A continuación, pasamos a desarrollar dicho modelo para la nueva función de demanda de alimentos obtenida en este trabajo [expresión 6].

Se parte de la siguiente expresión para la participación presupuestaria del bien i , (w_i):

$$w_i = \frac{e^{g(x, \beta_i)}}{\sum_{j=1}^n e^{g(x, \beta_j)}} \quad [\text{B.1}]$$

$$g(x, \beta_i) = \alpha_i + \beta_{i0} \ln m + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln p_j + \gamma_i \ln I$$

donde,

siendo x el vector de variables explicativas (renta, precios e inputs de salud); β_i , los parámetros a estimar; y n , el número de bienes.

A partir de este modelo, se pueden calcular las distintas elasticidades a partir de las siguientes expresiones:

- La elasticidad renta:
$$\eta_i = 1 + \beta_{i0} - \sum_{k=1}^n w_k \beta_{k0} \quad [\text{B.2}]$$

- Las elasticidades precio marshallianas:
$$\mu_{ij} = \beta_{ij} - \delta_{ij} - \sum_{k=1}^n w_k \beta_{kj} \quad [\text{B.3}]$$

siendo δ_{ij} la delta de Kronecker ($\delta_{ij} = 1$ si $i = j$; $\delta_{ij} = 0$ si $i \neq j$).

- Las elasticidades hicksianas:
$$\varepsilon_{ij} = \mu_{ij} + \eta_i w_j \quad [\text{B.4}]$$

- La elasticidad de los inputs:
$$\sigma_i = \gamma_i - \sum_{k=1}^n w_k \gamma_k \quad [\text{B.5}]$$

Para facilitar la estimación de los parámetros, la ecuación [B.1] se linealiza a partir de su transformación logarítmica:

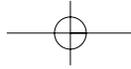
$$\ln w_i = \alpha_i + \beta_{i0} \ln m + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln p_j + \gamma_i \ln I - \ln \sum_{j=1}^n e^{g(x, \beta_j)} \quad [\text{B.6}]$$

Multiplicando ambas partes de la ecuación anterior por w_i y sumando en i se obtiene:

$$\sum_{i=1}^n w_i \ln w_i = \sum_{i=1}^n w_i \alpha_i + \sum_{i=1}^n w_i \beta_{i0} \ln m + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i \beta_{ij} \ln p_j + \sum_{i=1}^n w_i \gamma_i \ln I - \sum_{i=1}^n w_i \ln \sum_{j=1}^n e^{g(x, \beta_j)} \quad [\text{B.7}]$$

Sustrayendo [B.7] en la ecuación [B.6] y agregando términos se obtiene:

$$\ln \left(\frac{w_i}{W} \right) = a_i^+ + b_i^+ \ln m + \sum_{j=1}^n b_{ij} \ln p_j + c_i^+ \ln I \quad [\text{B.8}]$$



donde,

$$\ln W = \sum_{i=1}^n w_i \ln w_i \quad [\text{B.9}]$$

$$a_i^+ = \alpha_i - \sum_{j=1}^n w_j \alpha_j \quad [\text{B.10}]$$

$$b_i^+ = \beta_{i0} - \sum_{j=1}^n w_j \beta_{j0} = \eta_i - 1 \quad [\text{B.11}]$$

$$b_{ij} = \beta_{ij} - \sum_{k=1}^n w_k \beta_{kj} = \mu_{ij} + \delta_{ij} \quad [\text{B.12}]$$

$$c_i^+ = \gamma_i - \sum_{j=1}^n w_j \gamma_j = \sigma_i \quad [\text{B.13}]$$

