

# **UN NUEVO ENFOQUE PARA EL ANÁLISIS DE LA DEMANDA DE ALIMENTOS: UNA APLICACIÓN AL CASO ESPAÑOL**

**N. Mtimet**

Unidad de Economía Agraria  
Servicio de Investigación Agroalimentaria (DGA)  
E-mail: [nmtimet@aragob.es](mailto:nmtimet@aragob.es)

**A. M. Angulo**

Departamento de Análisis Económico  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de Zaragoza  
E-mail: [aangulo@posta.unizar.es](mailto:aangulo@posta.unizar.es)

**J. M. Gil**

Departamento de Ingeniería Agroalimentaria y Biotecnología (DEAB)  
Universidad Politécnica de Cataluña  
E-mail: [chema.gil@upc.es](mailto:chema.gil@upc.es)

## **Resumen**

En este trabajo se analiza la demanda de alimentos en España considerando la preocupación del consumidor actual por ingerir una dieta saludable. 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. A la función resultante se adapta una forma funcional que anida a otros dos modelos: el Rotterdam-CBS y el GADS-CBS. A partir del modelo seleccionado se calculan las elasticidades renta, precio y de calidad de la dieta.

*Palabras clave:* Demanda de alimentos, salud, calidad de la dieta, España.

## 1. Introducción

El análisis de la demanda de alimentos ha sido un tema que ha suscitado un considerable interés entre los economistas agrarios. En el caso de España, son numerosos los trabajos que han abordado este tema tanto utilizando datos de series temporales<sup>1</sup> como de corte transversal<sup>2</sup>.

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 sociedad actual, además de considerar los anteriores factores, habría que incluir aspectos como la preocupación existente entre los consumidores por ingerir una dieta de calidad que le permita mantener un estado de salud adecuado. Este nuevo comportamiento del consumidor se manifiesta claramente en una mayor sensibilización de la sociedad acerca de la relación existente entre una dieta inapropiada y el padecimiento de ciertas enfermedades, tan temidas actualmente, como el cáncer o las enfermedades cardiovasculares.

Ante el presente marco, en este trabajo se propone “adaptar” los tradicionales análisis de demanda. Para ello, se parte de un proceso de maximización de la utilidad que depende, además de los distintos bienes que consume, del nivel de salud que tales consumos permiten alcanzar. Como restricciones aparecen tanto la restricción económica propia del análisis de demanda tradicional como una restricción de tipo tecnológico que representa la función de producción de salud. El resultado es un sistema de demanda en el que se explica la demanda de los distintos tipos de alimentos en función de la renta, los precios y ciertas medidas que afectan al nivel de salud, entre las que destaca, la calidad de la dieta. Además, es conveniente añadir como variables explicativas el conjunto de variables sociodemográficas que influyen sobre la demanda de alimentos de manera más relevante. Esta clase de sistemas de demanda permite al investigador analizar la reacción del consumo de alimentos ante cambios en todas las variables explicativas incluidas en el análisis.

---

<sup>1</sup> Vease, por ejemplo, Molina (1994), Gracia et al. (1998), Angulo et al. (1997, 2001), entre otros.

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

Con este trabajo se pretende cubrir una “laguna” en la actual literatura sobre demanda de alimentos en España, dado que, hasta lo que nosotros conocemos, no existe ningún trabajo realizado en el ámbito de corte transversal que considere todos estos aspectos relevantes (factores socio-demográficos y relativos a la salud).

La estructura del trabajo es la siguiente. En primer lugar, se presenta la metodología que se propone en este trabajo. Seguidamente, tras presentar los datos utilizados, se muestran los principales resultados obtenidos. Por último, se presentan las principales conclusiones derivadas de este trabajo así como las posibles líneas de investigación futuras iniciadas en este trabajo.

## **2. Metodología**

### **2.1. Planteamiento teórico del problema**

Como ya se ha mencionado anteriormente, en este trabajo se pretende analizar la demanda de alimentos en España teniendo en cuenta la creciente preocupación de los consumidores por la salud a la hora de adquirir alimentos. En consecuencia, 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, se trata de maximizar 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, monotonicidad creciente, cuasiconcavidad estricta y diferenciabilidad.

El anterior 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:

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

siendo  $I$  el conjunto de inputs que afectan a la salud, entre los que se encuentran ciertas medidas de calidad de la dieta así como otra serie de inputs no relacionados con los alimentos tales como el ejercicio, el servicio médico, etc;  $F$  denota el vector de características del consumidor (por ejemplo, el nivel de educación) que permiten recoger el diferente grado de eficiencia de los distintos consumidores en la producción de salud; finalmente, con  $u$  se pretende recoger todos los determinantes no observables de la salud.

La segunda restricción a la que se enfrenta el presente problema de maximización viene dada por la tradicional restricción presupuestaria del consumidor, es decir:

$$m = \sum_{i=1}^n q_i p_i \quad (3)$$

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 vienen dados desde el exterior.

La maximización de la ecuación (1) sujeta a las restricciones de las ecuaciones (2) y (3) nos conduce a la siguiente función de demanda marshalliana de alimentos:

$$q_i = g_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n, I, F, u) \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

a partir de la cual se observa como las cantidades consumidas se expresan en función de los precios, la renta, la serie de inputs que afectan a la salud y las características individuales del consumidor.

Análogamente, se obtiene la función de demanda de salud que, en su forma reducida, adopta la siguiente expresión:

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

En consecuencia, el presente enfoque permite analizar tanto la demanda de bienes (de acuerdo con la expresión 4), como la demanda de salud (expresión 5). En este trabajo, nuestro principal interés se centra en la primera y, por tanto, la siguiente etapa consistirá en definir una forma funcional que permita explicar la función (4).

## 2.2. Forma Funcional

En la mayor parte de los estudios de demanda, la forma funcional se seleccionaba de forma arbitraria siendo los sistemas AIDS, Rotterdam y GADS a los que se ha prestado mayor atención. En este trabajo, presentamos una estrategia de selección de la forma funcional basada en la especificación de un modelo que anida dos de los modelos que acabamos de mencionar: Rotterdam y GADS. En este apartado describiremos ambos tipos de formas funcionales y, más concretamente, una versión modificada de ambas que nos permita definir un modelo envolvente a partir del cual definiremos un procedimiento de selección entre ambos.<sup>3</sup>

### 2.2.1. Los sistemas Rotterdam y Rotterdam-CBS

El modelo Rotterdam fue propuesto por primera vez por Theil (1965) y Barten (1966). Dado que en este trabajo utilizaremos datos de corte transversal procedentes de los hogares españoles, nos centraremos en la versión en niveles de dicho modelo. Para derivarlo, se parte del modelo doblemente logarítmico que, en el caso que nos ocupa, adopta la siguiente expresión:

$$\ln q_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{h}_i \ln m + \sum_{j=1}^n \mathbf{m}_j \ln p_j + \mathbf{s}_i \ln I \quad (6)$$

donde,  $\mathbf{h}_i$  representa la elasticidad renta del bien  $i$ ;  $\mathbf{m}_j$ , la elasticidad marshalliana del bien  $i$  con respecto al precio del bien  $j$ ; y  $\mathbf{s}_i$ , la elasticidad de la demanda del bien  $i$  con respecto a los inputs que afectan a la salud.

La ecuación (6) 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 lo que se va a hacer es transformar 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:

---

<sup>3</sup> 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 este apartado a los diferentes modelos.

$$\mathbf{m}_j = \mathbf{e}_{ij} - \mathbf{h}_j w_j \quad (7)$$

donde,  $\mathbf{e}_{ij}$ , representa las elasticidades hicksianas y  $w_j$ , la participación presupuestaria del bien  $j$ .

Sustituyendo  $\mathbf{m}_j$  de la expresión (6) por su valor despejado en (7) se obtiene:

$$\ln q_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{h}_i (\ln m - \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j) + \sum_{j=1}^n \mathbf{e}_{ij} \ln p_j + \mathbf{s}_i \ln I \quad (8)$$

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

$$w_i \ln q_i = \mathbf{a}_i w_i + \mathbf{q}_i \ln m - \mathbf{q}_i \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad (9)$$

donde,  $\mathbf{q}_i = w_i \mathbf{h}_i = p_i \frac{q_i}{m} \cdot \frac{\partial q_i}{\partial m} \cdot \frac{m}{q_i} = \frac{\partial p_i q_i}{\partial m}$ : participación presupuestaria marginal (10)

$$s_{ij} = w_i \mathbf{e}_{ij} : \text{coeficientes de Slutsky} \quad (11)$$

$$k_i = w_i \mathbf{s}_i \quad (12)$$

Sumando en  $i$  ambos lados de (9), se obtiene:

$$\ln Q = \sum_{i=1}^n \mathbf{a}_i w_i + \ln m - \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad (13)$$

donde,  $\ln Q = \sum_{i=1}^n w_i \ln q_i$  es el denominado índice de cantidad de Stone (14)

Sustituyendo la ecuación (13) en (9) se obtiene finalmente la versión en niveles del modelo Rotterdam (Barten, 1989):

$$w_i \ln q_i = \mathbf{a}_{0i} + \mathbf{q}_i \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad (15)$$

donde,  $\mathbf{a}_{0i} = \mathbf{a}_i w_i - \mathbf{q}_i \sum_{j=1}^n \mathbf{a}_j w_j$  con  $\sum_{i=1}^n \mathbf{a}_{0i} = 0$  (16)

Como se deduce de la expresión (15), las participaciones presupuestarias marginales  $q_i$  y los coeficientes de Slutsky  $s_{ij}$  se asumen como 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  $q_i$  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:

$$w_i = \mathbf{a}_i + b_i \ln m \quad (17)$$

Multiplicando las dos partes de (17) por  $m$  y diferenciando con respecto a  $m$  se obtiene la siguiente expresión:

$$\frac{\partial(p_i q_i)}{\partial m} = \mathbf{a}_i + b_i (1 + \ln m) = w_i + b_i \quad (18)$$

y dado que  $\frac{\partial(p_i q_i)}{\partial m} = q_i$ :  $q_i = w_i + b_i$  (19)

donde  $b_i$  se asume como constante y  $q_i$  varía con  $w_i$ .

Sustituyendo  $q_i$  en la ecuación (15) por la expresión anterior, se consigue eliminar la restricción que limitaba el modelo Rotterdam, obteniendo el denominado modelo Rotterdam-CBS (Keller y van Driel, 1985):

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = \mathbf{a}_{0i} + b_i \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad (20)$$

### 2.2.2. Los modelos GADS y GADS-CBS

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 obtenida en este trabajo (expresión 4).

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

$$w_i = \frac{e^{g(x, \mathbf{b}_i)}}{\sum_{j=1}^n e^{g(x, \mathbf{b}_j)}} \quad i = 1, \dots, n \quad (21)$$

donde, 
$$g(x, \mathbf{b}_i) = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_{i0} \ln m + \sum_{j=1}^n \mathbf{b}_{ij} \ln p_j + \mathbf{g}_i \ln I \quad (22)$$

siendo  $x$  el vector de variables explicativas (renta, precios e inputs de salud);  $\mathbf{b}_i$ , 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: 
$$\mathbf{h}_i = 1 + \mathbf{b}_{i0} - \sum_{k=1}^n w_k \mathbf{b}_{k0} \quad (23)$$

- Las elasticidades precio marshallianas: 
$$\mathbf{m}_{ij} = \mathbf{b}_{ij} - \mathbf{d}_{ij} - \sum_{k=1}^n w_k \mathbf{b}_{kj} \quad (24)$$

siendo  $\mathbf{d}_{ij}$ : es la delta de Kronecker ( $\mathbf{d}_{ij} = 1$  si  $i = j$ ;  $\mathbf{d}_{ij} = 0$  si  $i \neq j$ )

- Las elasticidades hicksianas: 
$$\mathbf{e}_{ij} = \mathbf{m}_{ij} + \mathbf{h}_i w_j \quad (25)$$

- Y, finalmente, la elasticidad de los inputs: 
$$\mathbf{s}_i = \mathbf{g}_i - \sum_{k=1}^n w_k \mathbf{g}_k \quad (26)$$

Para facilitar la estimación de los parámetros, la ecuación (21) se linealiza a partir de su transformación logarítmica:

$$\ln w_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_{i0} \ln m + \sum_{j=1}^n \mathbf{b}_{ij} \ln p_j + \mathbf{g}_i \ln I - \ln \sum_{j=1}^n e^{g(x, \mathbf{b}_j)} \quad (27)$$

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

$$\sum_{i=1}^n w_i \ln w_i = \sum_{i=1}^n w_i \mathbf{a}_i + \sum_{i=1}^n w_i \mathbf{b}_{i0} \ln m + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i \mathbf{b}_{ij} \ln p_j + \sum_{i=1}^n w_i \mathbf{g}_i \ln I - \sum_{i=1}^n w_i \ln \sum_{j=1}^n e^{g(x, \mathbf{b}_j)} \quad (28)$$



Sustrayendo (28) en la ecuación (27) y agregando términos se obtiene:

$$\ln\left(\frac{w_i}{W}\right) = a_i^+ + b_i^+ \ln m + \sum_{j=1}^n b_{ij} \ln p_j + c_i^+ \ln I \quad (29)$$

donde, 
$$\ln W = \sum_{i=1}^n w_i \ln w_i \quad (30)$$

$$a_i^+ = \mathbf{a}_i - \sum_{j=1}^n w_j \mathbf{a}_j \quad (31)$$

$$b_i^+ = \mathbf{b}_{i0} - \sum_{j=1}^n w_j \mathbf{b}_{j0} = \mathbf{h}_i - 1 \quad (32)$$

$$b_{ij} = \mathbf{b}_{ij} - \sum_{k=1}^n w_k \mathbf{b}_{kj} = \mathbf{m}_j + \mathbf{d}_{ij} \quad (33)$$

$$c_i^+ = \mathbf{g}_i - \sum_{j=1}^n w_j \mathbf{g}_j = \mathbf{s}_i \quad (34)$$

Asimismo, se puede obtener una nueva versión del modelo (29) en términos de elasticidades, lo que facilita enormemente 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 (29), obteniendo:

$$\ln\left(\frac{q_i}{W}\right) = a_i^+ + \mathbf{h}_i \ln m + \sum_{j=1}^n \mathbf{m}_j \ln p_j + \mathbf{s}_i \ln I \quad (35)$$

Si se desea contrastar las restricciones generales de la demanda (homogeneidad, simetría y negatividad) se necesitan transformaciones adicionales. Multiplicando (35) por  $w_i$  y agregando términos, se obtiene:

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{W}\right) = a_i + \mathbf{q}_i \ln\left(\frac{m}{P}\right) + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad (36)$$

donde, 
$$a_i = w_i a_i^+ \quad (37)$$

$$\mathbf{q}_i = w_i \mathbf{h}_i \quad (38)$$

$$s_{ij} = w_i \mathbf{m}_{ij} + w_i w_j \mathbf{h}_i = w_i \mathbf{e}_{ij} \quad (39)$$

$$k_i = w_i \mathbf{s}_i \quad (40)$$

$$\ln P = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad \text{índice de precio de Stone} \quad (41)$$

La ecuación (36) 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  $\mathbf{q}_i = w_i + b_i$  en (36) y, sabiendo que  $\ln Q = \ln m - \ln P + \ln W$ , se obtiene el modelo denominado GADS-CBS:

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = a_i + b_i \ln\left(\frac{m}{P}\right) + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad (42)$$

### 2.2.3. El modelo envolvente

Los modelos Rotterdam-CBS (expresión 20) y GADS-CBS (expresión 42) sólo se diferencian en el término de renta situado en la parte derecha de las dos ecuaciones. En consecuencia, la selección entre ellos se puede realizar utilizando el contraste desarrollado por Mackinnon (1992) para modelos no anidados consistente en definir un modelo envolvente o híbrido, que anida a los modelos objeto de estudio, que puede representarse como:

$$y_i = (1 - \mathbf{d}) \mathbf{b}_i x_i + \mathbf{d}(\mathbf{g}_i z_i) \quad (43)$$

Siendo,  $\mathbf{b}_i x_i$ : la parte derecha de la ecuación del modelo Rotterdam-CBS

$\mathbf{g}_i z_i$ : la parte derecha de la ecuación del modelo GADS-CBS

y donde  $\mathbf{d}$  es un parámetro de control introducido para contrastar ambos modelos. La ecuación (43) se transforma en el modelo Rotterdam-CBS cuando  $\mathbf{d} = 0$  mientras que

se transforma en el modelo GADS-CBS cuando  $\mathbf{d} = 1$ . Cuando  $\mathbf{d}$  no está restringida, la ecuación (43) se comporta como un modelo híbrido.

A partir de la sustitución de  $\mathbf{b}_i x_i$  y  $\mathbf{g}_i z_i$ , por sus respectivas expresiones se obtiene el correspondiente modelo envolvente:

$$w_i \ln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = \mathbf{I}_i + b_i \left(\ln\left(\frac{m}{P}\right)\right) + (1 - \mathbf{d}) \ln W + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + k_i \ln I \quad (44)$$

$$\text{donde, } \mathbf{I}_i = (1 - \mathbf{d})\mathbf{a}_{0i} + \mathbf{d}\mathbf{a}_i \quad (45)$$

#### 2.2.4. Consideración de las características socio-demográficas

En los apartados precedentes, se han desarrollado las formas funcionales correspondientes considerando únicamente el efecto de los precios de los diferentes bienes, la renta y los inputs de la variable salud. No obstante, tal y como se mencionó con anterioridad, es necesario añadir ciertas variables sociodemográficas. Para ello, en este trabajo se ha optado por el método de translación propuesto por Pollak y Wales (1981) consistente en introducir las variables relevantes a través del término independiente. Es decir, consiste en sustituir los respectivos términos independientes de las expresiones (20), (42) y (44) de los modelos Rotterdam-CBS, GADS-CBS y envolvente, respectivamente, por las siguientes expresiones:

$$\text{Modelo Rotterdam-CBS: } \mathbf{a}_{0i} = \mathbf{c}_{0i} + \sum_{k=1}^m \mathbf{c}_{ik} d_{ik} \quad (46)$$

$$\text{Modelo GADS-CBS: } a_i = \mathbf{c}_{0i} + \sum_{k=1}^m \mathbf{c}_{ik} d_{ik} \quad (47)$$

$$\text{Modelo envolvente: } \mathbf{I}_i = \mathbf{c}_{0i} + \sum_{k=1}^m \mathbf{c}_{ik} d_{ik} \quad (48)$$

siendo,  $d_k$  el vector de las variables socio-demográficas.

### 2.2.5. Cálculo de elasticidades

A partir de los parámetros estimados en los diferentes tipos de modelos, y tal como se deduce de las expresiones obtenidas, el cálculo de las distintas elasticidades se llevará a cabo a partir de las siguientes expresiones comunes:

- Elasticidad renta:  $\mathbf{h}_i = 1 + \frac{b_i}{w_i}$  (49)

- Elasticidades hicksianas:  $\mathbf{e}_{ij} = \frac{s_{ij}}{w_i}$  (50)

- Elasticidades marshallianas:  $\mathbf{m}_j = \mathbf{e}_{ij} - w_j \mathbf{h}_i$  (51)

- Elasticidad del índice:  $\mathbf{s}_i = \frac{k_i}{w_i}$  (52)

### 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 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 las siguientes familias: 1) aquellas que presentan gastos nulos en todos los grupos de productos, o en todos menos en uno; y 2) aquellas que presentan un porcentaje de gasto en alimentación menor al 2% con respecto al total de su gasto. De esta forma, la muestra final disponible queda constituida por un total de 1.657 hogares.

#### **4. Estimación y resultados**

Una vez presentado el objetivo del trabajo así como la metodología y los datos a utilizar en el mismo, en este apartado se describirá cómo se ha llevado 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 han sido las siguientes. Como variables dependientes, se ha utilizado las relativas a los grupos de alimentos considerados. En relación con las variables explicativas renta y precio, es necesario mencionar que 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, ahora, nos encontramos en una segunda etapa en la que se distribuye dicho gasto total entre los distintos alimentos<sup>4</sup>. 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 componen el sistema. Para concluir con las variables tradicionales, mencionar que como variables socio-demográficas sólo se incluirán en el análisis aquellas variables que influyan de forma significativa en la demanda de los diversos productos.

---

<sup>4</sup> 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.

Como se comentó en la introducción, el aspecto más novedoso de este trabajo es la incorporación de la variable salud. Veamos cómo se ha considerado dicha variable. Como se observa en (4) dicha variable entra a formar parte de las ecuaciones de demanda a partir de los inputs que le afectan. Entre ellos, y dado que la fuente de información utilizada no recoge información sobre el conjunto de factores independientes de la alimentación tales como el ejercicio físico, el servicio médico, etc., se ha optado por considerar exclusivamente los inputs relacionados con la alimentación, es decir, ciertas medidas de calidad de la dieta.

Ahora bien, ¿qué entendemos por calidad de la dieta?. En términos generales, puede decirse que una dieta será de calidad si contribuye a fortalecer el estado de salud del consumidor que la sigue. Esta cuestión es difícil de cuantificar y, por tanto, se ha tratado de aproximar mediante el grado en que la ingestión de nutrientes de los consumidores se ajusta a las recomendaciones dietéticas de los especialistas en nutrición. Entre todo el conjunto de nutrientes nos hemos centrado en los hidratos de carbono, los lípidos, las proteínas, la fibra y el colesterol, ya que son los nutrientes más relevantes y en los que existe un mayor desfase con respecto a las cantidades recomendadas.

La valoración de hidratos de carbono, lípidos y proteínas es relativa. La ingesta de los mismos se transforma a energía y su suma representa la ingestión total de energía. Posteriormente, se valora el porcentaje que sobre tal energía 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 25% y un 30%; 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, se aconseja que la ingestión mínima de fibra sea de 22 gramos y que la ingestión de colesterol no supere los 300 miligramos diarios.

A partir de esta información, la construcción de la variable objetivo  $I$ , se ha llevado a cabo mediante la asignación de puntos a cada uno de los hogares de la muestra. Si un hogar se encuentra en los niveles óptimos en los cinco tipos de nutrientes recibirá un total de 100 puntos (20 puntos por cada uno de los conceptos). Si existiera en la muestra algún hogar que presentara los niveles más alejados a los óptimos obtendría una

puntuación mínima de cero puntos. Por último, las puntuaciones intermedias se obtienen aplicando factores de proporcionalidad. De esta forma, se obtiene la variable objetivo que constituye una valoración de la dieta de los hogares incluidos en la muestra.

Veamos a continuación, de forma detallada, la asignación concreta de puntos llevada a cabo para cada uno de los conceptos cuya suma constituye la variable índice de calidad de la dieta. Con respecto a las asignaciones de puntos por la ingestión de hidratos de carbono, lípidos y proteínas, se han tenido en cuenta los porcentajes de energía proporcionados por dichos nutrientes en la muestra. Concretamente, se ha observado que los porcentajes de hidratos de carbono tienden a ser inferiores a los máximos recomendados, mientras que los de lípidos y proteínas tienden a superar el umbral máximo recomendado. En consecuencia, en relación a la ingestión de hidratos, se asigna 20 puntos a las familias que presentan, en términos per cápita, porcentajes iguales o superiores al 50%; cero puntos, a las que presentan porcentajes iguales al 15% (porcentaje mínimo encontrado en la muestra); y, los porcentajes intermedios, se puntúan proporcionalmente. En cuanto al reparto de puntuación referente a los lípidos, se asigna la máxima puntuación, 20 puntos, si el porcentaje sobre el total de energía, en términos per-cápita, es igual o inferior al 30%; cero puntos, a los porcentajes iguales al 80% (porcentaje máximo encontrado en la muestra); finalmente, los valores comprendidos entre ambos límites se puntúan de forma proporcional. Por último y, de forma análoga, si el porcentaje de energía aportado por las proteínas es igual o inferior al 15%, se asignan 20 puntos. Por un porcentaje igual al 25% (porcentaje máximo encontrado en la muestra), cero puntos. Para valores comprendidos entre 15 y 25%, 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 igual o superior a 22 gramos; cero puntos, por una ingestión igual a 2 gramos/día (porcentaje mínimo encontrado en la muestra); y, las ingestiones entre dichos valores (2 y 22 gramos) se puntúan de forma proporcional.

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 igual a 1.300 miligramos/día (máximo valor encontrado en la muestra); y finalmente, se asigna una puntuación proporcional a los valores comprendidos entre 300 y 1300.

Como ya hemos mencionado, el denominado índice de calidad de la dieta 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.

El valor medio obtenido para dicho índice así como los obtenidos según las variables socio-demográficas más destacadas se recogen en el cuadro 1. Como se puede apreciar, el valor medio del índice de calidad de la dieta es relativamente elevado, 76,7 puntos sobre una puntuación total de 100. En consecuencia, puede decirse que, en media, el consumidor español goza de una calidad de dieta bastante satisfactoria. No obstante, se aprecian ciertas diferencias entre los distintos tipos de hogares. En relación con la variable tamaño del municipio, puede observarse como las familias que viven en los municipios relativamente pequeños presentan un índice de salud considerablemente más alto que las familias que viven en ciudades más grandes.

En lo que respecta al efecto del nivel de educación del sustentador principal, se aprecia una relación inversamente proporcional entre el índice de calidad de la dieta y el nivel de estudios. Es decir, conforme aumenta el nivel de educación del sustentador, disminuye el índice de calidad de la dieta. El análisis de la variación del índice de calidad de la dieta según el tipo de hogar muestra como el peor comportamiento es el relativo a aquellas parejas con un sólo hijo (75,6%, valor inferior a la media). El resto de magnitudes se sitúan en torno a la media o la superan, siendo las familias numerosas (parejas con 3 y más hijos) las que presentan el mejor comportamiento.

En relación con la edad del sustentador principal, se puede hablar de un punto de inflexión hacia los 45 años de edad. Las familias sustentadas por personas de edad inferior a 45 años presentan un valor del índice ligeramente inferior a la media, mientras que las sustentadas por personas que superan dicha edad presentan un índice ligeramente superior a la media. En consecuencia, podemos concluir que las personas de mayor edad tienden hacia dietas de mayor calidad. En relación al sexo del sustentador principal, puede apreciarse como el sustentador varón tiene un índice de calidad ligeramente superior al de la mujer, si bien, la diferencia no es muy elevada (76,8, del varón, frente a 76,2, de la mujer).



Cuadro 1. Variación del índice de calidad de la dieta según las variables sociodemográficas

		Índice de calidad de la dieta, <i>I</i>
Media		76,7
Tamaño del Municipio (habitantes)	Hasta 10.000	77,9
	10.001 ≤ Tamaño ≤ 50.000	78,0
	50.001 ≤ Tamaño ≤ 500.000	75,7
	500.000 < Tamaño	74,7
Nivel de Estudios del sustentador	Sin estudios	80,6
	Estudios primarios	76,3
	Estudios medios	75,1
	Estudios superiores	73,1
Tipo del hogar	Persona sola < 65 años	77,7
	Persona sola ≥ 65 años	77,8
	Pareja sin hijos	76,7
	Pareja con 1 hijo	75,6
	Pareja con dos hijos	76,9
	Pareja con tres y más hijos	80,3
	Adulto con hijo (s)	77,0
	Otro tipo de hogar	76,5
Edad del sustentador	Hasta 25 años	76,2
	Entre 26 y 45 años	75,9
	Entre 46 y 65 años	77,1
	Más de 65 años	77,2
Sexo del sustentador	Hombre	76,8
	Mujer	76,2
Tamaño del hogar	Una persona	77,7
	Dos personas	76,6
	Tres personas	76,4
	Cuatro personas	76,1
	Cinco personas	77,3
	Más de cinco personas	78,4

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

Finalmente, en relación a los valores del índice de calidad según el tamaño del hogar, podemos destacar que los índices más elevados se corresponden con los grupos extremos: los hogares formados por una sola persona y las familias numerosas (más de cinco personas). En definitiva, de los datos anteriores podemos concluir que la mayor variabilidad del índice de calidad calculado se obtiene con respecto a las variables tamaño del municipio y nivel de estudios del sustentador principal.

#### 4.2. Elección de la forma funcional

Una vez decidido las variables a utilizar en este trabajo, el siguiente objetivo paso en este trabajo consiste en elegir la forma funcional (modelo Róterdam-CBS, modelo GADS-CBS o modelo envolvente) que mejor se adapte a la muestra de datos

disponible. Para ello, la estrategia a seguir es la siguiente. Comenzaremos con la especificación y estimación del modelo más general, el modelo envolvente. A continuación, llevaremos a cabo una serie de contrastes sobre dicho modelo que nos permitan detectar la existencia de algún problema de especificación en el mismo. En concreto, valoraremos la posible presencia de heteroscedasticidad, teniendo en cuenta el carácter transversal de los datos utilizados en este trabajo. Además, podría cuestionarse el carácter exógeno de la variable índice de calidad de la dieta. La siguiente etapa del proceso dependerá de los resultados obtenidos a partir de los anteriores contrastes. En el caso de que se haya detectado algún problema, el paso siguiente será proceder a la búsqueda de las soluciones necesarias. Si, por el contrario, no hay indicios de una mala especificación en el modelo envolvente, el siguiente paso será llevar a cabo los oportunos contrastes que nos permitan seleccionar entre los modelos formulados. Es decir, contrastar si, a partir del modelo envolvente, los otros dos modelos (Róterdam-CBS y GADS-CBS) son o no rechazados por los datos.

Teniendo en cuenta lo que acabamos de mencionar, partiremos de la especificación del modelo envolvente, en el que se han impuesto las condiciones de homogeneidad y simetría, y en el que se han incluido las siguientes variables sociodemográficas: el porcentaje de perceptores de ingresos en el hogar; composición del hogar, en términos de edad y sexo; número de miembros del hogar; nivel de estudios del sustentador principal; y, por último, tamaño del municipio de residencia. Además, teniendo en cuenta los resultados analizados en el apartado anterior en relación al índice de calidad de la dieta, se ha decidido incorporar los términos de interacción entre las variables relativas al nivel de educación del sustentador principal y el índice de calidad, por un lado, y el tamaño del municipio de residencia y el índice de calidad, por el otro.

Tal y como se indicó anteriormente, a continuación, se procede a validar el modelo envolvente formulado a partir de los contrastes de homocedastidad, exogeneidad de la variable índice de calidad de la dieta y ciertos contrastes de significatividad. Con respecto al primero, se ha utilizado el contraste de Breusch y Pagan (1980), suponiendo que la variable renta es la posible generadora del problema. Los resultados obtenidos han sido los siguientes: cereales y patatas, 2,82; carne, 2,06; lácteos, 3,76; frutas y hortalizas, 25,29; pescado, 5,16; y aceite, 2,30. Teniendo en cuenta que el valor crítico de una  $\chi^2$  (1) es igual a 3,84, al nivel de significación del 5% y, de 6,63, al nivel del 1%, se puede concluir que,

de las seis ecuaciones estimadas, sólo en una de ellas (la correspondiente a frutas y hortalizas) se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. En el resto, dicha hipótesis no resulta rechazada, al menos al nivel del 1% .

Teniendo en cuenta que una de las desventajas del sistema de demanda es que todas las ecuaciones del sistema deben tener una especificación análoga, hemos optado por considerar que el sistema no presenta problemas de heteroscedasticidad. No obstante, con objeto de que no se invalide la formulación de los distintos contrastes de hipótesis, se ha procedido al cálculo de los t-ratios robustos propuestos por White, para el caso de la ecuación correspondiente a frutas y hortalizas.

A continuación se procede a contrastar si la variable índice de salud puede realmente considerarse como una variable exógena, utilizando a tal fin el contraste de exogeneidad de Hausman (1978). Para el cálculo de este estadístico se precisan dos tipos de estimadores del vector de parámetros de posición del modelo, que denominaremos  $\hat{v}_0$  y  $\hat{v}_1$ , tales que si, por ejemplo,  $\hat{v}_0$  es consistente y eficiente bajo la hipótesis nula ( $H_0$ ), pero inconsistente bajo la hipótesis alternativa ( $H_1$ ),  $\hat{v}_1$  deberá ser consistente bajo  $H_0$  y  $H_1$ , pero no eficiente bajo  $H_0$ . A partir de dichas estimaciones se construye el estadístico de Hausman como:

$$H = (\hat{v}_1 - \hat{v}_0)' [\hat{V}(\hat{v}_1) - \hat{V}(\hat{v}_0)]^{-1} (\hat{v}_1 - \hat{v}_0) \quad (53)$$

que se distribuye según una  $\chi^2$  con tantos grados de libertad como número de variables explicativas tenga el modelo.

Un estimador que cumple las propiedades requeridas por  $\hat{v}_0$  es el estimador de máxima verosimilitud. El estimador que satisface los requisitos para  $\hat{v}_1$  es el estimador por variables instrumentales (en el caso de que exista un único instrumento para la variable cuestionada) o el estimador en tres etapas (en el caso de que se pudieran utilizar varias variables instrumentales). En cualquier caso, los instrumentos empleados para el cálculo de  $\hat{v}_1$  deberán cumplir dos condiciones: por un lado, deberán estar fuertemente correlacionados con la variable respectiva a la que instrumentan y, por otro, deberán estar incorrelados con la perturbación aleatoria.

En el caso que nos ocupa, no es posible determinar un instrumento único para la variable índice y, por lo tanto, se utilizará la estimación por mínimos cuadrados en tres etapas. Para ello, se estima una regresión que relaciona la variable índice con las variables relativas al gasto, composición del hogar en relación a la edad del sustentador principal y la de sus miembros, sexo y nivel de educación del sustentador principal y tamaño de municipio de residencia. A continuación, se obtiene la estimación por mínimos cuadrados en tres etapas, la cual 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, a partir de la comparación entre los resultados de la estimación por mínimos cuadrados en tres etapas y la de máxima verosimilitud se calcula el estadístico objetivo a partir de la expresión (53). Los resultados obtenidos en este contraste han sido los siguientes: cereales y patatas, 2,41; carne, 4,60; lácteos, 4,99; frutas y hortalizas, 5,13; pescado, 1,86; y aceite, 2,33. En consecuencia, dado que en todos los casos se obtienen valores del estadístico inferiores al punto crítico,  $\chi^2(28)=41,34$ , al nivel de significación del 5%, no es posible rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la variable índice incluida y, los resultados obtenidos a partir de la estimación máximo verosímil son perfectamente válidos.

Tras comprobar la correcta especificación del modelo envolvente a partir de los contrastes de homocedasticidad y de exogeneidad, la siguiente etapa consiste en llevar a cabo ciertos contrastes de significatividad conjunta de las variables explicativas incluidas en el modelo. Dichos contrastes se han llevado a cabo a través del cálculo de diversos estadísticos de la razón de verosimilitud. A partir de los contrastes realizados, se ha obtenido evidencia a favor de un modelo en el que no debe incorporarse ni la variable relativa al porcentaje de perceptores de ingresos en el hogar ni las variables relativas al nivel de educación cuando afectan al valor medio de la demanda (es decir, el efecto de la educación sólo debe incorporarse como término de interacción con el índice de calidad de la dieta)<sup>5</sup>. En consecuencia, el modelo finalmente especificado viene dado por la siguiente expresión:

---

<sup>5</sup> Los resultados de los contrastes están a disposición de los lectores interesados.

$$\begin{aligned}
w_i \ln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = & \mathbf{c}_{0i} + b_i \left(\ln\left(\frac{m}{P}\right)\right) + (1 - \mathbf{d}) \ln W + \sum_{j=1}^n s_{ij} \ln p_j + \mathbf{f}_i G + \mathbf{w}_i H + \mathbf{z}_i J + \mathbf{n}_i L \\
& + \mathbf{v}_i M + \sum_{s=1}^3 \mathbf{r}_{is} R_s + k_i \ln I + \sum_{r=1}^3 \mathbf{x}_{ir} N_r L n I + \sum_{s=1}^3 \mathbf{c}_{is} R_s L n I
\end{aligned}
\tag{54}$$

donde  $G$  es el porcentaje de niños en el hogar;  $H$ , el porcentaje de jóvenes;  $J$ , el porcentaje de adultos;  $L$ , el porcentaje de varones;  $M$ , el número de miembros;  $N_r$ , variable ficticia que toma el valor 1 si el sustentador principal dispone del nivel de estudios  $r$  y 0 para el resto ( $r =$  primarios, medios y superiores)<sup>6</sup>;  $R_s$ : 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)<sup>7</sup>.

Una vez determinada la especificación apropiada para el modelo más general o modelo envolvente, el siguiente paso consiste en decidir si dicho modelo es el apropiado o, por el contrario, alguno de los dos modelos anidados en él (Rotterdam-CBS o GADS-CBS) resultan preferidos. Para ello, se llevan a cabo dos tipos de contrastes sobre el parámetro de control  $\delta$ , a partir del contraste 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 3,72 y 28,58, respectivamente. En consecuencia, se obtiene evidencia empírica a favor del modelo Rotterdam-CBS, al nivel de significación del 5% (punto crítico igual a a  $\chi^2(1) = 3,84$ ).

### 4.3 Resultados obtenidos

Por último, tras seleccionar el modelo más adecuado para explicar los datos objeto de estudio, pasamos a referirnos a los resultados derivados a partir del mismo. Como en todos

<sup>6</sup> La variable de referencia está constituida por aquellas familias cuyo sustentador principal no posee ningún tipo de estudio.

<sup>7</sup> La variable de referencia está constituida por aquellas familias que viven en los municipios más pequeños, de hasta 10.000 habitantes.

los análisis de demanda, lo más relevante es analizar los distintos tipos de elasticidades calculadas a partir de la estimación del modelo seleccionado que, en este caso, son, además de las tradicionales elasticidades renta y precio (marshallianas y hicksianas), las elasticidades con respecto a la variable índice de calidad de la dieta.

El cuadro 2 recoge las elasticidades renta y marshallianas propio precio calculadas para cada uno de los productos a partir de los valores medios de la muestra.

Cuadro 2. Elasticidades renta y marshallianas con respecto a los propios precios, calculadas en los valores medios <sup>(a)</sup>

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Renta	0,826* (34,84)	1,174* (44,18)	1,001* (34,00)	1,089* (43,58)	0,957* (28,95)	0,763* (22,74)
Propio Precio	-0,734* (-30,45)	-0,668* (-19,00)	-1,408* (-31,45)	-0,727* (-14,62)	-0,309* (-6,15)	-0,252* (-5,09)

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

A partir de las elasticidades renta obtenidas, se deduce que los cereales y patatas, y el aceite pueden considerarse como bienes de primera necesidad dentro del conjunto de la alimentación; el pescado, los lácteos, y las frutas y hortalizas presentan variaciones proporcionales de su demanda ante una variación porcentual en el gasto total en alimentación; y, finalmente, la carne puede considerarse como un bien 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. 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.

Por otra parte, a partir de las elasticidades marshallianas con respecto a los propios precios 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 precio hicksianas, calculadas para los valores medios, se recogen en el cuadro 3. A partir de ellas, se puede concluir acerca de una única relación de complementariedad entre cereales y patatas y aceite, siendo el resto de relaciones de tipo sustitutivo.

Cuadro 3. Elasticidades precio hicksianas, calculadas para los valores medios<sup>(a)</sup>.

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
Cereales y patatas	-0,601* (-24,27)	0,085* (3,58)	0,311* (14,21)	0,243* (8,27)	0,016 (0,68)	-0,054* (-4,35)
Carne	0,056* (3,58)	-0,381* (-11,13)	0,167* (8,33)	0,039 (1,54)	0,034 (1,55)	0,084* (4,38)
Lácteos	0,365* (14,21)	0,296* (8,33)	-1,270* (-28,18)	0,391* (9,21)	0,131* (3,85)	0,087* (3,94)
Frutas y hortalizas	0,192* (8,27)	0,047 (1,54)	0,265* (9,21)	-0,505* (-10,24)	0,002 (0,07)	-0,001 (-0,07)
Pescado	0,018 (0,68)	0,060 (1,55)	0,130* (3,85)	0,003 (0,07)	-0,176* (-3,53)	-0,035 (-1,50)
Aceite	-0,077* (-4,35)	0,182* (4,38)	0,106* (3,94)	-0,002 (-0,07)	-0,043 (-1,50)	-0,166* (-3,38)

<sup>(a)</sup> 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, las elasticidades de la demanda de los distintos productos con respecto al índice de calidad de la dieta para los distintos segmentos de la población (atendiendo al tamaño del municipio de residencia del hogar y al nivel de estudio de su sustentador principal) se recogen en el cuadro 4.

Como se puede observar en el mencionado cuadro, en todos los casos se puede concluir acerca de que un aumento (disminución) porcentual del índice de calidad de la dieta genera un aumento (disminución) de la cantidad consumida de cereales y patatas, frutas y hortalizas, y una disminución (aumento) de la cantidad de carne y aceite. Estos resultados coinciden con los esperados, dado que, por un lado, los cereales y las patatas, y las frutas y las hortalizas permiten aumentar la ingesta de hidratos de carbono y de fibra, mientras que la carne y el aceite son importantes proveedores de grasas y colesterol.

No obstante, se pueden apreciar ciertas diferencias según el tamaño de municipio de residencia de la familia y el nivel de educación del sustentador principal. Con respecto al efecto del índice sobre cambios en la demanda de cereales y patatas se puede apreciar

como, aunque en todos los casos las respuestas son elásticas, las mayores reacciones se presentan para las familias que habitan en ciudades de tamaño intermedio (entre 10.000 y 500.000 habitantes). Además, el nivel de educación disminuye la magnitud de las respuestas para todo tipo de familias.

Cuadro 4. Elasticidad con respecto al índice de calidad de la dieta <sup>(a)</sup>

	Cereales y patatas	Carne	Lácteos	Frutas y hortalizas	Pescado	Aceite
<b>Familias que viven en municipios con menos de 10.000 habitantes</b>						
Sin Estudios	1,227* (12,51)	-0,909* (-7,90)	-0,082 (-0,60)	0,976* (8,66)	-0,016 (-0,11)	-1,423* (-9,97)
Estudios Primarios	1,202* (12,21)	-0,917* (-7,94)	-0,096 (-0,71)	1,007* (8,91)	0,012 (0,08)	-1,442* (-10,07)
Estudios Medios	1,192* (12,07)	-0,911* (-7,87)	-0,127 (-0,93)	1,025* (9,04)	0,020 (0,130)	-1,446* (-10,07)
Estudios Superiores	1,127* (11,38)	-0,891* (-7,68)	-0,125 (-0,91)	1,048* (9,21)	0,040 (0,26)	-1,464* (-10,17)
<b>Familias que viven en municipios de entre 10.000 y 50.000 habitantes</b>						
Sin Estudios	1,611* (13,13)	-0,919* (-6,35)	0,153 (0,89)	0,969* (6,80)	-0,399* (-2,06)	-1,751* (-9,79)
Estudios Primarios	1,586* (12,89)	-0,927* (-6,39)	0,138 (0,80)	1,000* (7,00)	-0,370 (-1,91)	-1,770* (-9,87)
Estudios Medios	1,576* (12,75)	-0,921* (-6,32)	0,108 (0,62)	1,018* (7,09)	-0,363 (-1,86)	-1,774* (-9,85)
Estudios Superiores	1,512* (12,21)	-0,902* (-6,18)	0,110 (0,64)	1,040* (7,25)	-0,342 (-1,75)	-1,792* (-9,94)
<b>Familias que viven en municipios de entre 50.000 y 500.000 habitantes</b>						
Sin Estudios	1,704* (15,87)	-0,713* (-5,63)	-0,238 (-1,58)	0,993* (7,96)	-0,568* (-3,35)	-1,689* (-10,78)
Estudios Primarios	1,679* (15,57)	-0,721* (-5,67)	-0,253 (-1,67)	1,024* (8,17)	-0,539* (-3,17)	-1,708* (-10,85)
Estudios Medios	1,669* (15,46)	-0,714* (-5,62)	-0,284 (-1,87)	1,042* (8,31)	-0,532* (-3,12)	-1,712* (-10,87)
Estudios Superiores	1,604* (14,79)	-0,695* (-5,44)	-0,281 (-1,85)	1,064* (8,45)	-0,511* (-2,99)	-1,730* (-10,93)
<b>Familias que viven en municipios de más de 500.000 habitantes</b>						
Sin Estudios	1,289* (7,77)	-0,875* (-4,47)	-0,663* (-2,85)	1,317* (6,84)	-0,009 (-0,03)	-1,497* (-6,19)
Estudios Primarios	1,263* (7,61)	-0,883* (-4,51)	-0,678* (-2,92)	1,348* (7,00)	0,019 (0,07)	-1,516* (-6,27)
Estudios Medios	1,253* (7,56)	-0,877* (-4,48)	-0,709* (-3,05)	1,366* (7,09)	0,027 (0,10)	-1,520* (-6,29)
Estudios Superiores	1,189* (7,14)	-0,857* (-4,37)	-0,706* (-3,03)	1,388* (7,19)	0,047 (0,18)	-1,538* (-6,35)

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

Las elasticidades de la demanda de frutas y hortalizas con respecto al índice giran en torno a la unidad para todo tipo de familias, salvo para las familias que viven en las ciudades de mayor tamaño (más de 500.000 habitantes), en cuyo caso se obtienen



respuestas elásticas. Por otra parte, al contrario que en el caso anterior, la educación afecta positivamente a las magnitudes de las respuestas. Es decir, conforme aumenta el nivel de educación aumenta el valor de las elasticidades para todo tipo de hogares.

Las elasticidades de la demanda de carne con respecto al índice son, en todo caso, inelásticas. No obstante, las mayores respuestas se presentan para las familias que habitan en municipios de hasta 50.000 habitantes. Con respecto al efecto de la educación, se observa como, en todos los casos, los menores efectos son los relativos a las familias sustentadas por una persona con educación superior.

Con respecto a los resultados obtenidos en el caso de la elasticidad de la demanda de aceite, se puede concluir acerca del carácter elástico de las mismas para todo tipo de familias. Sin embargo, los mayores efectos corresponden a las familias que habitan en los municipios de tamaño intermedio (entre 10.000 y 500.000 habitantes) y, además, entre ellas, el efecto es mayor conforme aumenta el nivel de educación del sustentador principal.

Finalmente, las elasticidades de la demanda de lácteos y pescado con respecto al índice han resultado ser, en general, no significativas. Las únicas excepciones han correspondido, en el caso de los lácteos, a las elasticidades para todas las familias que habitan en ciudades de más de 500.000 habitantes; y, en el caso del pescado, a las presentadas por todas las familias que viven en municipios de entre 50.000 y 500.000 habitantes y por las familias cuyo sustentador no posee estudios y viven en los municipios de entre 10.000 y 50.000 habitantes. En cualquiera de estas excepciones se han obtenido elasticidades de signo negativo y de naturaleza inelástica. No obstante, mientras que en el caso de los lácteos la magnitud de la respuesta aumenta con el nivel de estudios del sustentador, en el caso del pescado sucede justamente lo contrario.

En consecuencia, puede decirse que, en general, la demanda de los productos lácteos y del pescado no se ve afectada en gran medida por las variaciones del índice. Ahora bien, en el caso de que sí lo hagan, tales variaciones son negativas. En el caso de los productos lácteos este resultado se interpreta fundamentalmente por el impacto negativo del consumo de huevos sobre el nivel del colesterol. No obstante, el caso del pescado, como ya se comentó, puede resultar más ambiguo, aunque, desde nuestro punto de vista,

este resultado se asocia más a una limitación de los propios datos utilizados en este trabajo que al propio modelo utilizado en sí mismo.

## **5. Conclusiones**

En este trabajo se ha analizado la demanda de alimentos en España teniendo en cuenta que los consumidores actuales son cada vez más conscientes de la relación existente entre alimentación y salud, dado que un buen número de enfermedades mortales (tales como los distintos tipos de cáncer o las enfermedades cardiovasculares) se padecen con mucha mayor probabilidad por personas que siguen una alimentación incorrecta. En consecuencia, consideramos conveniente analizar la demanda de alimentos sobre la base de una función de utilidad que depende, además de las cantidades de los distintos bienes, del nivel de salud que la alimentación realizada permite alcanzar.

A partir de este planteamiento inicial, se ha propuesto un problema de optimización en el marco de la teoría de producción. La función resultante muestra como la 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. En este trabajo estos últimos factores se han aproximado por lo que hemos denominado “índice de calidad de la dieta”. Finalmente, a la función resultante se le ajustado una forma funcional seleccionada a partir de un proceso de selección entre dos modelos suficientemente flexibles, el Rotterdam-CBS y el GADS-CBS. En consecuencia, en este sentido, también se supera a toda una serie de trabajos que consideran directamente una determinada forma funcional.

Otro de los aspectos que nos confirma el acierto de nuestra idea inicial de “adaptar” los sistemas de demanda de alimentos en la dirección propuesta, viene dado por el hecho de que las variables incluidas con objeto de captar el efecto de la salud sobre la demanda de alimentos son conjuntamente significativas. En consecuencia, consideramos que los resultados obtenidos en este trabajo son más precisos que los de otros trabajos previos que ignoran este factor.

Los resultados obtenidos a nivel de elasticidades son bastante consistentes con los esperados. Los cereales y las patatas, el aceite y el pescado han resultados ser bienes de

primera necesidad, mientras que la carne puede considerarse un bien de lujo. Todos los productos, salvo el grupo de los lácteos, presentan demanda inelástica. Finalmente, en cuanto a la información novedosa aportada por el modelo propuesto, las elasticidades con respecto al índice, se ha comprobado como un aumento porcentual del índice de calidad de la dieta genera un aumento en la cantidad consumida de cereales y patatas, frutas y hortalizas y una disminución en la cantidad de carne y aceite. Además, las elasticidades de la demanda de lácteos y pescado con respecto al índice han resultado ser, en general, no significativas.

El trabajo realizado no pretende ser sino el inicio de una línea de investigación que trate de incorporar en las funciones de demanda de alimentos variables adicionales que tengan que ver más con las preocupaciones del consumidor actual. Nuestra experiencia en este sentido nos permite afirmar que las fuentes de información existentes son de escasa utilidad para este fin ya que están diseñadas para objetivos más genéricos. Quizás sería deseable que la parte de la Administración que está más directamente relacionada con la alimentación pudiera diseñar una encuesta más específica que permitiese aproximar de forma más precisa los factores que inciden sobre la salud. Por un lado, se trataría de una encuesta que permitiera aproximar mejor el nivel de eficiencia de los distintos consumidores en relación a la selección de la dieta mas adecuada desde el punto de vista de la salud que reporta. Para ello se trataría de medir el grado de conocimiento por parte de los encuestados sobre la relación existente entre el consumo de ciertos alimentos y el padecimiento de ciertas enfermedades, el contenido nutritivo de los distintos alimentos, etc. Por otro lado, se trataría de recabar información relativa a si el encuestado realiza algún tipo de ejercicio físico que pueda incrementar su estado de salud, su predisposición genética al padecimiento de ciertas enfermedades, etc. Bajo nuestro punto de vista, toda esta información adicional permitiría mejorar sustancialmente la especificación del modelo final y no generarían un esfuerzo presupuestario adicional al existente en la actualidad.

### **Referencias Bibliográficas**

1. Angulo A. M., Gil J. M., Gracia A. (1997): "A test of Differences in Food Demand among European Consumers: a Dynamic Approach", en Kluwer Academic

Publishers: *Agricultural Marketing and Consumer Behavior in a Changing World*, pp. 275-294. Netherlands.

2. Angulo A. M., Gil J. M., Gracia A. (2001): "Calorie Intake and Income Elasticities in EU Countries: A Convergence Analysis using Cointegration", *Papers in Regional Science*, **80**, pp. 165-187.
3. Barten A. P. (1966): "Theorie en empirie van een volledig stelsel van vraagvergelijkingen". Tesis doctoral. University of Rotterdam.
4. Barten A. P. (1989): "Towards a levels version of the Rotterdam and related demand systems", in B. Cornet and H. Tulkens (ed.): *Contributions to Operations Research and Economics: The Twentieth Anniversary of CORE*, pp. 441-465. Mass.: MIT Press. Cambridge.
5. Bewley R. A. (1986): *Allocation Models: Specification, Estimation and Application*. Ballinger. Cambridge.
6. Bewley R. A., Young T., (1987): "Applying Theil's multinomial extension of the linear logit model to meat expenditure data", *American Journal of Agricultural Economics*, **69**, pp. 151-157.
7. 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**, pp. 239-253.
8. Chung, C. F., López E. (1988): "A Regional Analysis of Food Consumption in Spain", *Economics Letters*, **26(3)**, pp. 209-13.
9. Chung C. F. (1994): "A cross-section demand analysis of Spanish provincial food consumption", *American Journal of Agricultural Economics*, **76**, pp. 513-521.
10. Deaton A., Muellbauer J. (1980): "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, **70**, pp. 312-326.
11. Food Agriculture Organisation (FAO) (varios años). Rome.

12. Gracia A., Albisu L. M. (1998): "The Demand for Meat and Fish in Spain: Urban and Rural Areas", *Agricultural Economics*, **19 (3)**, pp. 359-366.
13. Gracia A., Gil J. M., Angulo A. M. (1998): "Spanish food demand: a dynamic approach", *Applied Economics*, **30**, pp. 1399-1405.
14. Hausman J. A. (1978): "Specification Tests en Econometrics", *Econometrica*, **46**, pp. 1251-1271.
15. Instituto Nacional de Estadística (Varios años): Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Madrid.
16. Keller W. J., van Driel J. (1985): "Differential consumer demand systems", *European Economic Review*, **27**, pp. 375-390.
17. Laajimi A., 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)**, pp. 71-91.
18. López E. (1986): "La estructura del consumo en España en 1981. Una aplicación del modelo lineal de gasto", *Cuadernos de Economía*, **39**, pp. 86-106.
19. Mackinnon J. G. (1992): "Model specification tests and artificial regressions", *Journal of Economic Literature*, **30**, pp. 102-146.
20. Manrique J., Jensen H. H. (1997): "Spanish Household Demand for Convenience Meat Products", *Agribusiness*, **13(6)**, pp. 579-586.
21. Manrique J., Jensen H. H. (1998): "Working Women and Expenditures on Food Away-From-Home and At-Home in Spain", *Journal of Agricultural Economics*, **49(3)**, pp. 321-333.
22. Molina J. A. (1994): "Food Demand in Spain: An Application of the Almost Ideal System", *Journal of Agricultural Economics*, **45(2)**, pp. 252-258.
23. Molto M. L., Reig E., Uriel E. (1990): "La demanda de productos alimenticios en la comunidad valenciana: un análisis de corte transversal", *Investigaciones Económicas 2ª Epoca*, **XIV**, pp. 149-164.

24. Pollack R. A., Wales T. J. (1981): "Demographic variables in demand analysis", *Econometrica*, **49**, pp. 1533-1558.
25. Theil H. (1965): "The information approach to demand analysis", *Econometrica*, **33**, pp. 67-87.
26. Theil H., (1969): "A multinomial extension of the linear logit model", *International Economic Review*, **10(3)**, pp. 251-259.