

¿ES EL I.P.C. UN BUEN INDICE DE PRECIOS? ELABORACION DE UN «VERDADERO INDICE DEL COSTE DE LA VIDA» PARA ESPAÑA

*Ursicino Carrascal Arranz
Carlos Pérez Domínguez*

Resumen.—El propósito de este artículo es elaborar un «verdadero índice del coste de la vida» para la economía española.

Para alcanzar este objetivo es necesario calcular el gasto que necesita realizar una familia para mantener constante su nivel de utilidad cuando los precios de los bienes son variables. Para ello, hemos estimado un sistema de ecuaciones de demanda. Los resultados de dicha estimación son estadísticamente correctos y nos permiten inferir la estructura de preferencias de las familias.

No pretendemos en este trabajo cuestionar el actual IPC, simplemente sugerimos una alternativa al mismo.

Palabras clave: índice de precios, utilidad, gasto, sistema de demanda casi ideal.

1. INTRODUCCION

El IPC que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE) constituye la referencia básica de nuestro país para conocer la evolución de los precios de los bienes de consumo. La importancia social y política de dicho indicador queda fuera de toda duda si tenemos en cuenta el impacto que su evolución tiene sobre las negociaciones de rentas y salarios, la marcha de los indicadores bursátiles, la confianza en la política gubernamental o el grado de cumplimiento de los criterios de convergencia con Europa.

Desde este punto de vista, no resulta extraño ni que el INE proteja celosamente las referencias básicas con la que elabora el IPC, ni que los investigadores pretendamos profundizar en las posibles deficiencias con las que dicho indicador registra la evolución de los precios.

El objetivo central de este trabajo consiste, precisamente, en estimar un «Verdadero Índice del Coste de la Vida» (VICV) para España que (conscientes en todo momento de las limitaciones de información mencionadas) pueda ser comparado con el IPC oficial.

Este VICV calculado es fruto de la estimación de un sistema de ecuaciones de demanda individuales para la economía española, fundamentado en un modelo microeconómico de demanda flexible y utilizando para ello la amplia muestra de familias provista por la EPF.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente: En el epígrafe 2 se realiza una descripción teórica del modelo de demanda utilizado. En el epígrafe 3 se propone la construcción de un VICV y se analizan sus diferencias teóricas con los índices Laspeyres, entre los que se encuentra nuestro IPC. En el apartado cuarto se procede a la estimación del sistema de demanda para la economía española, se comprueban algunos resultados de interés para el buen comportamiento del modelo y se comentan brevemente las principales pautas detectadas en el consumo de los españoles. En el epígrafe 5 se calcula un VICV fundamentado en las funciones de gasto previamente obtenidas, se comentan las posibles dificultades que puede presentar su comparación con el IPC oficial y se resumen algunos resultados de interés sobre la evolución de los precios detectada por ambas series. En el último apartado aparecen las conclusiones más relevantes del trabajo.

2. MODELO DE DEMANDA

En este epígrafe se presenta la fundamentación teórica del sistema de demanda que después se estima en el apartado cuatro del trabajo.

Dicha estimación ha sido fundamentada en una especificación funcional flexible: el modelo AIDS («Almost Ideal Demand System») propuesto por Deaton y Muellbauer (1980a). Se trata de un modelo perteneciente a la familia translog y a la clase PIGLOG¹.

El sistema AIDS es generado por una función de utilidad indirecta que toma la forma siguiente:

$$u = \psi(x, p) = \frac{\ln x - \ln \alpha(p)}{\beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}} \quad (1)$$

donde x denota el gasto total efectuado en la cesta de bienes y p_i el precio del bien i -ésimo. Por su parte:

$$\ln \alpha(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

¹ Utilizando los teoremas de Muellbauer (1975b, 1976b), puede demostrarse que el sistema AIDS se deriva de una clase de preferencias que permiten la agregación exacta de los individuos. Dichas preferencias reciben el nombre de PIGLOG («price independent generalised logarithmic model») y se representan mediante una función de coste o gasto que define el gasto mínimo necesario para alcanzar un nivel determinado de utilidad dados unos precios.

Según esto, resulta inmediato demostrar que la función de gasto $e(u, p)$ es de la forma:

$$\ln e(u, p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

donde α_i , β_i y γ_{ij} son parámetros.

Para que la función de gasto así obtenida sea una verdadera función de gasto, debe de ser linealmente homogénea en el vector de precios. Esta propiedad se cumple siempre que se den las siguientes igualdades:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \beta_i = 0 \quad (4)$$

La función de demanda compensada o hicksiana del bien i -ésimo, en forma de proporciones sobre el gasto total, pueden obtenerse directamente de la forma siguiente:

$$W_i = \frac{\partial \ln e(u, p)}{\partial \ln p_i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (5)$$

Y, sin más que sustituir u por su valor de acuerdo con la función indirecta de utilidad (expresión -1-), derivamos la función de demanda ordinaria o marshalliana del i -ésimo bien, también en forma de proporción sobre el gasto total:

$$W_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{\alpha(p)} \right) \quad (6)$$

El sistema de ecuaciones de demanda resultante debe cumplir los axiomas de la teoría del consumidor. Primeramente, el sistema debe ser exhaustivo, esto es, representar el total de gasto del consumidor; este requisito queda garantizado automáticamente por construcción de las proporciones de gasto ($\sum W_i = 1$). En segundo lugar, debe cumplirse la ausencia de ilusión monetaria de los consumidores, lo que tendrá lugar si imponemos en la estimación las restricciones que permiten obtener una función de gasto linealmente homogénea (expresión -4-). En tercer lugar, ha de cumplirse la condición de simetría de Slutsky, lo que queda garantizado si exigimos al estimar que $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, pues en ese caso:

$$\frac{\partial h_i}{\partial p_j} = \left(\frac{\partial \left(\frac{W_i x}{p_i} \right)}{\partial p_j} \right) = \frac{\partial h_j}{\partial p_i} = \frac{(\gamma_{ij} + \beta_i \beta_j u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}) x}{p_i p_j} \quad (7)$$

Por último, la matriz de Slutsky ha de ser semidefinida negativa, y esta propiedad, como apuntan Deaton y Muellbauer (1980b), no puede ser asegurada imponiendo restricciones sobre los parámetros. Por ello, su cumplimiento deberá ser contrastado a posteriori empíricamente.

3. VERDADERO INDICE DEL COSTE DE LA VIDA VS. INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO

3.1. EL ÍNDICE DE LASPEYRES Y EL IPC

Como resulta conocido, los índices de precios tratan de medir el impacto que sobre el nivel de vida se deriva de un cambio en el vector de precios. Si el consumo se redujese a un único bien homogéneo, el índice de precios no sería más que un ratio entre el precio del bien en el momento t y el precio en el momento inicial. Ahora bien, las cestas de consumo se componen de una multiplicidad de bienes, lo que nos obliga a aproximar los cambios en los precios de los mismos mediante un ratio de gastos o costes monetarios.

Una primera opción para valorar el cambio en el *coste de la vida*², consiste en comparar el coste monetario de una cesta de bienes suficientemente representativa del *nivel de vida* en los dos momentos de tiempo. Si adoptamos como tal la cesta consumida en el momento inicial tendremos un índice de precios tipo Laspeyres (L_p); si, por el contrario, tomáramos como cesta de referencia la consumida en el período final tendríamos un índice de precios de Paasche (P_p)

$$L_p = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{it}}{p_{i0}} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, w_i = p_{i0} q_{i0} \rightarrow L_p = \frac{\sum p_{it} q_{i0}}{\sum p_{i0} q_{i0}} \quad (8)$$

$$P_p = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{it}}{p_{i0}} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, w_i = p_{i0} q_{it} \rightarrow P_p = \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{i0} q_{it}}$$

Estos índices deben contemplar una serie de propiedades³. De entre ellas, la que más nos interesa a la hora de observar la evolución de los

2 Se puede definir nivel de vida como «el mínimo de necesidades de bienes y servicios de una persona o grupo de personas en un momento dado». Tomado de Ahijado M. y otros (1985).

3 Estas son: existencia, identidad, inversión, circularidad, y proporcionalidad. Acerca de estos índices veáse Martín-Guzmán y Martín Pliego (1985).

índices a lo largo del tiempo es la de «proporcionalidad», esto es, el hecho de que si todos los precios aumentan en una misma proporción, el índice adoptado aumente también en esa misma proporción. Esta propiedad la cumple el índice de Laspeyres, pero no el de Paasche ya que las ponderaciones de los bienes que compara van cambiando según el período t adoptado, sirviendo sólo para comparar períodos dos a dos.

El Índice de Precios de Consumo (IPC) es definido por el Instituto Nacional de Estadística [INE (1993a, p. 55)] como «...una medida estadística de la evolución del conjunto de precios de los bienes y servicios que consume la población residente en España». El IPC correspondiente al período t se calcula, precisamente, utilizando un índice de Laspeyres:

$$I_t = 100 \sum_i W_i \frac{P_{it}}{P_{i0}} \quad (8)$$

donde W_i es la proporción que representa el gasto en el bien i respecto al gasto total efectuado por los españoles.

Para valorar la evolución de los precios de partidas de consumo tan heterogéneas, el IPC se limita a tomar una media de los precios de cada una de esas partidas, ponderada por el peso que la misma supone sobre el gasto total de las familias. Las ponderaciones que se utilizan actualmente se han obtenido del análisis de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (EPF), y permanecerán fijas durante el período de vigencia del Sistema de Índices de Precios de Consumo base 1992 (unos 10 años).

La limitación fundamental de este tipo de índices de precios es no tener en cuenta los continuos efectos de reasignación del presupuesto familiar entre las distintas partidas (efectos de sustitución) motivados por los cambios registrados en los precios relativos de las mismas. Esto es, el IPC supone que la proporción de renta empleada en una cierta partida de consumo no se altera durante todo el periodo de vigencia del índice, independientemente de que el precio de dicha partida haya experimentado profundas variaciones respecto de los del resto de los bienes. Así pues, el IPC constituiría, en principio, un «estimador al alza» de lo que denominaríamos el *Verdadero Índice del Coste de la Vida* (VICV).

3.2. EL VERDADERO ÍNDICE DEL COSTE DE LA VIDA

El VICV se fundamenta en la teoría de la demanda y, de acuerdo con Konüs (1939, p.10) se elaboraría comparando «... el coste monetario de dos combinaciones de bienes distintas que están relacionadas sólo porque el consumo de ambas proporciona un mismo grado general de satisfacción»⁴.

4 Al respecto puede consultarse, por ejemplo, Muellbauer (1974, p. 112) y Villar (1996, pp. 72 y ss.).

Para ello se hace necesario formular y estimar un sistema de ecuaciones de demanda adecuado y efectuar comparaciones utilizando la función de gasto (e) derivada del mismo. De esta forma, elaboraríamos el VICV correspondiente a un año t , como el mínimo coste o gasto necesario para alcanzar un nivel de utilidad base u^b (calculado con precios y renta del año base, b) en dicho año t , con respecto al mínimo gasto que es necesario realizar para alcanzar u^b en el año de referencia, R . Es decir, dado que $e(p_t, u^b)$ nos dice, precisamente, el coste mínimo necesario para alcanzar u^b en el período t , entonces $VICV(p_t, p_R, u^b)$ viene dado por:

$$VICV(p_t, p_R, u^b) = 100 \frac{e(p_t, u^b)}{e(p_R, u^b)} \quad (9)$$

donde p_t y p_R son los vectores de precios del año t y del año de referencia, respectivamente. Resulta evidente que cuando el año base y el de referencia coinciden el denominador del índice es, precisamente, la renta del año base.

A la vista de las definiciones, es sencillo demostrar cómo cuando el año base y el de referencia coinciden, el índice de Laspeyres constituye un límite superior del VICV. El sesgo entre ambos dependerá, en todo caso, de dos aspectos: primeramente, de las posibilidades de sustitución entre las partidas de bienes definidas; de hecho, si esta posibilidad de sustitución es nula ambos índices coincidirían. Y, en segundo lugar, de la proporción en que cambien los precios relativos de los bienes; si todos los precios varían en igual proporción (esto es, si no se producen alteraciones en los precios relativos) el índice de Laspeyres y el VICV coincidirán⁵.

En los epígrafes siguientes procederemos, primeramente, a estimar las funciones de gasto fundamentándonos en el modelo AIDS expuesto en el apartado anterior⁶. Posteriormente, elaboraremos y compararemos las series de precios que se derivan de dicha estimación con el IPC oficial elaborado por el Instituto Nacional de Estadística.

4. ESTIMACION DEL SISTEMA DE DEMANDA

4.1. LOS DATOS

Los datos utilizados en las estimaciones provienen de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 de España (EPF)⁷, que nos proporciona una muestra compuesta por 20.680 familias.

5 Esto es debido a que el VICV (al igual que el Laspeyres) satisface la propiedad de la proporcionalidad, dado que la función de gasto es homogénea de grado uno en el vector de precios.

6 Aunque el modelo AIDS permite la incorporación de efectos de composición familiar sobre el consumo (véase por ejemplo Carrascal (2000)), en este trabajo tratamos de encontrar un único índice alternativo al IPC. Agradecemos las sugerencias de un evaluador anónimo en este mismo sentido, que serán objeto de ulteriores investigaciones.

7 El tratamiento de los datos se desarrolla ampliamente en Carrascal (1997b).

Antes de continuar, debemos aclarar, que estos ficheros no contienen los precios nominales de cada uno de los bienes adquiridos, sino el gasto en cada partida y, sólo para algunos productos, el número de unidades adquiridas. Para estos casos el precio pagado por ese bien y por esa familia en ese momento lo obtenemos como el cociente entre el gasto y el número de unidades adquiridas (los denominados índices de valores unitarios, IVU⁸). En el caso de que no se indique unidades adquiridas, hemos entendido que se ha adquirido una unidad de ese bien.

Los precios que hemos manejado para cada familia y cada grupo de bienes se obtienen como medias ponderadas de los IVU de cada uno de los bienes que integran la partida. Las ponderaciones reflejan la importancia que cada bien de la partida tiene sobre toda ella en términos de gasto.

4.2. LA ESTIMACIÓN

Hemos realizado la estimación del sistema de ecuaciones de demanda ordinarias del modelo AIDS en la misma forma descrita en la expresión (6). De esta forma, hemos avanzado sobre la estimación de una aproximación lineal de este mismo modelo realizada por Contreras y Sancho (1992).

El problema práctico de un sistema flexible y no lineal como el que nos incumbe radica en la complejidad computacional de su estimación⁹.

Nosotros hemos planteado una agregación de los bienes que presenta la EPF en 10 partidas, de acuerdo con la descripción que aparece en el *Cuadro 1*.

CUADRO 1. Descripción de las partidas

Partida 1	Alimentos, bebidas y tabaco (Grupo 10000 EPF).
Partida 2	Vestido y calzado (Grupo 20000 EPF).
Partida 3	Alquiler (real o imputado) de la vivienda (Subclase 31011 y variedad 3101201, 3101204, 3101207, 3101210, 3101213, 3101216, 3101217 EPF).
Partida 4	Gran mobiliario del hogar y compra de elementos de transporte (Subgrupo 41000, clase 43010, 44010 y subgrupo 61000 EPF).
Partida 5	Resto gastos de la vivienda (restantes subclases de grupo 30000 y 40000 EPF).
Partida 6	Servicios médicos y gastos sanitarios (Grupo 50000 EPF).
Partida 7	Gastos de transporte (Resto grupo 60000 EPF).
Partida 8	Esparcimiento, espectáculos, enseñanza y cultura (Grupo 70000 EPF).
Partida 9	Otros bienes y servicios (Grupo 80000 EPF).
Partida 10	Otros gastos no mencionados anteriormente (Grupo 90000 EPF).

FUENTE: Elaboración propia a partir de la EPF.

8 Véase INE (1993b, p. 126).

9 Véase al respecto Carrascal (1996b y 1997a, capítulo 14).

Así pues, se trata de estimar un sistema de 10 ecuaciones de demanda, en el que se admite que los precios no son aleatorios, lo mismo que el tamaño familiar y el gasto total. De acuerdo con ésto, estamos ante un sistema de ecuaciones no lineales aparentemente incorrelacionadas

A pesar de las dificultades de estimación de los modelos no lineales, los resultados obtenidos son económicamente aceptables.

Además, tal y como se pone de manifiesto en el *Cuadro 2*, la matriz de Slutsky es semidefinida negativa, lo que corrobora, también, las buenas propiedades económicas del modelo estimado¹⁰.

4.3. PAUTAS DE CONSUMO

Aunque no constituye el núcleo del presente trabajo, consideramos de interés comentar algunas de las regularidades más interesantes en el consumo de las familias de acuerdo con los resultados nuestras estimaciones.

CUADRO 2. *Matriz de Slutsky.*

-11,6154	0,014131	-0,0003	0,025128	0,050443	0,035272	0,029667	0,027064	0,155174	0,005183
0,014131	-0,00085	1,56E-06	9,69E-05	9,83E-05	5,53E-05	0,000115	4,82E-05	0,000619	1,02E-05
-0,0003	1,56E-06	-4,5E-06	1,83E-05	1,52E-05	2,8E-06	2,24E-05	5,37E-06	8,08E-05	1,24E-06
0,025128	9,69E-05	1,83E-05	-0,00169	0,0005	0,000286	0,000411	0,00028	0,002285	5,8E-05
0,050443	9,83E-05	1,52E-05	0,0005	-0,00333	0,00014	0,000343	0,000163	0,001646	3,57E-05
0,035272	5,53E-05	2,8E-06	0,000286	0,00014	-0,00484	0,000238	1,87E-05	0,000934	1,4E-05
0,029667	0,000115	2,24E-05	0,000411	0,000343	0,000238	-0,00502	0,00028	0,002011	7,95E-05
0,027064	4,82E-05	5,37E-06	0,00028	0,000163	1,87E-05	0,00028	-0,00223	0,001235	1,91E-05
0,155174	0,000619	8,08E-05	0,002285	0,001646	0,000934	0,002011	0,001235	-0,06394	0,000245
0,005183	1,02E-05	1,24E-06	5,8E-05	3,57E-05	1,4E-05	7,95E-05	1,91E-05	0,000245	-7,4E-05

Determinante de orden 10	-1,6E-32	Determinante de orden 5	-1,8E-13
Determinante de orden 9	-1,8E-22	Determinante de orden 4	6,73E-11
Determinante de orden 8	6,5E-21	Determinante de orden 3	-4,4E-08
Determinante de orden 7	-3,5E-18	Determinante de orden 2	0,009653
Determinante de orden 6	8,31E-16	Determinante de orden 1	-11,6154

FUENTE: Elaboración propia.

10 De esta forma se cumple la condición de integrabilidad de las preferencias, dado que, además del hecho de que la matriz de Slutsky sea semidefinida negativa, las restricciones con las que se estima el modelo (función de gasto linealmente homogénea y simétrica) garantizan el cumplimiento de la denominada *condición de singularidad*: si multiplicamos el vector de precios por la matriz de Slutsky obtenemos un vector de ceros. Véase, por ejemplo, Villar (1996, p. 71).

Dadas las grandes diferencias observadas en los precios y gasto de las familias (reflejadas aquí en los altos valores de sus desviaciones típicas) hemos utilizado los valores medianos como una medida de posición central más adecuada. Los niveles de gasto (X) y precios (P_i) y las proporciones de gasto destinadas a cada una de las partidas de consumo consideradas (W_i) se presentan en el Cuadro 3. En él se pone de manifiesto, por ejemplo, el elevado peso porcentual que suponen los gastos en alimentación (partida 1), a pesar de presentar el precio más reducido; esta partida junto al alquiler real o imputado (partida 3) y los elementos de la partida 4 que corresponderían en buena medida a bienes de lujo, suponen cerca del 54% de los gastos familiares.

El Cuadro 4, por su parte, presenta las elasticidades ordinarias (o marshallianas) estimadas. En él puede observarse como las elasticidades propias que, como resulta conocido, nos miden la variación en la cantidad demandada de un bien respecto de su propio precio (E_{ii}) son, como cabría esperar, negativas. Las demandas de perfil más inelástico se corresponden con el alquiler de vivienda (partida 3) y la alimentación (partida 1), poniéndose, así, de manifiesto la dificultad para ajustar las cantidades consumidas de dichos bienes a pesar de que los precios de los mismos fluctúen.

CUADRO 3. Precios, Renta y Proporciones de gasto.

Precios y renta						Proporciones de gasto	
Mediana		Media		Desviación típica			
P_1	66	P_1	259,185	P_1	1379,6	W_1	0,249384458
P_2	3667	P_2	5726,13	P_2	10034,52	W_2	0,035695653
P_3	67466,5	P_3	78711,45	P_3	59500,83	W_3	0,162543085
P_4	5918,5	P_4	91200,17	P_4	269750,73	W_4	0,127321135
P_5	3346	P_5	15115,53	P_5	56310,34	W_5	0,102047649
P_6	1343	P_6	10391,74	P_6	36968,85	W_6	0,028382905
P_7	2333	P_7	5975,5	P_7	22872,99	W_7	0,072806799
P_8	2938	P_8	19215,99	P_8	43342,24	W_8	0,0502855
P_9	800	P_9	7352,48	P_9	33571,69	W_9	0,102706133
P_0	18728	P_0	22286,61	P_0	27105,46	W_0	0,068826684
X	543306,5	X	681321,6	X	513249,38	Σ	1

FUENTE: Elaboración propia.

Las elasticidades-renta (E_{ix}) calculadas tienen, todas ellas, signo positivo, poniendo de manifiesto la ausencia de bienes de comportamiento inferior (al menos a este nivel de desagregación). El alquiler de vivienda (partida 3) y la alimentación (partida 1) presentan el mayor grado de necesidad (menor elasticidad-renta). Por otro lado, los bienes de la partida 4 (gran mobiliario del hogar y elementos de transporte) constituyen la partida de lujo, por excelencia.

CUADRO 4. Elasticidades.

E11	-0,63952128	E21	0,024475573	E31	-0,14782277	E41	-0,364461401	E51	-0,033069569
E12	0,00463408	E22	-0,80160774	E32	-0,01203503	E42	-0,036880015	E52	-0,008127068
E13	-0,10054239	E23	-0,064146448	E33	-0,52015891	E43	-0,195421103	E53	-0,070583042
E14	-0,08794152	E24	-0,037447695	E34	-0,05165766	E44	-0,682100583	E54	-0,03297262
E15	-0,0025022	E25	-0,015436738	E35	-0,03064994	E45	-0,094049636	E55	-0,701203839
E16	0,00644151	E26	-0,001334593	E36	-0,01039445	E46	-0,021080684	E56	-0,012710922
E17	-0,01129398	E27	0,009231371	E37	0,003867845	E47	-0,060426412	E57	-0,016276546
E18	0,00031715	E28	-0,008473304	E38	-0,01926269	E48	-0,040739788	E58	-0,024491236
E19	-0,02400085	E29	0,01619047	E39	-0,01982237	E49	-0,080973308	E59	-0,036932855
E10	0,00113434	E20	-0,006404114	E30	-0,0195313	E40	-0,047879726	E50	-0,024992314
E1X	0,85327514	E2X	0,884953218	E3X	0,827467283	E4X	1,624012657	E5X	0,961360011
Σ	1,1102E-16	Σ	-2,22045E-16	Σ	1,11022E-16	Σ	0	Σ	1,11022E-16

E61	0,01669546	E71	-0,0608721	E81	-0,03067957	E91	-0,084865171	E01	-0,039935572
E62	-0,00625911	E72	0,00248099	E82	-0,00950054	E92	0,002952136	E02	-0,008495084
E63	-0,08972928	E73	-0,01002076	E83	-0,08748112	E93	-0,052895201	E03	-0,079028539
E64	-0,01680522	E74	-0,01886707	E84	-0,02148676	E94	-0,015822755	E04	-0,012927749
E65	-0,05099893	E75	-0,020862618	E85	-0,0518695	E95	-0,036545958	E05	-0,044049102
E66	-0,77008303	E76	0,00082634	E86	-0,0202517	E96	-0,005833209	E06	-0,012444176
E67	-0,00305227	E77	-0,888081929	E87	0,008810194	E97	0,003355177	E07	0,034339703
E68	-0,03742212	E78	0,008114534	E88	-0,74215417	E98	-0,000905757	E08	-0,019771838
E69	-0,02659145	E79	0,006545504	E89	-0,00418287	E99	-0,770277467	E09	-0,005773448
E60	-0,02903282	E70	0,038495177	E80	-0,0238073	E90	0,00094915	E00	-0,841806963
E6X	1,01327877	E7X	0,942241932	E8X	0,982603335	E9X	0,959889055	E0X	1,029892767
Σ	0	Σ	-1,11022E-16	Σ	-1,1102E-16	Σ	-1,11022E-16	Σ	0

FUENTE: Elaboración propia.

Una última referencia (de especial interés por su repercusión en los índices de precios calculados posteriormente) son las elasticidades cruzadas de la demanda (E_{ij}). La mayoría de estas elasticidades toman valores negativos y muy próximos a cero, poniendo de manifiesto la dificultad de encontrar relaciones fuertes de sustituidad entre bienes cuando se realizan desagregaciones no demasiado exhaustivas. Según esto, no sería extraño que el VICV calculado a partir de las estimaciones no presente diferencias alarmantes con respecto al IPC.

5. ELABORACION DE UN VERDADERO INDICE DEL COSTE DE LA VIDA

Utilizando los resultados previamente obtenidos de la estimación del modelo AIDS hemos elaborado un VICV. El nivel base de utilidad (u^b) se ha aproximado mediante el denominado «nivel mediano de utilidad», es decir, aquel que se deriva de los correspondientes valores medianos de precios y gasto registrados en el período de elaboración de la EPF¹¹. Por su parte, el vector de precios de referencia (p_R) se refiere a los precios medianos registrados en la EPF.

Dado que el INE no proporciona la evolución de los *precios nominales* de las partidas que comprende el cómputo del IPC, hemos obtenido dicha información para los meses del período estudiado (enero de 1991-diciembre de 1996) aplicando a nuestros precios medianos los *índices* que publica el INE, convenientemente armonizados con nuestra desagregación de partidas.

En el Cuadro 5 y la Figura 1 se muestran las variaciones interanuales del IPC ofrecido por el Instituto Nacional de Estadística y del VICV calculado aquí.

Una matización importante que debe hacerse es que las series obtenidas contradicen, en principio, la teoría previamente expuesta, dado que el IPC oficial infravalora al VICV.

CUADRO 5. Variaciones Interanuales de los Índices de Precios.

	ene-92	feb-92	mar-92	abr-92	may-92	jun-92	jul-92	ago-92	sep-92	oct-92	nov-92	dic-92
I	5,966%	6,825%	6,867%	6,520%	6,491%	6,164%	5,205%	5,773%	5,778%	5,184%	5,094%	5,348%
II	6,050%	6,890%	6,915%	6,627%	6,755%	6,521%	5,792%	6,338%	6,403%	5,990%	5,875%	6,039%
	ene-93	feb-93	mar-93	abr-93	may-93	jun-93	jul-93	ago-93	sep-93	oct-93	nov-93	dic-93
I	4,677%	4,021%	4,006%	4,574%	4,592%	4,873%	4,908%	4,576%	4,313%	4,634%	4,739%	4,930%
II	5,355%	4,611%	4,623%	5,142%	4,996%	5,207%	5,216%	4,892%	4,659%	4,894%	4,981%	5,171%
	ene-94	feb-94	mar-94	abr-94	may-94	jun-94	jul-94	ago-94	sep-94	oct-94	nov-94	dic-94
I	5,001%	5,009%	4,982%	4,941%	4,860%	4,714%	4,754%	4,802%	4,530%	4,363%	4,375%	4,335%
II	5,240%	5,169%	5,104%	4,928%	4,849%	4,773%	4,821%	5,176%	4,929%	4,785%	4,785%	4,770%
	ene-95	feb-95	mar-95	abr-95	may-95	jun-95	jul-95	ago-95	sep-95	oct-95	nov-95	dic-95
I	4,366%	4,835%	5,104%	5,240%	5,073%	5,059%	4,666%	4,284%	4,379%	4,342%	4,443%	4,316%
II	4,885%	5,375%	5,640%	5,748%	5,644%	5,606%	5,290%	4,624%	4,715%	4,662%	4,713%	4,606%
	ene-96	feb-96	mar-96	abr-96	may-96	jun-96	jul-96	ago-96	sep-96	oct-96	nov-96	dic-96
I	3,882%	3,652%	3,421%	3,455%	3,776%	3,590%	3,711%	3,709%	3,556%	3,507%	3,240%	3,212%
II	4,078%	3,821%	3,588%	3,620%	3,844%	3,654%	3,744%	3,763%	3,633%	3,615%	3,397%	3,352%

- I. IPC
- II. VICV

FUENTE: Elaboración propia e IPC (INE).

11 Una dificultad implícita de este tipo de modelos es escoger un nivel de utilidad representativo, ya que distintos niveles de utilidad suponen distintos índices.

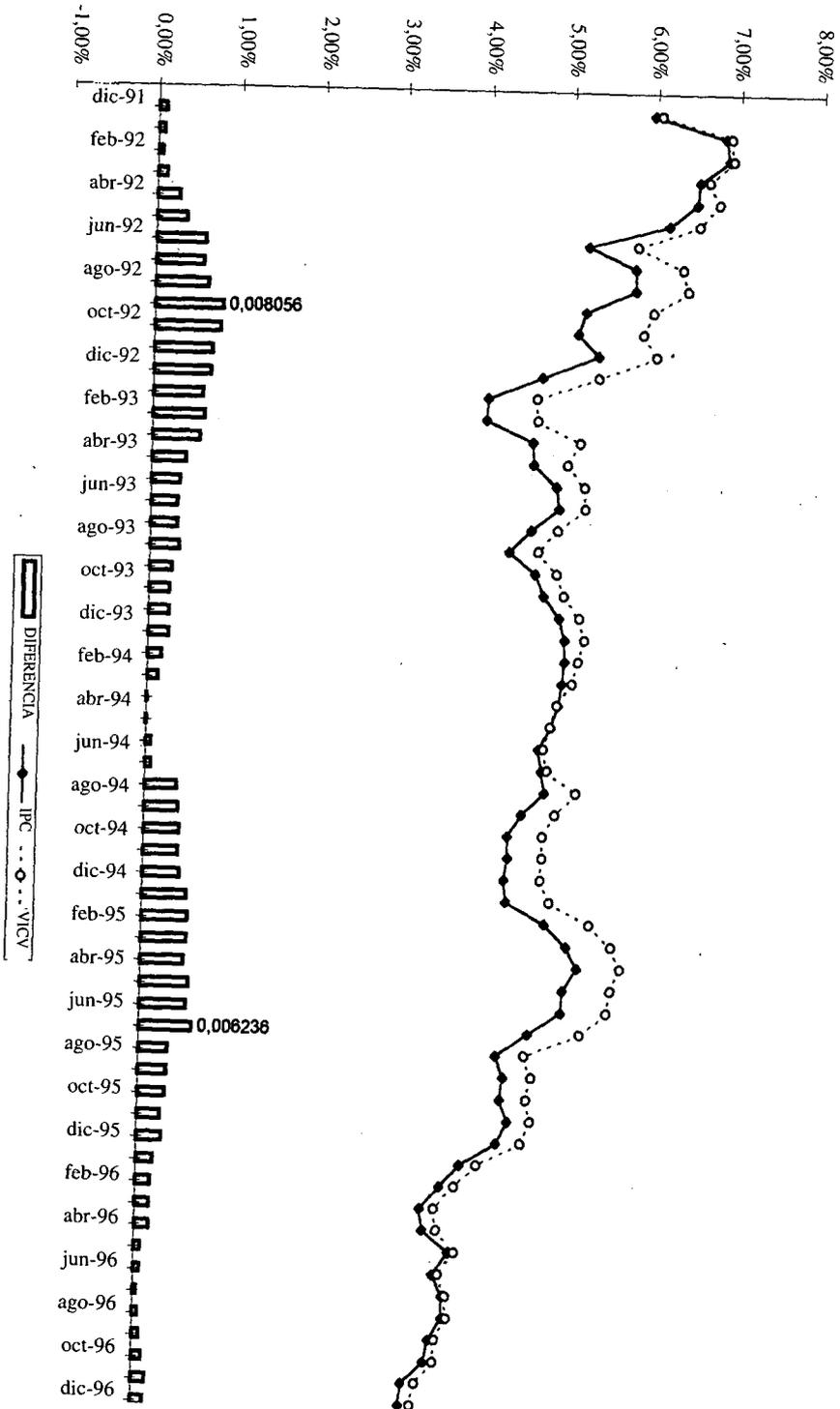


FIGURA 1. Variaciones anuales en los índices de precios.

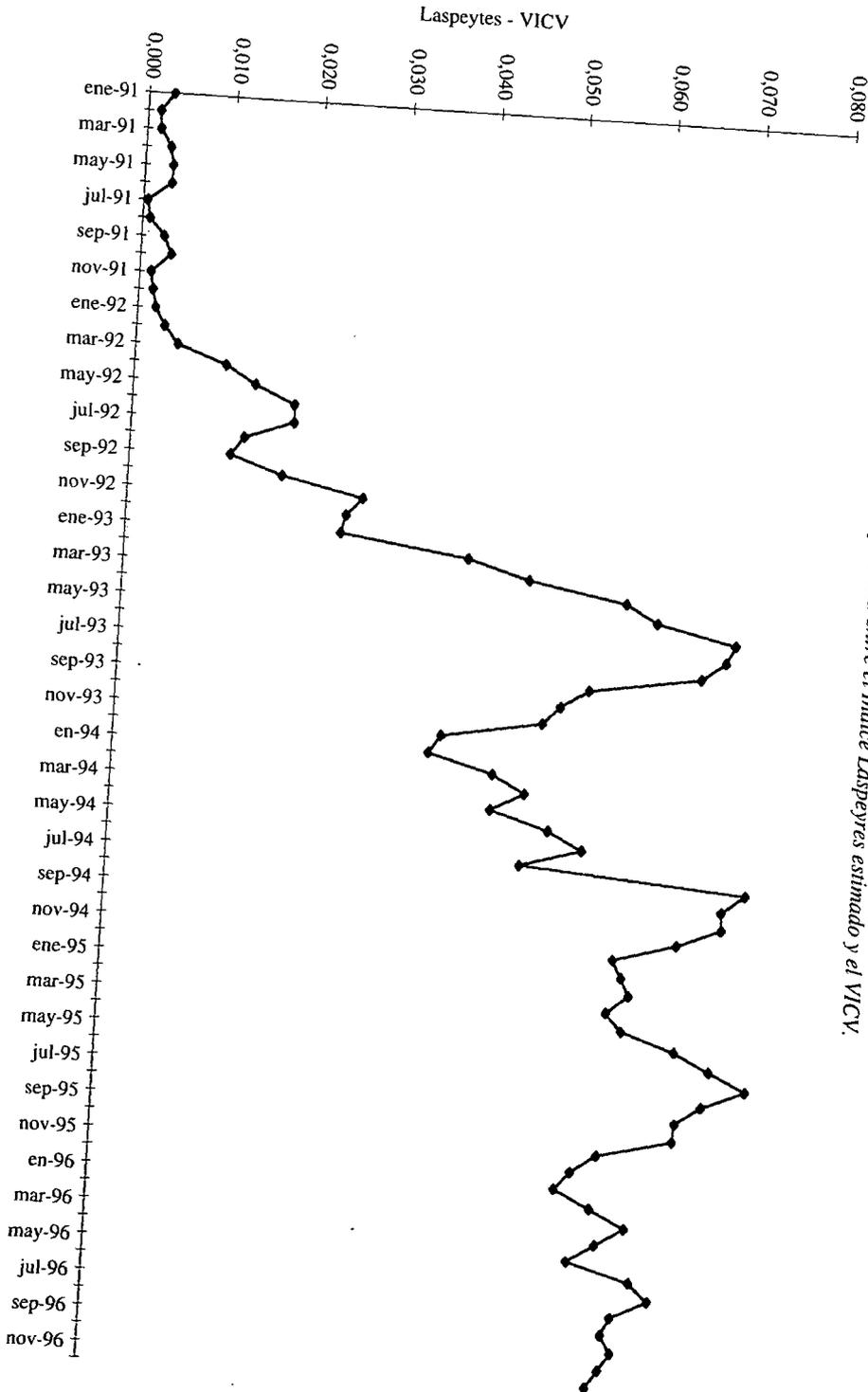


FIGURA 2. Diferencia entre el Índice Laspeyres estimado y el VICV.

Esta aparente contradicción se explica por los dos hechos siguientes. En primer lugar, el peso de una cierta partida de consumo en el IPC se obtienen de forma muestral, esto es, calculando la proporción que el gasto de todas las familias en dicha partida supone sobre el gasto total de ese conjunto familiar. En nuestro caso, se trata de proporciones de consumo estimadas mediante un sistema de funciones de demanda, a partir de las cantidades demandadas y los precios específicos pagados por cada hogar individual y, por tanto, distintos de una familia a otra.

En segundo lugar, ha de tenerse en cuenta que no es posible obtener los precios nominales utilizados por el IPC sino tan sólo los índices. Dichos precios ni son públicos, ni el servicio encargado de su elaboración está autorizado para facilitarlos.

En todo caso, y con el fin de asegurar la correcta especificación y estimación del modelo, hemos efectuado la siguiente comprobación. Es posible elaborar un índice de precios tipo Laspeyres utilizando las mismas ponderaciones y precios nominales del año base aplicadas en la elaboración del VICV. El índice resultante debe constituir, efectivamente, un límite superior del VICV. Este fenómeno se pone de manifiesto en la *Figura 2*. En ella se presenta la diferencia entre el índice de Laspeyres elaborado y el VICV; aunque se trata de una diferencia de escasa magnitud es, en todo caso, positiva.

Volviendo a la comparación entre el IPC oficial y nuestro VICV señalemos, brevemente, algunas regularidades.

El IPC oficial ha infravalorado el crecimiento de los precios durante todo el periodo de análisis, si tomamos como referencia el VICV aquí calculado. Las diferencias entre ambos índices no son, sin embargo, de muy elevada magnitud. Y es que, con una agregación de 10 partidas de carácter genérico y bastante excluyente, la posibilidad de sustitución entre bienes queda altamente mermada, tal y como se demuestra en la reducida magnitud de las elasticidades cruzadas de la demanda.

Las máximas divergencias entre los índices se registraron en octubre de 1992 y en julio de 1995; en el primero de esos periodos el IPC infravaloró el incremento interanual de los precios en 0,8 puntos porcentuales y en el segundo lo hizo en algo más de 0,6 puntos. Por otro lado, si calculamos la variación acumulada de los precios a lo largo de todo el periodo aquí considerado (esto es, desde enero de 1991 hasta diciembre de 1996), el crecimiento de los precios según nuestro VICV superó en 2,25 puntos porcentuales al incremento oficial registrado por el IPC.

7. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos elaborado un Verdadero Índice del Coste de la Vida para España. Dicho índice se sustenta en las funciones microeconómicas de gasto derivadas de la estimación de un sistema flexible de ecuaciones de demanda.

Las conclusiones más relevantes son las siguientes:

El crecimiento interanual de los precios medido a partir del IPC oficial se encuentra sistemáticamente por debajo del incremento derivado del VICV aquí estimado. A pesar de ello, las diferencias entre ambos incrementos no superan, en ningún caso, los 0,8 puntos porcentuales. Esta escasa divergencia entre los índices puede, en buena medida, asociarse a la agregación de partidas de gasto aquí considerada (10 partidas bastante excluyentes entre sí), con la que no es posible detectar importantes efectos de sustitución entre bienes.

De esta forma, el desarrollo lógico de este trabajo pasa por formular un sistema flexible de ecuaciones de demanda al que se imponga algún tipo de separabilidad entre esas 10 grandes partidas de bienes. De acuerdo con dicho supuesto, se trataría entonces de considerar explícitamente los bienes que componen cada una de las partidas (por definición buenos sustitutivos entre sí) y estimarlos como subsistemas de demanda separados. De esta forma, se podrían captar más fielmente los efectos de sustitución entre bienes, que constituyen la fuente de divergencia básica entre los índices Laspeyres y los verdaderos índices del coste de la vida.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Ahijado, M. y otros (1985): *Diccionario de Teoría Económica*. Ed. Pirámide. Madrid.
- Braithwait, S. (1980): «The substitution bias of the Laspeyres price index: an analysis using estimated cost-of-living indexes» *The American Economic Review*, vol. 70, nº 1, pp. 64-77.
- Carrascal, U. (1996a): «Estimación de escalas de equivalencia de consumo mediante un modelo de demanda casi ideal (AIDS) ampliado». *Estudios de Economía Aplicada*, nº 6, pp.25-38.
- Carrascal, U. (1996b): «Estimación de un sistema de ecuaciones no lineales aparentemente incorrelacionadas» *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, nº 11, pp. 369-77.
- Carrascal, U. (1997a): *Aplicaciones estadísticas y econométricas con SAS*. Editorial RA-MA. Madrid.
- Carrascal, U. (1997b): *Consumo familiar en España. Análisis y obtención de escalas de equivalencia*. Secretariado de Publicaciones e Intercambio Científico. Universidad de Valladolid.
- Carrascal, U. (2000): «AIDS extended by means of family composition». *Applied Economics Letters*, vol. 7, nº 1, pp. 21-23.
- Contreras, D. y Sancho, A. (1992): «Elaboración de un índice de precios para una función de demanda A.I.D.S. de la economía española». *Cuadernos de Economía*, vol. 20, pp. 291-308.
- Deaton, A. S. y Muellbauer, J. (1980a): «An Almost Ideal Demand System». *American Economic Review*, vol. 70, nº 3, pp. 312-26.
- Deaton, A. S. y Muellbauer, J. (1980b): *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge University Press, Cambridge.
- INE (1993a): *Boletín I.P.C. Enero, Febrero y Marzo 1993*. Madrid.
- INE (1993b): *Boletín Mensual de Estadística*, nº 22 Octubre 1993. Madrid.
- Konüs, A. A. (1939): «The problem of the true index of cost of living» *Econometrica* vol. 7 nº 1, pp. 10-29. Traducción del ruso al inglés de H. Schultz del artículo de Konüs

- (1924) publicado en el Boletín Económico del Instituto de Coyuntura Económica de Moscú, nº 9-10, pp.64-71.
- Martín-Guzmán, M. P. y Martín Pliego, F. J. (1985): «Números índices». Capítulo 11 del *Curso básico de Estadística Económica*. Ed. AC. Madrid.
- Muellbauer, J. (1974): «Household composition. Engel curves and welfare comparisons between households» *European Economic Review*, nº 5, pp. 103-22.
- Muellbauer, J. (1975): «Aggregation, income distribution and consumer demand», *Review of Economics Studies*, nº 62, pp. 525-43.
- Muellbauer, J. (1976): «Community preferences and the representative consumer» *Econometrica*, nº 44, pp. 979-99.
- Villar, A. (1996): *Curso de microeconomía avanzada. Un enfoque de equilibrio general*. Antoni Bosch editor, Barcelona.