

Documento de Trabajo 92-07
Abril 1992

División de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Madrid)
Fax (91) 624-9875

INDICES DE PRECIOS INDIVIDUALES PARA LA ECONOMIA
ESPAÑOLA CON BASE DE 1976 Y 1983

Carmen Higuera
Y
Javier Ruiz-Castillo*

Resumen

En este documento se informa sobre la disponibilidad de series temporales de periodicidad anual de índices individuales de precios de consumo. Los "individuos" son los hogares de las dos grandes Encuestas de Presupuestos Familiares realizadas en 1973-74 y 1980-81 por el Instituto Nacional de Estadística. Las series se han obtenido a partir de la información publicada para los dos últimos sistemas oficiales del Índice de Precios de Consumo, basado en 1976 y el aún vigente con base de 1983. La documentación técnica de los distintos ficheros va precedida de una explicación de los rasgos generales de un sistema de índices de precios de consumo y de las características esenciales del sistema español.

Palabras clave:

Indices de precios, Encuestas de Presupuestos Familiares

* Higuera, Instituto Nacional de Estadística;
Ruiz-Castillo, División de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.

AGRADECIMIENTOS:

Los autores desean agradecer la eficaz colaboración de Dolores Alonso-Colmenares y Ana Lara en la generación de ficheros auxiliares, así como la atención de Gonzalo Arnaiz, responsable de la Ayuda al Usuario de Microinformática de la Universidad Carlos III.

También desean agradecer la financiación prestada por la DGICYT, con cargo al Proyecto PB-890103, y por la Cátedra "Gumersindo de Azcárate", ocupada en la actualidad por el segundo autor y financiada por el Ministerio de Asuntos Sociales. Tanto las opiniones como las limitaciones que puedan encontrarse en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, y no de las personas y organismos mencionados anteriormente.

INDICE

	Página
INTRODUCCION	1
I. GENERALIDADES	3
II. EL SISTEMA ESPAÑOL DE INDICES DE PRECIOS DE CONSUMO	5
III. LA CONSTRUCCION DE INDICES DE PRECIOS INDIVIDUALES	16
A. Indices con base en 1976	19
B. Indices con base en 1983	24
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	26
APENDICE 1	
1. Significado y relación entre los 8 grupos y las 58 rúbricas del IPC-76	27
2. Conversión de las rúbricas del IPC-83 en las del IPC-76	30
Cuadro 1. Ponderación en tantos por mil de las 58 rúbricas de gasto en el Conjunto Nacional	33
Cuadro 2. Ponderación en tantos por mil de los 8 grupos de gasto en el Conjunto Nacional	36
Cuadro 3. Medias y desviaciones típicas de los índices individuales contruidos con datos nacionales	37
Cuadro 4. Medias y desviaciones típicas de los índices individuales contruidos con datos nacionales y autonómicos	39
APENDICE 2	
1. Significado y relación entre los 8 grupos y las 57 rúbricas del IPC-83	40
2. Conceptos auxiliares para la obtención de las 60 rúbricas necesarias para el enlace del IPC-83 con el periodo 1977-85	43
3. Nueva serie de 52 rúbricas necesarias para la construcción, con base en 1983, de la serie B de indices individuales para 1985-1990	45
Cuadro 1. Ponderación en tantos por mil de las 57 rúbricas de gasto en el Conjunto Nacional	46
Cuadro 2. Ponderación en tantos por mil de los 8 grupos de gasto en el Conjunto Nacional	49
Cuadro 3. Medias y desviaciones típicas de los índices individuales contruidos con datos nacionales	50
Cuadro 4. Medias y desviaciones típicas de los índices individuales contruidos con datos nacionales y autonómicos	52

INTRODUCCION

Continuando con una fructífera iniciativa de la que ya se dió cuenta en otros Documentos de Trabajo de esta colección (véase Alonso-Colmenares, Lara y Ruiz-Castillo (1991 y 1992), en la Universidad Carlos III de Madrid se están construyendo bases de datos microeconómicos sobre España bien documentadas y fácilmente accesibles a la comunidad investigadora internacional.

En esta ocasión, se informa sobre la disponibilidad de series temporales de periodicidad anual de índices individuales de precios de consumo. Los "individuos" son los hogares de las dos grandes Encuestas de Presupuestos Familiares realizadas en 1973-74 y 1980-81 por el Instituto Nacional de Estadística (INE de aquí en adelante). Las series se han construido a partir de la información publicada para los dos últimos sistemas oficiales del Índice de Precios de Consumo, el basado en 1976 y el aún vigente con base en 1983. Este esfuerzo se ha realizado bajo los auspicios de la DGICYT y de la Cátedra *Gumersindo de Azcárate*, creada por convenio entre esta Universidad y el Ministerio de Asuntos Sociales.

Las series con base en 1976 para datos nacionales sobre 58 rúbricas, son válidas esencialmente para el período que va desde el año base al primer semestre de 1985. Sin embargo, con ayuda del "enlace estructural" realizado en el INE, se han prolongado hacia atrás hasta el año 1961. Se dispone también de series construidas con información de precios a escala autonómica para el periodo 1978-1985, excepto el año 1980.

Por otra parte, los datos sobre precios, nacionales y autonómicos, con base en 1983 sólo han podido enlazarse hasta 1978. Por ello, se han construido series temporales de índices individuales sólo para los hogares de la Encuesta de 1980-81.

En cualquier caso, se ha pensado que la documentación técnica de los distintos ficheros debería ir precedida de una explicación suficiente de los rasgos generales de un sistema de índices de precios de consumo y de las características esenciales del sistema español. Sólo así, creemos, podrán apreciarse tanto las posibilidades como las limitaciones de la información a escala individual que aquí se ofrece.

El trabajo se organiza en tres apartados y dos Apéndices. El primer apartado se dedica a exponer determinadas generalidades sobre índices de precios que es preciso tener presente para entender lo que sigue. En el segundo apartado se resumen los aspectos fundamentales de la metodología seguida por el INE para elaborar el IPC de nuestro país, prestando especial atención a la diferencia existente entre los niveles de desagregación con que se trabaja internamente en el Instituto y los ámbitos a los que se refieren las publicaciones oficiales. Finalmente, se describe con precisión los ficheros de índices individuales que se han construido, seis con base en 1976 y cuatro con base en 1983, destacando aquellos factores que, en nuestra opinión, interesarán al usuario potencial para decidir cómo utilizar debidamente dicha información.

La descripción del espacio de los bienes utilizado en cada caso y algunos estadísticos de las series basadas en 1976 o 1983 se han relegado a los Apéndices 1 y 2, respectivamente.

Si además de ofrecer las series individuales de índices de precios de consumo con base en 1976 y 1983, este trabajo contribuyera a abrir un debate sobre la conveniencia de que el INE elaborara sistemáticamente series de índices individuales al máximo nivel de desagregación posible con la información que sólo debe ser accesible

al Instituto, estamos seguros que la comunidad estadística y la comunidad investigadora quedarían igualmente beneficiadas.

I. GENERALIDADES

Un índice de precios es un instrumento para expresar la comparación de dos vectores de precios a través de un escalar.

Si los vectores $p_1 = (p_{11}, \dots, p_{v1}, \dots, p_{n1})$ y $p_0 = (p_{10}, \dots, p_{v0}, \dots, p_{n0})$ fueran proporcionales de manera que, por ejemplo, $(p_{v1}/p_{v0}) = 1.05$ para todo v , no habría dificultad en afirmar que el nivel de precios en la situación 1 es el 5 por 100 más alto que en la situación 0. Sin embargo, si como suele ser el caso los precios relativos difieren en las dos situaciones objeto de estudio, entonces es preciso elegir un estándar de comparación que comienza por la especificación del grupo humano al que el índice se refiere.

En el contexto de los índices de precios de bienes y servicios de consumo, se trata de seleccionar una medida del nivel de vida o satisfacción de un individuo o un colectivo determinado. En el ámbito de la teoría económica del consumidor, donde a cada individuo se le asigna un orden de preferencia que supondremos representable por una función de utilidad, ese nivel de satisfacción se identifica con la posibilidad de alcanzar un cierto conjunto de indiferencia. A partir de ahí, se define un "verdadero índice de precios o del coste de la vida" como el cociente entre el mínimo coste de mantener un nivel de utilidad dado a los precios p_1 y a los precios p_0 .

En la práctica, tanto para un individuo cuyas preferencias se desconocen como para un colectivo, es conveniente identificar ese nivel de vida o satisfacción con una combinación fija de bienes o artículos, conocida a veces como la "cesta de la compra". Si denominamos ésta por el vector n -dimensional $q = (q_1, \dots, q_v, \dots, q_n)$, entonces el índice de precios de consumo para comparar los vectores p_1 y p_0 en términos de la combinación de bienes de referencia q se define por

$$I(p_1, p_0; q) = (\sum_v p_{v1} q_v) / (\sum_v p_{v0} q_v) = (\sum_v c_v^1) / (\sum_v c_v^0) = c^1 / c^0$$

donde c_v^τ es el coste de q_v unidades del artículo v -ésimo a precios de la situación $\tau = 1, 0$, mientras que c^τ es el coste total de la combinación de bienes de referencia en la situación correspondiente. Así pues, desde este punto de vista un índice de precios de consumo también mide el coste relativo de alcanzar un mismo nivel de vida en dos situaciones de precios alternativas.

Para el sujeto de que se trate, definamos como sigue la proporción al gasto en el bien o servicio v a los precios de la situación 0:

$$w_v^0 = p_{v0} q_v / (\sum_v p_{v0} q_v) = c_v^0 / c^0.$$

Si denotamos el vector de proporciones al gasto por $w^0 = (w_1^0, \dots, w_v^0, \dots, w_n^0)$, es inmediato verificar que la expresión

$$I(p_1, p_0; w^0) = \sum_v w_v^0 (p_{v1} / p_{v0})$$

coincide con $I(p_1, p_0; q)$, lo cual revela nítidamente que el índice de precios que hemos definido es la media de las variaciones experimentadas por todos los precios, ponderadas por la importancia que cada artículo tiene, a los precios de la situación base, en el presupuesto del individuo o el grupo al que el índice se refiere.

Para nuestros propósitos, es importante poner de manifiesto que cuando se construye de la manera habitual un índice de precios para un conjunto de individuos, existe una estrecha relación entre el índice de precios agregado y los índices de precios individuales.

Designemos por q^h la combinación de bienes de referencia del individuo h y por w^{h0} el vector de sus proporciones al gasto en los distintos bienes a los precios del período base. Denominemos también por Q y W^0 los correspondientes vectores para el colectivo en cuestión. Finalmente, definamos por

$$I^h(p_1, p_0; q^h) = (\sum_v p_{v1} q_v^h) / (\sum_v p_{v0} q_v^h) = I^h(p_1, p_0; w^{h0}) = \sum_v w_v^{h0} (p_{v1}/p_{v0})$$

y

$$I(p_1, p_0; Q) = (\sum_v p_{v1} Q_v) / (\sum_v p_{v0} Q_v) = I(p_1, p_0; W^0) = \sum_v W_v^0 (p_{v1}/p_{v0})$$

los índices de precios del individuo h y del agregado, respectivamente.

Pues bien, es fácil demostrar que siempre que las cantidades de referencia para el colectivo se estimen a través de la media simple de las cantidades de los individuos, entonces la proporción agregada al gasto en cada bien será la media ponderada de las proporciones al gasto de los individuos, donde las ponderaciones son la importancia relativa del gasto total del individuo sobre el gasto total del colectivo. Es decir, si

$$Q_v = (\sum_h q_v^h) / H,$$

entonces

$$\begin{aligned} W_v^0 &= (p_{v0} \sum_h q_v^h) / (\sum_v p_{v0} \sum_h q_v^h) = [\sum_h [c^{h0} (p_{v0} q_v^h) / c^{h0}] / (\sum_h \sum_v p_{v0} q_v^h)] \\ &= \sum_h \alpha^h w_v^{h0}, \end{aligned}$$

donde

$$\alpha^h = c^{h0} / \sum_h c^{h0}.$$

Este resultado se obtiene también si, a partir de la información individual, se construyen las ponderaciones y los quantas agregados de la manera siguiente:

$$W_v^0 = C_v^0 / \sum_v C_v^0$$

y

$$Q_v = C_v^0 / p_{v0},$$

respectivamente, donde

$$C_v^0 = \sum_h c_v^{h0}$$

En cualquier caso, se verifica que

$$I(p_1, p_0; Q) = \sum_h \alpha^h I^h(p_1, p_0; q^h);$$

o, lo que es lo mismo,

$$I(p_1, p_0; W^0) = \sum_h \alpha^h I^h(p_1, p_0; w^{h0}).$$

Luego, en la construcción habitual de un índice de precios agregado que, como hemos visto, es una media ponderada de los índices de precios individuales, el peso de cada individuo es proporcional a su gasto total; en otras palabras, los hogares más ricos pesan más que los pobres. Esta es la razón por la que S.J. Prais (1959) calificó estos índices como "plutocráticos", aunque, por supuesto, nada impide que se ensaye la agregación con arreglo a criterios alternativos, como la media simple o la media ponderada por el tamaño del hogar o el número de votantes, que conducen a distintas versiones de índices "democráticos".

Para concluir este apartado, resta sólo recordar que en un contexto temporal la combinación de bienes q , representativa del nivel de vida del sujeto al que el índice se refiere, puede estar fechada en el período base 0, en el momento actual 1, o en cualquier otro período de tiempo τ . Entonces tendríamos,

$$I(p_1, p_0; q_0) = (\sum_v p_{v1} q_{v0}) / (\sum_v p_{v0} q_{v0}) = I(p_1, p_0; w^0) = \sum_v w_v^0 (p_{v1} / p_{v0});$$

$$I(p_1, p_0; q_1) = (\sum_v p_{v1} q_{v1}) / (\sum_v p_{v0} q_{v1}) = I(p_1, p_0; w_1^0) = \sum_v w_{v1}^0 (p_{v1} / p_{v0})$$

y

$$I(p_1, p_0; q_\tau) = (\sum_v p_{v1} q_{v\tau}) / (\sum_v p_{v0} q_{v\tau}) = I(p_1, p_0; w_\tau^0) = \sum_v w_{v\tau}^0 (p_{v1} / p_{v0}).$$

En estos casos, se dice que se utiliza una fórmula del tipo Laspeyres, Paasche o Lowe, respectivamente.

II. EL SISTEMA ESPAÑOL DE INDICES DE PRECIOS DE CONSUMO

Comenzaremos la descripción del Sistema de Números Índices de Precios de Consumo que se construye en España, transcribiendo la definición literaria de García España y Serrano (1980), autores del tratado definitivo sobre la metodología empleada en el IPC con base en 1976 que es, en lo esencial, la utilizada en el IPC que está aún vigente con base en 1983. Nos referiremos a ambos sistemas como IPC-76 e IPC-83, respectivamente.

El sistema se define como "El conjunto armonizado de indicadores económicos que, a los distintos niveles de desagregación previstos, tanto en el orden territorial como en el de clasificación por la naturaleza de los artículos, valúan mediante fórmulas del tipo Laspeyres la evolución de los precios a través del tiempo del colectivo de artículos (bienes y servicios) consumidos en un año determinado por las personas que componen el estrato socioeconómico de referencia y que son adquiridos a precios normales de consumo. Incluye también los bienes adquiridos y servicios recibidos a precios políticos y los precios virtuales o imputados a determinadas partidas de consumo."

El comentario sobre alguno de los términos y conceptos contenidos en esta definición nos permitirá asomarnos a la fascinante tarea que supone la construcción de un IPC como el español, revestido de las máximas garantías metodológicas. El usuario interesado en completar esta somera descripción debe consultar la obra citada de García España y Serrano, así como las publicaciones oficiales del INE que se citan en la bibliografía.

En el sistema español, el estrato de referencia designa a la población a que se refiere el índice. Se pretende que esté formado por hogares residentes en todos los puntos del país y que en el aspecto socioeconómico sea lo suficientemente amplio como para que contenga la mayoría de la población y, al mismo tiempo, mantenga una cierta homogeneidad en cuanto a los hábitos de consumo.

Como en las páginas precedentes, por artículo se entiende cualquier bien o servicio de consumo en el más amplio sentido. En todo caso, el colectivo de artículos cubierto por el índice rebasa los bienes o servicios adquiridos a precios de mercado o a precios administrados por el sector público, para incluir otras partidas como el autoconsumo de los hogares familiares, el autosuministro, las remuneraciones en especie, los pagos monetarios y/o en especie al servicio doméstico, el valor imputado a los servicios de las viviendas ocupadas por sus propietarios, o ciertos subsidios que concede el sector público en áreas como la sanidad o la educación.

En España, como en la mayoría de los países avanzados, el estrato de referencia y el colectivo de artículos que éste consume se determinan a partir de la información recogida por el INE a través de las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF de aquí en adelante), que investigan el gasto, los ingresos, el ahorro y una amplia serie de características geográficas, demográficas y socioeconómicas de unos 25.000 hogares residentes en viviendas familiares. Las dos últimas publicadas, realizadas de julio de 1973 a junio de 1974 y de abril de 1980 a marzo de 1981, se utilizaron, como veremos, en la elaboración del IPC-76 y del IPC-83, respectivamente. Actualmente se está procesando otra gran encuesta del mismo tamaño, recogida entre abril de 1990 y marzo de 1991, con la que se procederá al siguiente cambio de base del IPC.

El estrato de referencia para el IPC-76 está constituido por los hogares activos pluripersonales con ingresos comprendidos entre 81.000 pesetas, que era el salario mínimo del período 1973-74, y una cota máxima de 720.000 pesetas de esa época. En el IPC-83 se incluyeron todos los hogares pluripersonales -incluyendo los inactivos- con ingresos comprendidos entre 322.575 pesetas -el salario mínimo del período 1980-81- y 2.000.000 de pesetas que corresponden, aproximadamente, a la cota superior utilizada en el IPC-76 a pesetas de 1980-81.

La cobertura del estrato de referencia en tanto por 100 respecto a los totales estimados en las encuestas respectivas es la siguiente:

Base del Índice	Hogares	Personas	Gastos
1976	71,5	85,0	81,5
1983	79,0	86,1	85,4

En cuanto al colectivo de artículos, ambas encuestas clasifican inicialmente los gastos de consumo de los hogares en los 8 grandes grupos a un dígito propuestos por la CEE. A renglón seguido, como se observa en las tres primeras columnas de los cuadros siguientes, dentro de los grupos se distinguen los subgrupos a dos dígitos, las clases a tres, y lo que se denomina las parcelas patrón que es el máximo nivel de desagregación contemplado en la construcción del índice y que se indican de aquí en adelante por el subíndice i.

IPC-76

GRUPO	Subgrupo	Clase	Parcela	Subclase	Rúbrica
1. Alimentación, bebidas y tabaco	3	14	141	68	25
2. Vestido y calzado	2	11	48	21	10
3. Vivienda	3	5	25	9	3
4. Menaje y servicios para el hogar	6	8	64	18	6
5. Servicios médicos y conservación de la salud	1	3	19	8	2
6. Transportes y comunicaciones	4	9	33	12	4
7. Esparcimiento, deportes, cultura y enseñanza	2	6	27	17	6
8. Otros gastos	2	4	21	8	2
Total	23	60	378	161	58

IPC-83

GRUPO	Subgrupo	Clase	Parcela	Subclase	Rúbrica
1. Alimentación, bebidas y tabaco	4	14	171	38	24
2. Vestido y calzado	2	4	56	11	8
3. Vivienda	2	6	24	7	3
4. Menaje y servicios para el hogar	6	10	56	15	6
5. Servicios médicos y conservación de la salud	5	5	18	5	2
6. Transportes y comunicaciones	4	10	26	8	4
7. Esparcimiento, deportes, cultura y enseñanza	4	8	40	14	7
8. Otros gastos	6	10	37	8	3
Total	33	67	428	106	57

Tanto para la estimación de las ponderaciones como para la toma de precios, el territorio se divide en los llamados conjuntos primarios que son de tres tipos: el tipo 1, urbano capital, formado por las 50 capitales de provincia más Ceuta y Melilla; el tipo 2, urbano no capital, constituido por los municipios no capitales de más de 50.000 habitantes, y el tipo 3, no urbano, de los que existe uno por provincia formado por todos los municipios no contados anteriormente. Comoquiera que los conjuntos primarios del tipo 1 y 3 son los mismos para los sistemas de 1976 y 1983, mientras que los de tipo 2 han pasado de 13 a 20, el IPC-76 distingue 115 en total y el IPC-83 122, que se indicarán por el subíndice j.

En el sistema español, se consideran artículos distintos los que teniendo la misma especificación pertenecen a conjuntos primarios diferentes. Por ejemplo, el metro cúbico de gas ciudad en Madrid es un artículo con ponderación y precio propios, distinto del metro cúbico de gas ciudad en Sevilla, donde tendrá otra ponderación y otro precio. Así, en el IPC-76, la combinación básica de artículos o la "cesta de la compra" se compone del producto de $i = 1, \dots, 378$ parcelas patrón y $j = 1, \dots, 115$ conjuntos primarios, es decir, 43.470 ítems que denominaremos parcelas. En el IPC-83 la cesta incluye el producto de 428 parcelas patrón por 122 conjuntos primarios.

Con estos antecedentes, el índice general del periodo t para el conjunto nacional puede expresarse por la fórmula:

$$I(p_t, p_0; Q) = (\sum_{ij} P_{ijt} Q_{ij}) / (\sum_{ij} P_{ij0} Q_{ij}) = I(p_t, p_0; W^0) = \sum_{ij} W_{ij}^0 I_{ijt}$$

donde $W^0 = \{W_{ij}^0\}$ con

$$W_{ij}^0 = P_{ij0} Q_{ij} / \sum_{ij} P_{ij0} Q_{ij}$$

constituye el esquema de ponderaciones del índice, mientras que las expresiones

$$I_{ijt} = P_{ijt} / P_{ij0}$$

se conocen como los índices simples de precios.

Las preguntas clave a partir de aquí son (1) ¿cómo se obtienen en la práctica los índices simples?; (2) ¿cómo se estima el vector de ponderaciones (o, alternativamente, el vector de los cuantos Q)?; (3) ¿de qué información disponemos para calcular los índices de precios individuales que son el objeto de este documento?, y (4) ¿cómo se resuelve el problema del enlace de series cuando se produce un cambio del sistema?

(1) Para cada parcela patrón, los expertos seleccionan opináticamente un elemento-artículo que la representa, que comprende un agregado de productos o servicios similares que poseen una serie de características comunes pero que pueden diferir en otras. El conjunto de todos ellos se conoce como la muestra básica de artículos. Puesto que, como se ha dicho, un mismo artículo se considera diferente en función del espacio territorial en que se consume, en cada conjunto primario se determina una muestra de artículos propia que, salvo escasas excepciones, está compuesta por los artículos de la muestra básica. Así pues, en el caso del IPC-76, por ejemplo, la muestra de artículos para el conjunto nacional, o "cesta muestral de la compra", consta de 43.470 elementos-artículos, para cada uno de los cuales es preciso obtener un índice simple de precios.

Para aquellos bienes o servicios con idénticas especificaciones físicas se reserva el término variedad, cuyos precios pueden diferir en distintos establecimientos. El concepto de elemento-variedad se refiere, precisamente, a los bienes o servicios pertenecientes a una sola variedad que se expenden en un mismo establecimiento y, en consecuencia, que se venden al mismo precio.

La cuestión, por tanto, es la siguiente: en un conjunto primario determinado y en un período de tiempo que suele ser de un mes, ¿qué tipo de precio se asigna a un elemento-artículo a partir de los precios de los elementos-variedad que comprende? Como veremos, en el caso general se trata de un precio medio que sintetiza en un escalar las distintas tomas que se hayan realizado en el tiempo y en el espacio.

Hay artículos cuyas variaciones de precios se originan en la capital de una provincia, o en un municipio de gran tamaño, e inmediatamente se extienden a toda la provincia, como ocurre con la mayoría de los bienes y servicios comprendidos en los grupos 2 y del 4 al 8. En cambio, en los grupos 1 y 3, que se refieren a los alimentos y la vivienda, los precios varían con bastante independencia de unos municipios a otros.

La estratificación espacial para la toma de precios sigue de cerca estas características. Así, en el primer caso los estratos están definidos por la provincia, mientras que, dejando aparte la vivienda que merece consideración especial, para la obtención de precios de los productos alimenticios se han determinado unos estratos infraprovinciales que se denominan zonas mercantiles o zonas de precios. Estas pueden ser parte de una capital de provincia o un municipio urbano, pueden coincidir con un solo municipio, o pueden comprender varios de ellos de tipo rural. Por

ejemplo, en el IPC-76 el país quedó subdividido en 347 zonas, mientras que en el IPC-83 se distinguieron 417.

En el caso más complejo de los productos alimenticios, los precios se toman varias veces al mes en una serie de establecimientos situados en los mercados más importantes de los distritos que componen una zona de precios, o en los municipios considerados, a estos efectos, como cabecera de la zona. Ahora bien, en cada zona sólo se toma el precio de una variedad en un mismo establecimiento: el precio del elemento-variedad del elemento-artículo de que se trate. Naturalmente, tanto las características físicas de esa variedad como el establecimiento en que se adquiere se mantienen fijas, en la medida de lo posible, a lo largo del período de vigencia del sistema.

Teniendo en cuenta que el menor período de tiempo para el que se calcula un índice suele ser de un mes, designemos por p_{izjdt} el precio corriente o el precio obtenido por observación directa del elemento-variedad iz_j en el día d del mes t . Denominemos por D el número fijo de días al mes en que se obtienen precios, por T_{z_j} el número, igualmente fijo, de habitantes de la zona z_j , y por $T_j = \sum_{z_j} T_{z_j}$ la población total del conjunto primario j . Para cada zona z_j se calcula la media simple de las tomas diarias en el mes t :

$$\bar{p}_{izjt} = (\sum_d p_{izjdt}) / D .$$

A renglón seguido, se pondera ese precio por la importancia de la población de esa zona sobre el total de la población del conjunto primario de que se trate:

$$\bar{p}_{ijt} = (\sum_{z_j} T_{z_j} \bar{p}_{izjt}) / T_j .$$

El siguiente ejemplo, tomado de García España y Serrano (p. 344) servirá para ilustrar el proceso: "La **"parcela patrón"** puede ser **"vegetales en conserva"**, y dentro de ella se elige un elemento-artículo: lata de tomate pelado al natural de 1 Kg. que será el que la represente. En un determinado conjunto primario que conste de tres zonas mercantiles, posiblemente no exista la misma marca y con el mismo peso. Entonces se tomará en la primera la lata de 0,5 Kg. de la marca "x", que cuesta 20 pts. (a 40 pts. Kg.), en la segunda la de la marca "y" de 1 Kg. y 36 pts. de precio, y en la otra, la marca "z" con 1 Kg. igual a la anterior pero a 41 pts. Cada una de estas tres latas será un elemento-variedad y el precio medio por Kg., ponderado como hemos visto, supongamos que es de 38 pts. Este será el que se asigna al elemento-artículo **"Kg. de tomate en lata natural pelado"** de ese conjunto primario. En otro conjunto primario estará formado por otros elementos-variedad, por lo que será distinto y conviene diferenciarlos, de ahí que rehuíamos a denominarlos a ambos como el mismo artículo con precios distintos. . . El elemento-artículo es una ficción formada por los elementos-variedad cuyos precios han entrado a formar el \bar{p}_{ijt} , mientras que el artículo, o la variedad, o el elemento-variedad son productos o servicios realmente existentes."

A su vez, para el precio medio de ese elemento-artículo en el período base \bar{p}_{ij0} se aplican las mismas fórmulas, donde D son los días en que se tomaron precios para los elementos-variedad correspondientes durante ese período, por ejemplo todo el año 1976 o 1983 en el sistema anterior y en el vigente, respectivamente.

Para los elementos-artículo del grupo 2 o del 4 al 8, típicamente se toman varios precios en las capitales de provincia. Se considera que la media simple de los

mismos es el precio que rige en todas las cabeceras de zona de la provincia, cada una de las cuales representa, a su vez, la totalidad de la zona mercantil.

En ambos casos, la estimación del índice simple del elemento-artículo seleccionado para representar la parcela i en el conjunto primario j viene dada por:

$$I_{ijt}^{\#} = \bar{p}_{ijt} / \bar{p}_{ijo}$$

donde las barras indican que estamos ante un promedio de precios y el símbolo # denota que se trata de una aproximación al concepto teórico I_{ijt} .

Lo expuesto hasta aquí sirve como regla general aplicable a la mayoría de los artículos que componen la cesta de la compra muestral, pero hay algunos que exigen un tratamiento especial en el que aquí no nos podemos detener. Se trata de los artículos con precios nacionales o con precios estables; las frutas y las verduras como prototipo de los artículos estacionales; los bienes y servicios sometidos a las mutaciones de la moda o a rápidos cambios de sus especificaciones técnicas, y los alquileres de las viviendas, incluidos los imputados a las viviendas en propiedad o cedidas gratuitamente por varios motivos. Los detalles de estos casos especiales pueden encontrarse, por ejemplo, en el capítulo XVIII de la obra de García España y Serrano.

Para cerrar la información sobre este aspecto de la construcción del IPC, recordemos que en el sistema con base en 1976 la información primaria consistía en 116.000 precios al mes, aproximadamente, mientras que en el vigente se toman unos 146.000.

(2) ¿Qué ponderaciones se asignan a cada uno de los índices simples estimados de la manera indicada? La opción es a) elegir la importancia relativa para el estrato de referencia de la cantidad consumida del elemento-artículo seleccionado para representar cada parcela (método conocido como de ponderación directa), o bien b) la importancia relativa de la totalidad de los artículos que componen la parcela (ponderación representativa). La alternativa seguida por el INE es la segunda: al índice simple de cada elemento-artículo se le atribuye la ponderación de toda la parcela y no solamente la suya propia.

En la práctica, la información de que se dispone para construir la ponderación de cada parcela se obtiene a partir de una gran Encuesta de Presupuestos Familiares. Designemos por

$$c_{ije}^h = \sum_k c_{ijke}^h$$

el gasto que se ha observado que el hogar h , residente en el conjunto primario j , ha incurrido en todo tipo de variedades k pertenecientes a la parcela i durante el período de la encuesta e . La estructura de ponderaciones $W_e^e = \{W_{ije}^e\}$ se define por

$$W_{ije}^e = C_{ije} / \sum_{ij} C_{ije}$$

donde C_{ije} es el gasto total en esa parcela por parte de los hogares que componen el estrato de referencia, es decir,

$$C_{ije} = \sum_h c_{ije}^h$$

Así pues, el índice general se calcula de acuerdo con la expresión

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^e) = \sum_{ij} W_{ije}^e I_{ijt}^{\#}$$

Ahora bien, ¿con qué vector de cantidades está asociado ese índice? Si se contara con una estimación de los "precios medios" de las parcelas en el período de la encuesta, $\bar{p}_e = \{\bar{p}_{ije}\}$, podría definirse $Q_e = \{Q_{ije}\}$ donde

$$Q_{ije} = C_{ije} / \bar{p}_{ije}$$

de manera que

$$W_{ije}^e = (\bar{p}_{ije} Q_{ije}) / \sum_{ij} \bar{p}_{ije} Q_{ije}$$

Pero el índice de Lowe

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; Q_e) = \sum_{ij} \bar{p}_{ijt} Q_{ije} / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ije}$$

no es igual al índice $I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^e)$ calculado por el INE, sino a la expresión

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^0) = \sum_{ij} W_{ije}^0 I_{ijt}^{\#}$$

donde las ponderaciones se calculan a los precios medios del período base:

$$W_{ije}^0 = (\bar{p}_{ij0} Q_{ije}) / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ije}$$

Naturalmente, los precios \bar{p}_{ije} no se conocen. Piénsese que en el momento de la encuesta no se dispone todavía de la lista de las parcelas, los elementos-artículos que las representan o los elementos-variedades seleccionados para la toma de precios, para cuya determinación se utiliza precisamente la información proveniente de la encuesta. Sólo se cuenta, posteriormente, con el vector de precios $\bar{p}_0 = \{\bar{p}_{ij0}\}$ correspondiente al período base. En consecuencia, lo que el INE puede construir es el vector de quantas o consumos virtuales $Q^* = \{Q_{ij}^*\}$ que se definen de la manera siguiente:

$$Q_{ij}^* = C_{ije} / \bar{p}_{ij0}$$

La interpretación física de esta magnitud es la siguiente: se trata de la cantidad que podría obtenerse del elemento-artículo que representa a la parcela ij , al precio medio del año base, con el dinero gastado por el estrato de referencia durante el año de la encuesta en todos los bienes y servicios que componen dicha parcela.

Así pues, lo que tenemos es la igualdad

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^e) = I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; Q^*) = \sum_{ij} \bar{p}_{ijt} Q_{ij}^* / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ij}^*$$

Es decir, en rigor el índice general de precios es un índice de Lowe para comparar el vector de precios (medios) \bar{p}_t y el de la situación base \bar{p}_0 en términos de la

combinación (virtual) de bienes Q^* o de la estructura de ponderaciones W_e^e obtenidas a partir del comportamiento observado del estrato de referencia en el período de la encuesta.

De hecho, los expertos de dentro y fuera del INE, que trabajan en Comisiones Mixtas constituidas legalmente con ocasión de los cambios de base del sistema, adaptan la estructura de ponderaciones W_e^e a la realidad del año base a través, usualmente, de leves retoques que conducen a una estructura que podríamos denominar $W_0^0 = \{W_{ij0}^0\}$ donde

$$W_{ij0}^0 = (\bar{p}_{ij0} Q_{ij0}) / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ij0} .$$

Teniendo esto en cuenta y la esperanza de que las estimaciones de los índices simples de precios sigan una evolución que represente bien a la de la correspondiente parcela, tanto García España y Serrano como las publicaciones oficiales del INE afirman, a modo de resumen y sin ningún inconveniente, que "la fórmula empleada es del tipo Laspeyres con ponderación representativa".

(3) Debemos ahora presentar la información disponible para el usuario. El problema es que tanto el contenido detallado de las parcelas, como los artículos específicos de la muestra básica o las variedades seleccionadas en cada uno de los conjuntos primarios, están protegidos -por razones obvias- por el llamado "secreto estadístico" legalmente establecido.

En consecuencia, los niveles de desagregación con que se conoce la estructura de ponderaciones en los distintos ámbitos territoriales son los siguientes: para el conjunto nacional, el urbano y el no-urbano, al nivel de las subclases; para las Comunidades Autónomas, al nivel de los subgrupos; y para las capitales de provincia, al nivel de los grupos.

Sin embargo, el INE no puede facilitar índices de precios representativos para colectivos de bienes tan amplios en ninguno de los casos citados. Así, por ejemplo a escala nacional, como la clasificación por clases no se correspondía suficientemente con la estructura por parcelas, en las dos últimas ocasiones se crearon 58 y 57 rúbricas, respectivamente, para proporcionar índices mensuales al máximo nivel de desagregación. Por otra parte, a escala autonómica sólo se publican índices para los 8 grandes grupos en ambos sistemas.

Ahora bien, es importante dejar claro cómo se pasa del nivel con que el INE trabaja internamente -es decir, el producto del número de parcelas patrón por el número de conjuntos primarios- al ámbito con que se publica la información oficial.

En cuanto a la agregación de la estructura de ponderaciones interna W_e^e a un nivel superior, como por ejemplo las subclases a escala nacional, el procedimiento es inmediato: la nueva estructura será $W_{se}^e = \{W_{se}^e\}$ donde

$$W_{se}^e = \sum_{i \in s} \sum_j W_{ije}^e .$$

Es decir, basta sumar sobre todos los conjuntos primarios las ponderaciones originales de las parcelas comprendidas en la subclase.

Sin embargo, en el caso de la agregación de los índices simples $I_{ijt}^{\#}$ en los índices de las rúbricas a escala nacional tenemos

$$I_{rt}^{\#} = (\sum_{i \in r} \sum_j \bar{p}_{ijt} Q_{ij}^*) / (\sum_{i \in r} \sum_j \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ij}^*) = \sum_{i \in r} \sum_j W_{ij}^+ I_{ijt}^{\#},$$

donde

$$W_{ij}^+ = (\bar{p}_{ij0} Q_{ij}^*) / (\sum_{i \in r} \sum_j \bar{p}_{ij0} Q_{ij}^*).$$

Si definimos

$$W_{re}^e = \sum_{i \in r} \sum_j W_{ije}^e,$$

entonces

$$W_{ij}^+ = W_{ije}^e / W_{re}^e.$$

Es decir, el índice de precios para una rúbrica es una media ponderada de los índices simples de los elementos-artículo de que aquella consta, donde las ponderaciones vienen dadas por el peso relativo de cada artículo dentro de la rúbrica en la estructura de gastos del estrato de referencia. Así pues, el problema de agregación de los índices simples dentro de cada rúbrica se resuelve en términos del comportamiento de los hogares del estrato de referencia.

En todo caso, es fácil verificar que el índice general puede expresarse como una media ponderada de los índices de precios de las rúbricas, esto es:

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^e) = \sum_{i,j} W_{ije}^e I_{ijt}^{\#} = \sum_r W_{re}^e I_{rt}^{\#}.$$

(4) Para comprender las limitaciones de los procedimientos disponibles para el enlace de series, es imprescindible entender que la implantación de un nuevo sistema de índices entraña siempre un cambio radical en la medición de la evolución de los precios. Cambia la noción del nivel de vida, que se identifica con una nueva cesta de la compra, y cambia su valoración a los precios del período que ahora se toma como base.

En rigor, al cambiar el instrumento y la unidad de medida, se produce una ruptura sin solución: ni el sistema antiguo vale para el futuro, razón por la cual se decide sustituirlo, ni el sistema nuevo es adecuado para el pasado. No existe un punto común en que ambos sean simultáneamente válidos para determinar una correspondencia entre sí.

Sin embargo, es evidente que para muchos propósitos es imprescindible enlazar ambos sistemas. Siguiendo el tratamiento del tema que se encuentra en el Capítulo XX del texto de García España y Serrano, denominemos por I_{At} e $I_{A't}$ los índices del sistema antiguo en el momento t con la base original y la nueva, y por I_{Nt} el índice nuevo para ese mismo período. En lo que al cambio de base se refiere, está claro que

$$I_{AA'} = I_{A't} / I_{At}.$$

Sin embargo, en general, la medición de los precios en el período t , aún referida a la misma base, dará una respuesta distinta según se trate del sistema antiguo o del nuevo; es decir, $I_{A't} \neq I_{Nt}$.

La solución habitual comienza por seleccionar un período común, p , en el que se mide la evolución de los precios de acuerdo con ambos sistemas pero en la nueva base: $I_{A'p}$ e I_{Np} . A continuación se adopta el supuesto clave de que la evolución del coste de las dos cestas de la compra entre el período p y cualquier momento del tiempo t son proporcionales entre sí:

$$I_{A'p} / I_{A'p} = I_{Np} / I_{Np}.$$

Como para las mediciones en el sistema antiguo

$$I_{A't} / I_{At} = I_{A'p} / I_{Ap}.$$

tendremos

$$I_{Nt} = (I_{Np} / I_{Ap}) I_{At} = K_{A,N} I_{At}.$$

O sea, que para transformar un índice del sistema antiguo I_{At} en su homólogo del sistema moderno I_{Nt} , basta multiplicarlo por el coeficiente de transformación $K_{A,N}$ obtenido como el cociente de los índices moderno y antiguo correspondientes al período de enlace.

Desde luego, si se variara el período p nada garantiza que el coeficiente de transformación permanezca constante. Desde este punto de vista, no cabe duda que la solución de este problema imposible es reconocidamente arbitraria.

Por otra parte, este procedimiento, denominado enlace estructural, puede producir una distorsión coyuntural importante en el momento del enlace entre el último mes en que se emplea el sistema antiguo y el primero en que se empieza a usar el nuevo. Como demuestran García España y Serrano, puede incluso ocurrir que las mediciones por ambos sistemas en la nueva base den un incremento del mismo signo, pero que la serie enlazada conduzca a un incremento de signo contrario.

Por ello, dado el continuo impacto del IPC sobre toda suerte de contratos y transacciones, el INE desarrolla también el llamado enlace legal en el que se toma como período común el último mes en que el sistema antiguo está en vigor. De esta manera, la variación entre este período y el mes siguiente, en que se implanta el sistema nuevo, será siempre la que corresponde a este último.

III. LA CONSTRUCCION DE INDICES DE PRECIOS INDIVIDUALES

Una vez revisadas las características principales del IPC en España, procede explicar qué series de precios individuales se han construido en la Universidad Carlos III de Madrid.

Tipos de índices posibles

Comencemos por recordar que existen dos tipos de índices de interés.

(A) Anteriormente, reservamos el símbolo c_{ijke}^h para el gasto que el hogar h , residente en el conjunto primario j , ha incurrido en todo tipo de variedades k pertenecientes a la parcela i durante el período e en que se ha recogido una EPF. Si definimos la estructura individual de ponderaciones $w_e^{he} = \{w_{ije}^{he}\}$ y el vector de

quantas $q^{h*} = \{q_{ij}^{h*}\}$ por

$$w_{ije}^{he} = (\sum_k c_{ijke}^h) / c_e^h$$

y

$$q_{ij}^{h*} = (\sum_k c_{ijke}^h) / \bar{p}_{ij0}$$

tendremos

$$I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; q^{h*}) = (\sum_{ij} \bar{p}_{ijt} q_{ij}^{h*}) / (\sum_{ij} \bar{p}_{ij0} q_{ij}^{h*}) = I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{he}) = \sum_{ij} w_{ije}^{he} I_{ijt}^{\#}$$

La relación con los índices agregados construidos por el INE para el estrato de referencia y presentados en el apartado anterior será:

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; Q^*) = \sum_h \alpha^h I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; q^{h*})$$

y

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^e) = \sum_h \alpha^h I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{he}),$$

donde

$$\alpha^h = c_e^h / \sum_h c_e^h$$

Así pues, en línea con la observación que se hizo en el primer apartado de este documento, se observa que el índice general de precios puede expresarse como una media ponderada de los índices de precios individuales, donde las ponderaciones vienen dadas por la importancia relativa del gasto total de cada hogar sobre el gasto total del conjunto de los hogares comprendidos en el estrato de referencia.

(B) En el apartado anterior se indicó que si se contara con una estimación de los "precios medios" de las parcelas en el período de la encuesta, $\bar{p}_e = \{\bar{p}_{ije}\}$, podrían definirse los quantas $Q_e = \{Q_{ije}\}$ y las ponderaciones $W_e^0 = \{W_{ije}^0\}$ donde

$$Q_{ije} = C_{ije} / \bar{p}_{ije}$$

y

$$W_{ije}^0 = (\bar{p}_{ij0} Q_{ije}) / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ije},$$

de manera que

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; Q_e) = \sum_{ij} \bar{p}_{ijt} Q_{ije} / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ije} = I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^0) = \sum_{ij} W_{ije}^0 I_{ijt}^{\#}.$$

En ese caso, podrían definirse análogamente los quantas $q_e^h = \{q_{ije}^h\}$ y las

ponderaciones individuales $w_e^{h0} = \{w_{ije}^{h0}\}$,

$$q_{ije}^h = (\sum_k c_{ijk}^h) / \bar{p}_{ije}$$

y

$$w_{ije}^{h0} = (\bar{p}_{ij0} q_{ije}^h) / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} q_{ije}^h,$$

de manera que

$$I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; q_e^h) = \sum_{ij} \bar{p}_{ijt} q_{ije}^h / \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} q_{ije}^h = I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{h0}) = \sum_{ij} w_{ije}^{h0} I_{ijt}^{\#},$$

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; Q_e) = \sum_h \alpha^h I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; q_e^h)$$

y

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^0) = \sum_h \alpha^h I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{h0})$$

donde α^h toma el mismo valor que anteriormente.

Como la argumentación que relaciona los índices agregados con los individuales en los dos casos anteriores no depende del colectivo de hogares que se considere, si se conocieran las estimaciones de los índices simples $I_{ijt}^{\#}$ y/o el vector de precios \bar{p}_e para construir los "auténticos" índices individuales $I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{he})$ y/o

$I^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; q_e^h)$, podrían calcularse los correspondientes índices de Lowe para cualquier otro subconjunto de la población que nos interesara aplicando las fórmulas estudiadas al nuevo colectivo en cuestión.

Limitaciones provenientes de la información disponible

Desgraciadamente esto no es posible, pues el INE no conoce los precios medios \bar{p}_e y los usuarios desconocemos incluso los índices simples. Sólo podemos disponer de los índices oficiales para las rúbricas que, como vimos en el apartado anterior, se construyen a partir de los índices simples teniendo en cuenta el comportamiento del estrato de referencia. Esto es, conocemos para cada rúbrica el índice

$$I_{rt}^{\#} = (\sum_{i \in r} \sum_j \bar{p}_{ijt} Q_{ij}^*) / (\sum_{i \in r} \sum_j \sum_{ij} \bar{p}_{ij0} Q_{ij}^*) = \sum_{i \in r} \sum_j W_{ij}^+ I_{ijt}^{\#},$$

donde es conveniente poner de manifiesto que

$$W_{ij}^+ = \sum_h \alpha^h w_{ij}^{h+},$$

$$w_{ij}^{h+} = w_{ije}^{he} / w_{re}^{he},$$

y

$$w_{re}^{he} = \sum_{i \in r} \sum_j w_{ije}^{he},$$

donde el sumatorio sobre h se extiende a los hogares del estrato de referencia.

Si definimos ahora de forma natural los índices individuales de rúbricas:

$$I_{rt}^{h\#} = \sum_{i \in r} \sum_j w_{ij}^{h+} I_{ijt}^{\#},$$

es obvio que

$$I_{rt}^{\#} = \sum_h \alpha^h I_{rt}^{h\#}.$$

En estos términos, el problema planteado es que desconocemos también estos índices individuales de rúbricas.

Adviértase que, en principio, el problema señalado será tanto más grave cuanto menor sea la dimensión del espacio de bienes para los que se dispone de índices de precios oficiales. A este respecto, piénsese en los usos habituales a que se someten en el trabajo empírico las series temporales de precios de grandes agregados de bienes como "los alimentos", "la vivienda", "el transporte", etc., en cuya construcción -como hemos visto- entra tan decisivamente el comportamiento del estrato de referencia determinando las ponderaciones que sirven para agregar un elevado número de elementos-artículo heterogéneos.

En conclusión, hemos de contentarnos con estimar para cada hogar las siguientes aproximaciones a los dos tipos de índice que se han considerado:

$$a) \hat{I}^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{he}) = \sum_r w_{re}^{he} I_{rt}^{\#}$$

y

$$b) \hat{I}^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{h0}) = \sum_r w_{re}^{h0} I_{rt}^{\#}$$

donde

$$w_{re}^{h0} = \sum_{i \in r} \sum_j w_{ije}^{h0}$$

Obsérvese que, precisamente para el estrato de referencia, se cumple que

$$I(\bar{p}_t, \bar{p}_0; W_e^e) = \sum_h \alpha^h \hat{I}^h(\bar{p}_t, \bar{p}_0; w_e^{he}),$$

lo cual no es cierto si el sumatorio se extiende sobre cualquier otro conjunto de hogares. En todo caso, como se subrayó en el primer apartado, es obvio que esta forma particular de agregación no es la única concebible.

A. Índices con base en 1976

El sistema del IPC-76 proporciona índices oficiales de precios con periodicidad mensual para 58 rúbricas a escala nacional, desde enero de 1977 a julio de 1985, y para 8 grupos a escala autonómica, desde enero de 1978 a julio de 1985, excepto el año 1980 en que no se publicaron datos a este último nivel de desagregación territorial. Para cada año, hemos obtenido en ambos casos las medias simples de los 12 índices mensuales de rúbricas (o grupos), con la excepción de 1985 para el que sólo se utilizan los seis primeros meses del año. Denominaremos estas dos fuentes de información datos nacionales (N) y datos autonómicos (C), respectivamente.

Para el período anterior a 1976, hemos tomado del volumen de García España y Serrano las series provenientes del "enlace estructural", disponibles tan solo con carácter anual desde 1961 a 1975 para 5 categorías de consumo a escala nacional. Hay que advertir que, al no existir índices de precios de la vivienda en propiedad con anterioridad a 1976, hubo que excluir la rúbrica 38 de la categoría correspondiente en el procedimiento de enlace. La relación entre las 58 rúbricas, los 8 grupos y estas cinco categorías se encuentra en el Apéndice 1.

Teniendo en cuenta la disponibilidad de dos fuentes de datos, dos EPF y dos tipos de índices, se han construido seis ficheros de índices con base en 1976 que se describen a continuación. Todos ellos contienen dos variables de identificación: el número de registro (NREG) y el factor de elevación muestral (RO).

- Los ficheros **P34/76AN** y **P01/76AN**, caracterizados por utilizar la EPF de 1973-74 (34) o 1980-81 (01), respectivamente, los datos a escala nacional (N) y el primer tipo de índice (A) de acuerdo con la fórmula siguiente:

$$\hat{I}^h(p_t, p_{76}; w_e^{he}) = \sum_r w_{re}^{he} I_{rt}^{\#} = \hat{I}^h(p_t, p_{76}; q^{h*}) = (\sum_r p_{rt} q_r^{h*}) / (\sum_r p_{r76} q_r^{h*})$$

donde

$$w_e^{he} = (p_{re} q_{re}^h) / (\sum_r p_{re} q_{re}^h),$$

$$q_r^{h*} = (p_{re} q_{re}^h) / p_{r76},$$

$$r = 1, \dots, 58 \text{ para } t = 1977, \dots, 1985, \quad r = I, \dots, V \text{ para } t = 1961, \dots, 1975,$$

$$h = 1, \dots, 24.151 \text{ para } e = 1973-74 \text{ y } h = 1, \dots, 23.952 \text{ para } e = 1980-81.$$

Para las observaciones de la EPF de 1973-74, el cálculo de esta serie no presenta mayor dificultad. Contamos con los datos sobre $I_{Tt}^{\#}$ a través de las publicaciones oficiales del INE, mientras que las proporciones al gasto en las distintas rúbricas para cada hogar, w_{re}^h , se obtienen de forma inmediata a partir del fichero **E734R** cuya construcción se describe en el trabajo de Alonso-Colmenares, Lara y Ruiz-Castillo (1991).

Sin embargo, el fichero análogo de rúbricas **E801R** para la EPF de 1980-81, del que se informa en Alonso-Colmenares, Lara y Ruiz-Castillo (1992), está organizado en las 57 rúbricas que el INE distingue para el IPC-83. Así pues, hubo que proceder previamente a la conversión de estos datos en las 58 rúbricas del sistema 1976 con arreglo a las especificaciones que se detallan en el Apéndice 1.

- Los ficheros **P34/76BN** y **P01/76BN**, donde la diferencia es que se utilizan datos nacionales y el segundo tipo de índice (**B**) según la fórmula:

$$\hat{I}^h(p_t, p_{76}; w_e^{h76}) = \sum_T w_{re}^{h76} I_{Tt}^{\#} = \hat{I}^h(p_t, p_{76}; q_e^h) = (\sum_T p_{Tt} q_{re}^h) / (\sum_T p_{T76} q_{re}^h)$$

donde

$$w_{re}^{h76} = (p_{T76} q_{re}^h) / (\sum_T p_{T76} q_{re}^h).$$

Se observará que no disponemos directamente de las expresiones que figuran en el numerador y el denominador de la fórmula anterior. Sin embargo, en el caso de la EPF de 1980-81, para el período 1977-1985 y con datos nacionales la aproximación que se describe a continuación parece satisfactoria. Para cada observación conocemos el trimestre s en que se realizó la entrevista. Podemos construir el índice trimestral $I_{Ts}^{\#}$ como la media simple de los datos que proporciona el INE para los meses de ese trimestre. En consecuencia, numerador y denominador pueden estimarse de la manera siguiente:

$$\begin{aligned} \sum_T [(p_{Ts} q_{rs}^h) (I_{Tt}^{\#} / I_{Ts}^{\#})] &= \sum_T (p_{Ts} q_{rs}^h) [(p_{Tt}/p_{T76}) / (p_{Ts}/p_{T76})] = \sum_T p_{Tt} q_{re}^h \text{ y} \\ \sum_T [(p_{Ts} q_{rs}^h) (1/I_{Ts}^{\#})] &= \sum_T [(p_{Ts} q_{rs}^h) (p_{T76}/p_{Ts})] = \sum_T p_{T76} q_{re}^h. \end{aligned}$$

Desgraciadamente, para el período 1961-1975 los sumatorios sólo pueden extenderse a las 5 categorías para las que se dispone de datos que, como se indicó, excluyen la rúbrica 38. Por otra parte, la ausencia de datos por Comunidades Autónomas para 1980, impide calcular este segundo tipo de índice para ese ámbito y esta encuesta.

En el caso de la EPF de 1973-74 las circunstancias son aún más desfavorables pues desconocemos el momento en que se realizó cada entrevista. Comoquiera que la encuesta se llevó a cabo desde julio de 1973 a junio de 1974, con datos nacionales se construyó la variable

$$I_{T734}^{\#} = (1/2) I_{T73}^{\#} + (1/2) I_{T74}^{\#} = (p_{T734}/p_{T76}),$$

de forma que

$$\sum_r p_{rt} q_{re}^h = \sum_r [(p_{r734} q_{r734}^h) (I_{rt}^{\#} / I_{r734}^{\#})]$$

para todo $t = 1961, \dots, 1985$ y

$$\sum_r p_{r76} q_{re}^h = \sum_r [(p_{r734} q_{r734}^h) (1/I_{r734}^{\#})]$$

donde en ambas expresiones r varía sólo para las 5 categorías, excluyendo la rúbrica 38.

- Los ficheros **P34/76AC** y **P01/76AC**, contienen índices del primer tipo para las dos encuestas, pero utilizan los datos autonómicos que sólo están disponibles a nivel de grupo y para un período de tiempo limitado. En lenguaje SAS, esos índices se denominan **P34(01)ACt**, donde $t = 1978, 1979, 1981, \dots, 1985$.

Para una utilización razonable de estos ficheros, es importante tener en cuenta las siguientes precisiones.

1º) Uno de los usos posibles de estos índices, es la expresión de magnitudes monetarias fechadas en un momento determinado, digamos m , en pesetas de otro período t cualquiera.

Este problema puede plantearse tanto para un hogar individual como para un conjunto de individuos. Ya se ha puesto de manifiesto que el procedimiento habitual de agregación pondera cada índice individual en proporción al gasto total del hogar correspondiente. No siendo éste el lugar para discutir qué otros procedimientos podrían ser de interés, afortunadamente es posible continuar el argumento independientemente del proceso de agregación que se estime oportuno o, en otros términos, sin necesidad de explicitar quien es el sujeto detrás de los índices a los que se hará referencia.

En general, la conversión de X unidades monetarias del período m al período t puede realizarse fácilmente a través de un índice de tipo A o B que compare los vectores de precios de los períodos en cuestión. La nueva expresión sería

$$X \cdot I(p_t, p_m; -),$$

donde

$$I(p_t, p_m; -) = I(p_t, p_{76}; -) / I(p_m, p_{76}; -).$$

En el caso particular en que el sujeto del índice fuera un hogar de la EPF de 1973-74, tendríamos

$$I^h(p_t, p_{734}; -) = I^h(p_t, p_{76}; -) / I^h(p_{734}, p_{76}; -).$$

Por esa razón, los ficheros **P34/76A(o B)N** contienen el índice del período 1973-74 con base en 1976, que denominamos

$$I^h(p_{734}, p_{76}; q^{h*}) \text{ e } I^h(p_{734}, p_{76}; q_e^h),$$

respectivamente. En el lenguaje SAS, esos ficheros contienen entonces las variables denominadas **P34A(o B)Nt**, donde $t = 61, \dots, 75, 77, \dots, 85$ y **734**.

Además, para facilitar la expresión de magnitudes monetarias de 1973-74 en pesetas de uno de los trimestres de la encuesta de 1980-81, se han calculado los índices $I^h(p_t, p_{76}; q_e^h)$ y $I^h(p_t, p_{76}; q^{h*})$ donde $t =$ Invierno de 1981. La variable

SAS correspondiente, que es la última que figura en los ficheros **P34/76A(o B)N**, se ha denominado **P34A(o B)NI81**.

En el caso de los hogares de la EPF de 1980-81, procederíamos analógicamente con la única diferencia de que ahora contamos con información del trimestre s en que tuvo lugar la entrevista de cada hogar. Así, construiríamos los índices

$$I^h(p_t, p_s; -) = I^h(p_t, p_{76}; -) / I^h(p_s, p_{76}; -).$$

En consecuencia, los ficheros **P01/76AN** y **P01/76BN** contienen una variable adicional formada por

$$I^h(p_s, p_{76}; q_s^{h*}) \text{ e } I^h(p_s, p_{76}; q_{se}^h),$$

respectivamente, para $s = 1, \dots, 4$ (Primavera de 1980, Verano de 1980, Otoño de 1980 e Invierno de 1981, respectivamente). En el lenguaje SAS, esa variable se ha denominado **P01A(o B)NS**.

Por otra parte, para poder expresar las magnitudes monetarias del período 1980-81 en el período que hemos llamado 734, hemos calculado los índices

$$I^h(p_{734}, p_{76}; q_s^{h*}) \text{ e } I^h(p_{734}, p_{76}; q_{se}^h), \quad s = 1, \dots, 4,$$

bajo la denominación SAS **P01A(o B)N734**. Finalmente, para llevar las pesetas de los trimestres de 1980 al último trimestre de la encuesta, se han calculado los índices

$$I^h(p_{Inv81}, p_{76}; q_s^{h*}) \text{ e } I^h(p_{Inv81}, p_{76}; q_{se}^h), \quad s = 1, \dots, 4,$$

que se han denominado **P01A(o B)NI81**.

Así pues, los ficheros **P01/76AN** y **P01/76BN** contienen las variables **P01A(o B)Nt**, donde $t = 61, \dots, 75, 77, \dots, 85, S, 734, I81$.

2º) Para decidir en una aplicación determinada qué tipo de índice conviene utilizar, conviene tener presente cuál es exactamente la relación entre los vectores fijos de cantidades que se toman como referencia, es decir, q^{h*} y q_e^h . Ya vimos en su momento que

$$q_r^{h*} = q_{re}^h (p_{re}/p_{r76}) = q_{re}^h I_{re}^{\#}.$$

Pues bien, cuando $e = 1973-74$, que está relativamente cerca del año base 1976, tal vez la expresión $I_{re}^{\#}$ esté más próxima a la unidad para cada r que cuando $e = 1980-81$. Sin embargo, como hemos visto, al menos para el período 1977-1985 y con datos nacionales las posibilidades de aproximar correctamente esas variables son mucho mejores cuando utilizamos datos de la EPF de 1980-81.

30) Posiblemente interesa establecer algún tipo de comparación entre las ponderaciones oficiales del IPC-76 y las que podemos obtener aquí para el estrato de referencia a partir de los datos microeconómicos de la EPF de 1973-74. A estos efectos, se han construido los Cuadros 1 y 2 del Apéndice 1, donde se realiza tal comparación para las 58 rúbricas y los 8 grupos, respectivamente. Advertiremos que, siguiendo la práctica del INE, nuestras estimaciones toman en cuenta la información disponible sobre los factores de elevación de la muestra de la EPF a la población.

Sin duda la discrepancia más notable está en el grupo 5, Medicina y conservación de la salud, debido a la diferencia observada en la rúbrica 45, Medicina. La explicación es que los expertos de las Comisiones Mixtas del Coste de la Vida, decidieron incluir en la ponderación oficial las cuotas familiares por el seguro médico y farmacéutico de la Seguridad Social. Como esta información no consta a nivel microeconómico, nos ha resultado imposible introducir esta variación.

Por la misma razón, se observa cierta infravaloración de nuestras rúbricas 29 y 30, Prendas interiores de varón y de mujer, respectivamente, que también fueron revisadas al alza por los organismos especializados. En cambio, no se advierten diferencias en las rúbricas 24 y 25, referidas al Tabaco, que según García España y Serrano (véase p. 252) fueron asimismo revisadas al alza.

Por otra parte, se observa una infravaloración de nuestras estimaciones para las rúbricas 33 y 34, Calzado de señora y niño, respectivamente, compensada casi exactamente por una sobrevaloración de la rúbrica 32, Calzado de caballero. Otras diferencias apreciables se producen en el grupo 4, Menaje, atribuible a la rúbrica 44, Otros servicios del hogar, y el grupo 8, que recoge Otros gastos de consumo, donde nuestra sobrevaloración de la rúbrica 58, Turismo y alimentos fuera del hogar, no compensa la infravaloración de la 57, Artículos de uso personal.

Con estas salvedades, tal vez quepa concluir que la réplica del IPC oficial que es posible reconstruir a partir de la información microeconómica de que hemos dispuesto es relativamente aceptable.

40) Finalmente, se ha considerado útil proporcionar algunos estadísticos. En el Cuadro 3 del Apéndice 1 se recogen las medias y las desviaciones típicas para el conjunto nacional de los dos tipos de índices, construidos a partir de datos nacionales de precios y la información de ambas encuestas, para el período 1961-1985. Se trata, por tanto, de cuatro series temporales que, a efectos informativos, se completan con la serie oficial del INE.

Téngase en cuenta que nuestras series y la del INE no son estrictamente comparables, ni siquiera la serie de tipo A para la EPF de 1973-74, proveniente del fichero P34/76AN. Mientras que la serie del INE es para el estrato de referencia español del sistema IPC-76, las medias de todas las nuestras se han calculado para la población total. Además, el INE computa una media ponderada por el gasto total del hogar, mientras que nuestros agregados son medias simples de los índices individuales.

Es de esperar que los datos autonómicos generen series con mayor dispersión que las construidas con datos nacionales, y que tales diferencias tiendan a aumentar a medida que nos alejamos del año base 1976. Sin embargo, el hecho de que los datos nacionales se refieran a 58 rúbricas y los autonómicos a 8 grupos, debe causar un impacto de signo contrario. Para distinguir entre estos dos efectos, se han construido las series con datos nacionales y 8 grupos.

En el Cuadro 4 del Apéndice 1 se recoge, a escala nacional y a escala autonómica, cierta información relevante sobre esta cuestión. Las diferencias entre las medias de las series construidas con datos nacionales o autonómicos y a distinto nivel de agregación en el espacio de los bienes, no parecen ser significativas. No obstante, tanto el "efecto autonómico" como el "efecto bienes" generan diferencias apreciables en la desviación típica en el sentido esperado.

B. Índices con base en 1983

El sistema del IPC-83 proporciona índices oficiales de precios con periodicidad mensual para 57 rúbricas a escala nacional desde agosto de 1985 hasta el presente y, desde enero de 1978, para 8 grupos en el ámbito autonómico. La relación entre las rúbricas y los grupos figura en el Apéndice 2.

Para cada año, incluido 1991, hemos obtenido en ambos casos las medias simples de los 12 índices mensuales de las rúbricas (excepto para 1985), y de los grupos. Como anteriormente, denominaremos estas dos fuentes de información datos nacionales (N) y datos autonómicos (C), respectivamente.

Para los datos nacionales del período anterior a agosto de 1985, contamos con la valiosa aportación de un grupo de trabajo del Banco de España que, en colaboración con el INE, generó información sobre precios con base en 1983 para 60 rúbricas a escala nacional durante el período enero 1977-julio 1985 (véase Catasús, Malo de Molina, Martínez Bartolomé y Ortega (1986)). La relación entre estas 60 rúbricas y las 57 del IPC-83 se encuentra en el Apéndice 2.

Teniendo en cuenta la imposibilidad de prolongar hacia atrás con la misma calidad las series mencionadas con objeto de incluir el período 1973-74, nos hemos visto limitados a utilizar tan solo la EPF de 1980-81 para generar cuatro ficheros de índices anuales con base en 1983 que se describen a continuación.

- P01/83AN, caracterizado por emplear los datos a escala nacional (N) y el primer tipo de índice (A). Como se ha indicado, para el período 1977-1984, se utilizaron los datos de precios de las 60 rúbricas propuestas por el grupo de trabajo mencionado, mientras que para los años 1986-1990 se han utilizado las series oficiales referidas a 57 rúbricas. El año 1985 se obtiene como combinación lineal de los períodos enero-julio y agosto-diciembre, construidos a partir de la información para 60 o 57 rúbricas, respectivamente.

- P01/83BN, que se diferencia del anterior por utilizar el segundo tipo de índice:

$$\hat{I}^h(p_t, p_{83}; q_e^h) = (\sum_r p_{rt} q_{re}^h) / (\sum_r p_{r83} q_{re}^h).$$

Como vimos en su momento, el cálculo del numerador exigía el siguiente procedimiento:

$$\sum_r [(p_{rs} q_{rs}^h) (I_{rt}^{\#} / I_{rs}^{\#})] = \sum_r (p_{rs} q_{rs}^h) [(p_{rt}/p_{r83}) / (p_{rs}/p_{r83})] = \sum_r p_{rt} q_{rs}^h$$

para cada uno de los trimestres $s = 1, \dots, 4$ del período 1980-81. Ahora bien, mientras que $I_{rt}^{\#}$ varía de 1 a 57 rúbricas para el período 1986-1991, la información sobre $I_{rs}^{\#}$

consta de 60 items. Luego fué necesario buscar un denominador común, que encontramos en un conjunto de 52 rúbricas sobre cuyo detalle remitimos al Apéndice 2.

- **P01/83AC** y **P01/83BC**, son análogos a los anteriores con la salvedad de que ahora se utilizan los datos autonómicos, de forma que el período cubierto se extiende a 1977-1991.

El usuario de estos ficheros debe tener en cuenta las precisiones siguientes:

1º) Por las razones expuestas en el punto 1º) del subapartado anterior, en estos cuatro ficheros se han incluido también las dos variables siguientes.

En primer lugar, aquellas formadas por los índices

$$I^h(p_s, p_{83}; q_s^{h*}) \text{ e } I^h(p_s, p_{83}; q_s^h),$$

para $s =$ Primavera de 1980, Verano de 1980, Otoño de 1980 e Invierno de 1981, según se trate de la serie **A** o **B**, respectivamente. En lenguaje SAS se denominan, para cada uno de los ficheros, **P01/A(o B)N(o C)**. En segundo lugar, las variables formadas por los índices

$$I^h(p_{Inv81}, p_{83}; q_s^{h*}) \text{ e } I^h(p_{Inv81}, p_{83}; q_{se}^h),$$

$s = 1, \dots, 4$, que se han denominado **P01A(o B)N(o C)I81**.

2º) En cuanto a la comparación de las ponderaciones oficiales del IPC-83 y las que podemos obtener aquí para el estrato de referencia a partir de la información microeconómica de la EPF de 1980-81, se incluyen los Cuadros 1 y 2 del Apéndice 2 para las rúbricas y los grupos, respectivamente. La única diferencia porcentual de alguna importancia se registra en la rúbrica 41, Servicios para el hogar. Al nivel de grupo, las diferencias son de menor cuantía.

3º) Finalmente, se ofrecen los siguientes estadísticos. En el Cuadro 3 del Apéndice 2 se recogen las medias y las desviaciones típicas para el conjunto nacional de los dos tipos de índices, contruidos a partir de datos nacionales de precios para el período 1977-1991. Se trata, por tanto, de dos series temporales que, a efectos informativos, se completan con la serie oficial del INE. Téngase en cuenta, de nuevo, que nuestras series y la del INE no son estrictamente comparables por las razones expuestas en el subapartado anterior.

Es de esperar que los datos autonómicos generen series con mayor dispersión que las contruidas con datos nacionales, y que tales diferencias tiendan a aumentar a medida que nos alejamos del año base 1983. Sin embargo, el hecho de que los datos nacionales se refieran a 57 rúbricas y los autonómicos a 8 grupos, debe causar un impacto de signo contrario. Para distinguir entre estos dos efectos, se han contruido las series con datos nacionales y 8 grupos.

En el Cuadro 4 del Apéndice 2 se recoge, a escala nacional y a escala autonómica, cierta información relevante sobre esta cuestión. Las diferencias entre las medias de las series contruidas con datos nacionales o autonómicos y a distinto nivel de agregación en el espacio de los bienes, no parecen ser significativas. No obstante, tanto el "efecto autonómico" como el "efecto bienes" generan diferencias apreciables en la desviación típica en el sentido esperado.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

ALONSO-COLMENARES, D.; A. LARA, y J. RUIZ-CASTILLO (1991), "La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1973-74", Documento de Trabajo 91-10, Universidad Carlos III de Madrid.

ALONSO-COLMENARES, D.; A. LARA, y J. RUIZ-CASTILLO (1992), "La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81", Documento de Trabajo, Universidad Carlos III de Madrid.

CATASUS, V.; J. L. MALO DE MOLINA; M. MARTINEZ BARTOLOME y E. ORTEGA (1986), "Cambio de base del Índice de Precios de Consumo", mimeo, Banco de España, Madrid.

GARCIA ESPAÑA, E. y J.M. SERRANO (1980), "Índices de Precios de Consumo", Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA (1979, 1985) "Índices de Precios de Consumo. Monografía Técnica. Fuentes y métodos".

PRAIS, S.J. (1959), "Whose Cost of Living", *Review of Economic Studies*, 126-134.

APENDICE 1

1. SIGNIFICADO Y RELACION ENTRE LOS 8 GRUPOS Y LAS 58 RUBRICAS DEL IPC-76

Grupo 1. Alimentos, bebidas y tabaco

R1	Cereales
R2	Pan
R3	Vacuno fresco
R4	Cordero fresco
R5	Cerdo fresco
R6	Pollo fresco y congelado
R7	Otras carnes y congelados (excepto de pollo)
R8	Pescado fresco
R9	Preparados de pescado
R10	Huevos
R11	Leche
R12	Productos lácteos
R13	Aceites y grasas
R14	Frutas frescas
R15	Otras frutas
R16	Hortalizas frescas
R17	Hortalizas preparadas
R18	Patatas
R19	Café, té, cacao y similares
R20	Azúcar y derivados
R21	Otros alimentos
R22	Bebidas no alcohólicas
R23	Bebidas alcohólicas
R24	Tabaco negro
R25	Tabaco rubio

Grupo 2. Vestido y calzado

- R26 Telas
- R27 Prendas exteriores de varón
- R28 Prendas exteriores de mujer
- R29 Prendas interiores de varón
- R30 Prendas interiores de mujer
- R31 Complementos
- R32 Calzado de caballero
- R33 Calzado de señora
- R34 Calzado de niño
- R35 Reparación del calzado

Grupo 3. Vivienda

- R36 Vivienda en alquiler
- R37 Gastos de la vivienda
- R38 Vivienda en propiedad

Grupo 4. Menaje

- R39 Muebles
- R40 Textiles del hogar
- R41 Aparatos domésticos
- R42 Menaje y repuestos
- R43 Artículos de limpieza
- R44 Otros servicios del hogar

Grupo 5. Medicina y conservación de la salud

- R45 Medicina
- R46 Farmacia

Grupo 6. Transportes y comunicaciones

- R47** Transporte privado
- R28** Transporte público urbano
- R49** Transporte público interurbano
- R50** Comunicaciones

Grupo 7. Esparcimiento y enseñanza

- R51** Objetos recreativos
- R52** Publicaciones
- R53** Esparcimiento
- R54** Enseñanza General Básica
- R55** B.U.P, Formación Profesional y otras enseñanzas
- R56** Enseñanza universitaria

Grupo 8. Otros gastos de consumo

- R57** Artículos de uso personal
- R58** Turismo y alimentos consumidos fuera del hogar

RELACION ENTRE LAS RUBRICAS DEL IPC-76 Y LOS 5 AGREGADOS PARA LOS QUE EXISTE UN ENLACE ESTRUCTURAL

AI = R1- R23 = Alimentos y bebidas

AII = R26-R35 = Vestido y calzado

AIII = R36 = Viviendas en alquiler

AIV = R37 + R39-R43 + R46 = Gastos de casa

AV = R44 + R45 + R47-R58 + R24 + R25 = Gastos diversos

2. CONVERSION DE LAS RUBRICAS DEL IPC-83 EN LAS DEL IPC-76

<u>Rúbricas del IPC-76</u>	<u>Rúbricas del IPC-83</u>
1	1
2	2
3	3 - CGVT
4	4 - CGO
5	5 - CGC
6	POLLO
7	7 + (CGTV + CGO + CGC) + (6 - POLLO)
8	8 - CGPES + MOLFR
9	9 + CGPES - MOLFR
10	10 - PHUE
11	11 - LECHP
12	12 + PHUE + LECHP
13 - 15	13 - 15
16	16 - TUBER
17	17
18	18 + TUBER
19	9 + CACAO
20	20 + CONF
21	1 - CACAO - CONF
22-23	22-23
24	24 - TABR
25	TABR
26	TELAS
27	EXH
28	EXM

29		INH
30		INM
31		28 - TELAS
32-35		29-32
36		33 - ALQS
37		34
38		35 - PROS - BAS - DEDV
39		36 + ACCH - REPM
40		37 - ACCH - REPT
41		38 - REPE
42		39 + REPM + REPT + REPE
43-46		40-43
47		44 + CHOF
48		5 - CHOF
49-53		46-50
54-56		51-53 + 54 repartida proporcionalmente
57		55 + 57
58		56

**SIGNIFICADO DE LOS CONCEPTOS AUXILIARES UTILIZADOS EN LA
CONVERSION DE LAS RUBRICAS DEL IPC-83 EN LAS DEL IPC-76**

Concepto		Bienes
CGVT	Carne de vaca y ternera congeladas	22,24
CGC	Carne de cerdo congelada	25
CGO	Carne de ovino congelada	28
POLLO	Pollo, fresco y congelado, y gallina	29-31
CGPES	Pescado congelado	66,67

MOLFR	Moluscos, crustáceos, etc. frescos	70-73
PHUE	Preparados de huevo	96
LECHP	Leche en polvo y otras leches en conserva	85-87
TUBER	Zanahorias, remolacha, nabos, rábanos, etc.	137,139
MANT	Mantequilla	97
CACAO	Preparados de cacao	169
CONF	Confituras, jarabes, chocolate, etc.	166-168,170,171
TABR	Tabaco rubio	194,196
EXH	Prendas exteriores de hombre y niño	200-213,218-220, 243,245,247,249,255
INH	Prendas interiores de hombre y niño	214-217,251,253
EXM	Prendas exteriores de mujer	221-233,240-242, 244,246,248,250
INM	Prendas interiores de mujer, niña y bebé	234-239,252,254, 256,257
TELAS	Telas	260
PROS	Alquiler imputado a la vivienda secundaria en propiedad	302,303,306,307 309,311,312
BAS	Recogida de basuras	328
DEDV	Contribución territorial y urbana y tasa de alcantarillado	313,329
ACCH	Accesorios del hogar	432
REPT	Reparaciones de artículos textiles	433
REPE	Reparaciones de electrodomésticos y accesorios	457,458
REPM	Reparaciones de muebles	419
CHOF	Alquiler de coches con conductor	624

CUADRO 1. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LAS 58
RUBRICAS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Rubricas	(1) Ponderacion de IPC-76	(2) Nuestra estimacion	(3) Diferencia (1)-(2)	(4) Importancia relativa = % de (3)/(1)
R1	16.92	17.01	-0.10	-0.57
R2	23.28	23.35	-0.08	-0.33
R3	29.50	28.91	0.59	1.98
R4	14.75	14.91	-0.17	-1.13
R5	14.29	14.16	0.14	0.96
R6	18.76	18.91	-0.15	-0.79
R7	39.09	39.96	-0.87	-2.22
R8	22.91	23.17	-0.26	-1.16
R9	11.17	11.07	0.11	0.94
R10	15.93	16.05	-0.12	-0.76
R11	28.89	28.95	-0.06	-0.21
R12	10.61	10.69	-0.08	-0.79
R13	26.52	26.69	-0.18	-0.66
R14	24.51	24.66	-0.15	-0.62
R15	2.98	3.00	-0.02	-0.76
R16	16.77	16.93	-0.16	-0.97
R17	10.45	10.55	-0.10	-0.97
R18	10.83	10.90	-0.07	-0.64
R19	8.82	8.94	-0.11	-1.29

CUADRO 1. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LAS 58
RUBRICAS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Rubricas	(1) Ponderacion del IPC-76	(2) Nuestra estimacion	(3) Diferencia	(4) Importancia relativa = % de (3)/(1)
R20	11.49	11.57	-0.08	-0.66
R21	2.67	2.87	-0.20	-7.48
R22	5.59	5.57	0.02	0.35
R23	21.99	22.00	-0.02	-0.07
R24	12.27	12.16	0.11	0.86
R25	4.23	4.16	0.07	1.63
R26	3.24	3.31	-0.08	-2.39
R27	28.05	28.72	-0.67	-2.39
R28	22.65	23.12	-0.47	-2.08
R29	3.95	2.52	1.43	36.16
R30	5.35	4.47	0.88	16.44
R31	4.52	4.63	-0.11	-2.46
R32	6.05	4.85	1.20	19.81
R33	4.02	4.73	-0.72	-17.81
R34	2.88	3.66	-0.78	-27.17
R35	1.02	1.05	-0.03	-2.45
R36	23.35	23.95	-0.60	-2.57
R37	28.88	30.05	-1.18	-4.08
R38	87.79	90.06	-2.27	-2.59

CUADRO 1. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LAS 58
RUBRICAS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Rubricas	(1) Ponderacion del IPC-76	(2) Nuestra estimacion	(3) Diferencia	(4) Importancia relativa = % de (3)/(1)
R39	27.77	28.33	-0.56	-2.00
R40	11.73	12.01	-0.28	-2.35
R41	13.97	14.30	-0.33	-2.34
R42	3.21	3.28	-0.07	-2.26
R43	14.95	15.29	-0.35	-2.32
R44	5.88	7.37	-1.49	-25.32
R45	22.10	14.30	7.80	35.27
R46	11.63	11.89	-0.26	-2.24
R47	73.69	75.47	-1.78	-2.42
R48	12.73	13.04	-0.31	-2.45
R49	5.99	6.08	-0.09	-1.45
R50	5.03	5.14	-0.11	-2.28
R51	18.04	19.60	-1.56	-8.65
R52	7.38	7.54	-0.16	-2.13
R53	19.44	18.73	0.72	3.69
R54	15.97	15.47	0.49	3.10
R55	6.33	6.96	-0.64	-10.05
R56	2.28	2.67	-0.40	-17.38
R57	29.80	21.79	8.01	26.87
R58	65.14	68.45	-3.30	-5.07

CUADRO 2. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LOS 8
GRUPOS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Grupos	(1) Ponderacion del IPC-76	(2) Nuestra estimacion	(3) Diferencia (1)-(2)	(4) Importancia relativa = % de (3)/(1)
G1	405.20	407.16	-1.96	-0.48
G2	81.71	81.05	0.66	0.80
G3	140.01	144.06	-4.05	-2.89
G4	77.51	80.58	-3.07	-3.96
G5	33.74	26.20	7.55	22.36
G6	97.44	99.74	-2.30	-2.36
G7	69.44	70.98	-1.54	-2.22
G8	94.95	90.24	4.71	4.96

CUADRO 3. MEDIAS Y DESVIACIONES TÍPICAS PARA EL CONJUNTO NACIONAL DE LOS ÍNDICES INDIVIDUALES CONSTRUIDOS CON DATOS NACIONALES CON BASE EN 1976

	SERIE A		SERIE B		INE
	1973-74	1980-81	1973-74	1980-81	
1961	27.4 (2.3)	27.7 (2.2)	27.9 (2.0)	27.9 (2.5)	26.6
1962	28.1 (1.1)	28.4 (1.0)	28.6 (0.9)	28.6 (1.0)	28.2
1963	29.9 (1.2)	30.1 (1.1)	30.4 (1.0)	30.3 (1.1)	30.7
1964	32.6 (1.3)	32.9 (1.1)	33.2 (1.0)	33.1 (1.1)	33.0
1965	36.7 (1.6)	36.9 (1.5)	37.3 (1.3)	37.1 (1.4)	37.4
1966	38.9 (1.4)	39.3 (1.2)	39.6 (1.1)	39.5 (1.2)	39.8
1967	41.4 (1.3)	41.9 (1.0)	42.1 (0.9)	42.0 (1.0)	42.3
1968	43.4 (1.2)	44.0 (0.8)	44.2 (0.8)	44.1 (0.9)	44.3
1969	44.4 (1.2)	45.0 (0.7)	45.2 (0.7)	45.1 (0.8)	45.4
1970	46.9 (1.2)	47.7 (0.6)	47.7 (0.6)	47.7 (0.7)	48.3
1971	50.9 (1.2)	51.8 (0.6)	51.8 (0.5)	51.8 (0.6)	52.6
1972	55.1 (1.2)	56.1 (0.5)	56.1 (0.4)	56.1 (0.5)	57.0
1973	61.1 (1.4)	62.1 (0.6)	62.2 (0.6)	62.2 (0.7)	63.2

1974	70.8 (1.6)	72.1 (0.5)	72.1 (0.5)	72.1 (0.6)	72.8
1975	78.2 (2.5)	80.3 (2.0)	79.7 (2.0)	79.9 (2.1)	85.1
1977	124.0 (3.1)	125.2 (3.3)	124.3 (3.5)	123.7 (3.0)	124.5
1978	148.3 (4.4)	149.8 (4.2)	147.9 (4.8)	147.7 (4.1)	149.1
1979	170.6 (6.5)	173.4 (6.0)	169.1 (6.9)	170.5 (5.9)	172.5
1980	196.2 (9.3)	201.4 (8.5)	194.7 (9.9)	196.7 (8.7)	199.4
1981	225.2 (10.8)	230.7 (9.9)	224.5 (11.8)	225.3 (10.2)	228.4
1982	258.2 (12.5)	263.6 (11.4)	257.8 (13.8)	257.8 (11.4)	261.3
1983	288.7 (15.4)	295.3 (14.3)	289.2 (17.2)	288.5 (14.1)	293.1
1984	321.8 (17.0)	328.1 (15.9)	323.5 (19.0)	320.7 (15.4)	326.1
1985	346.1 (18.9)	353.0 (17.6)	349.1 (21.2)	344.2 (17.1)	350.5

CUADRO 4. MEDIAS Y DESVIACIONES TÍPICAS PARA EL CONJUNTO NACIONAL DE LOS INDICES INDIVIDUALES CONSTRUIDOS CON DATOS NACIONALES Y AUTONOMICOS CON BASE EN 1976

	1973-74			1980-81			INE
	Datos nacionales			Datos nacionales			
	Rúbricas	Grupos	Datos CCAA	Rúbricas	Grupos	Datos CCAA	
Conjunto Nacional							
1978	148.3 (4.4)	148.6 (1.9)	148.6 (3.0)	149.8 (4.2)	148.4 (2.0)	148.3 (3.3)	149.1
1979	170.6 (6.5)	171.2 (4.0)	171.0 (5.0)	173.4 (6.0)	171.9 (3.8)	171.6 (5.1)	172.5
1981	225.2 (10.8)	225.5 (8.9)	225.5 (10.4)	230.7 (9.9)	229.1 (8.5)	228.9 (10.4)	228.4
1982	258.2 (12.5)	257.9 (9.9)	258.2 (11.3)	263.6 (11.4)	261.5 (9.4)	261.8 (11.2)	261.3
1983	288.7 (15.4)	288.6 (12.7)	288.8 (14.4)	295.3 (14.3)	292.7 (12.2)	293.1 (14.3)	293.1
1984	321.8 (17.0)	321.3 (13.7)	321.7 (15.6)	328.1 (15.9)	325.3 (13.2)	325.6 (15.6)	326.1
1985	346.1 (18.9)	345.5 (14.4)	345.6 (16.5)	353.0 (17.6)	349.1 (13.9)	349.1 (16.4)	350.5

APENDICE 2

**1. SIGNIFICADO Y RELACION ENTRE LOS 8 GRUPOS Y LAS 57
RUBRICAS DEL IPC-83**

Grupo 1. Alimentos, bebidas y tabaco

R1	Cereales
R2	Pan
R3	Carne de vacuno
R4	Carne de ovino
R5	Carne de cerdo
R6	Carne de ave
R7	Otras carnes
R8	Pescado fresco y congelado
R9	Pescado preparado
R10	Huevos
R11	Leche
R12	Productos lácteos
R13	Aceites y grasas
R14	Frutas frescas
R15	Conservas y preparados de frutas
R16	Hortalizas frescas
R17	Preparados de hortalizas
R18	Patatas y sus preparados
R19	Cacao, café, té y preparados de café
R20	Azúcar
R21	Otros productos alimenticios
R22	Bebidas no alcohólicas
R23	Bebidas alcohólicas
R24	Tabaco

Grupo 2. Vestido y calzado

- R25 Prendas de vestir de hombre
- R26 Prendas de vestir de mujer
- R27 Prendas de vestir de niños y de bebés
- R28 Complementos y reparaciones
- R29 Calzado de hombre
- R30 Calzado de mujer
- R31 Calzado de niño
- R32 Reparación del calzado

Grupo 3. Vivienda

- R33 Viviendas en alquiler
- R34 Calefacción, alumbrado y distribución de agua
- R35 Viviendas en propiedad

Grupo 4. Menaje

- R36 Muebles y revestimientos de suelo
- R37 Textiles y accesorios para el hogar
- R38 Electrodomésticos
- R39 Menaje
- R40 Artículos no duraderos para el hogar
- R41 Servicios para el hogar

Grupo 5. Medicina y conservación de la salud

- R42 Medicina
- R43 Farmacia

Grupo 6. Transportes y comunicaciones

- R44 Transporte personal
- R45 Transporte público urbano
- R46 Transporte público interurbano

R47 Correos y comunicaciones

Grupo 7. Esparcimiento y enseñanza

R48 Objetos recreativos

R49 Publicaciones

R50 Esparcimiento

R51 Enseñanza General Básica

R52 B.U.P y Formación Profesional

R53 Enseñanza Universitaria

R54 Otros gastos de enseñanza

Grupo 8. Otros gastos de consumo

R55 Artículos de uso personal

R56 Turismo y hostelería

R57 Otros bienes y servicios

**2. CONCEPTOS AUXILIARES PARA LA OBTENCION DE LAS 60
RUBRICAS NECESARIAS PARA EL ENLACE DEL IPC-83 CON EL
PERIODO 1977-85**

Concepto	Bienes
ARROZ	1
SIN (alimentos sin elaborar)	49-54
MOL (moluscos)	70-74
REPT (reparaciones textiles)	263, 281
AGUA	330, 340
SERA (servicios del automóvil)	606-610, 615-621
ENGA (energía del automóvil)	611-614
SERP (servicios personales)	800-803

Rubricas nuevas

RN1 =	ARROZ
RN2 =	R2
RN3 =	R1 - ARROZ
RN4 =	R3
RN5 =	R4
RN6 =	R6
RN7 =	R5
RN8 =	SIN
RN9 =	R7 - SIN

RN10 = MOL
RN11 = R8
RN12 = R9 - MOL
RN13 = R10
RN14 - RN21 = R11-R18
RN22 = R19 + R20 + R21
RN23-RN25 = R23-R24
RN26 = R25 + R26 + R27
RN27 = R28 - REP
RN28 = REP
RN29 - RN33 = R29-R33
RN34 = R35
RN35 = R34 - AGUA
RN36 = AGUA
RN37-RN44 = R36-R43
RN45 = R44 - SERA - ENGA
RN46 = SERA
RN47 = ENGA
RN48 - RN57 = R45-R54
RN58 = SERP
RN59 = R55 - SERP + R57
RN60 = R56

3. NUEVA SERIE DE 52 RUBRICAS NECESARIAS PARA LA CONSTRUCCION, CON BASE EN 1983, DE LA SERIE B DE INDICES INDIVIDUALES DURANTE EL PERIODO 1985-1991

Rúbricas nuevas	Relación con las 60 rúbricas	Relación con las 57 rúbricas
RNN1	(1,937/15,73) RN1 + (13,79/15,73) RN3	R1
RNN2	RN2	R2
RNN3	RN4	R3
RNN4	RN5	R4
RNN5	RN7	R5
RNN6	RN6	R6
RNN7	(6,252/30,99) RN8 + (24,74/30,99) RN9	R7
RNN8	RN11	R8
RNN9	(6,231/12,15) RN10 + (5,92/12,15) RN12	R9
RNN10	RN13	R10
RNN11-18	RN14-21	R11-18
RNN19	RN22 (8,06/19,80)RN19+(2,82/19,80)RN20+(8,92/19,80)RN21	
RNN20-22	RN23-25	R22-24
RNN23	RN26 (25,10/61,89)RN25+(24,55/61,89)RN26+(12,14/61,89)RN27	
RNN24	(3,63/6,41) RN27 + (2,78/6,41) RN28	R28
RNN25-29	RN29-33	R29-33
RNN30	RN34	R35
RNN31	(26,81/30,29) RN35 + (3,48/30,29) RN36	R34
RNN32-39	RN37-44	R36-43
RNN40	(39,483/120,18)RN45+(37,47/120,18)RN46+(43,23/120,18)RN47	R44
RNN41-50	RN48-57	R45-54
RNN51	(6,211/22,70)RN58+(16,49/22,70)RN59 (14,91/22,69)R55+(7,78/22,69)R55	
RNN52	RN60	R56

CUADRO 1. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LAS 57
RUBRICAS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Rubricas	(1) Ponderacion del IPC-83	(2) Nuestra estimacion	(3) Diferencia (1)-(2)	(4) Importancia relativa= % de (3)/(1)
R1	15.73	15.60	0.13	0.84
R2	18.51	18.42	0.09	0.50
R3	24.77	24.65	0.12	0.51
R4	9.19	9.18	0.01	0.08
R5	13.35	13.33	0.02	0.15
R6	14.15	14.04	0.11	0.77
R7	30.99	30.70	0.29	0.96
R8	22.54	22.08	0.46	2.09
R9	12.15	12.06	0.09	0.74
R10	9.20	9.12	0.08	0.93
R11	24.21	24.02	0.19	0.80
R12	12.91	12.68	0.23	1.79
R13	16.26	16.14	0.12	0.76
R14	24.15	23.99	0.16	0.68
R15	3.33	3.31	0.02	0.58
R16	14.08	13.93	0.15	1.11
R17	6.77	6.71	0.06	0.88
R18	6.33	6.36	-0.03	-0.46
R19	8.06	8.02	0.04	0.46

CUADRO 1. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LAS 57
RUBRICAS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Rubricas	(1) Ponderacion del IPC-83	(2) Nuestra estimacion	Diferencia (1)-(2)	Importancia relativa= % de (3)/(1)
R20	2.82	2.81	0.01	0.40
R21	8.92	8.86	0.06	0.67
R22	4.96	4.95	0.01	0.11
R23	14.85	14.72	0.13	0.85
R24	12.05	12.06	-0.01	-0.05
R25	25.10	24.82	0.28	1.14
R26	24.55	24.40	0.15	0.61
R27	12.14	12.03	0.11	0.88
R28	6.41	6.35	0.06	0.90
R29	6.34	6.37	-0.03	-0.40
R30	6.93	6.95	-0.02	-0.32
R31	4.35	4.36	-0.01	-0.22
R32	1.57	1.57	0.00	0.24
R33	19.28	18.46	0.82	4.46
R34	30.29	30.08	0.21	0.69
R35	136.08	138.42	-2.34	-1.69
R36	22.34	22.39	-0.05	-0.22
R37	9.78	9.72	0.06	0.62
R38	13.26	13.16	0.10	0.80

CUADRO 1. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LAS 57
RUBRICAS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Rubricas	(1) Ponderacion del IPC-83	(2) Nuestra estimacion	Diferencia (1)-(2)	Importancia relativa = % de (3)/(1)
R39	5.26	5.27	-0.01	-0.24
R40	18.08	18.25	-0.17	-0.91
R41	5.43	6.14	-0.71	-11.55
R42	14.17	13.67	0.50	3.64
R43	9.76	9.63	0.13	1.33
R44	120.18	120.91	-0.73	-0.61
R45	7.10	7.08	0.02	0.35
R46	7.29	7.03	0.26	3.74
R47	9.25	9.24	0.01	0.09
R48	23.30	22.90	0.40	1.76
R49	7.68	7.79	-0.11	-1.47
R50	17.39	18.05	-0.66	-3.66
R51	9.11	9.22	-0.11	-1.24
R52	4.05	4.10	-0.05	-1.32
R53	1.75	1.68	0.07	4.47
R54	6.33	6.31	0.02	0.32
R55	14.91	15.01	-0.10	-0.68
R56	62.51	63.11	-0.60	-0.95
R57	7.78	7.81	-0.03	-0.40

CUADRO 2. PONDERACIONES EN TANTO POR MIL DE LOS 8
GRUPOS DE GASTO EN EL CONJUNTO NACIONAL

Grupos	(1) Ponderacion del IPC-83	(2) Nuestra estimacion	(3) Diferencia (1)-(2)	(4) Importancia relativa = % de (3)/(1)
G1	330.27	327.72	2.54	0.77
G2	87.40	86.85	0.55	0.63
G3	185.65	186.96	-1.31	-0.70
G4	74.15	74.92	-0.77	-1.04
G5	23.93	23.30	0.63	2.62
G6	143.81	144.26	-0.45	-0.31
G7	69.60	70.06	-0.46	-0.66
G8	85.20	85.93	-0.73	-0.86
	<u>1000.00</u>	<u>1000.00</u>	<u>0.00</u>	

CUADRO 3. MEDIAS Y DESVIACIONES TIPICAS PARA EL CONJUNTO NACIONAL DE LOS INDICES INDIVIDUALES CONSTRUIDOS CON DATOS NACIONALES CON BASE EN 1983

	SERIE A	SERIE B	INE
1977	43.8 (1.8)	43.4 (1.8)	INE
1978	52.3 (2.0)	51.8 (2.0)	INE
1979	60.2 (1.9)	59.7 (1.9)	INE
1980	69.2 (1.3)	68.8 (1.4)	INE
1981	79.0 (0.9)	78.7 (0.9)	INE
1982	90.2 (0.8)	90.1 (0.8)	INE
1984	111.0 (0.9)	111.0 (0.9)	INE
1985	121.1 (1.7)	121.1 (1.7)	INE
1986	131.0 (2.7)	131.0 (2.6)	INE
1987	137.7 (3.1)	137.7 (3.0)	INE
1988	144.2 (3.5)	144.2 (3.4)	INE
1989	154.2 (3.9)	154.1 (3.8)	INE
1990	164.5 (4.5)	164.5 (4.4)	INE

CUADRO 3. MEDIAS Y DESVIACIONES TIPICAS PARA EL CONJUNTO NACIONAL DE LOS INDICES INDIVIDUALES CONSTRUIDOS CON DATOS NACIONALES CON BASE EN 1983

	SERIE A	SERIE B	INE
1977	43.8 (1.8)	43.4 (1.8)	43.4
1978	52.3 (2.0)	51.8 (2.0)	51.9
1979	60.2 (1.9)	59.7 (1.9)	60.0
1980	69.2 (1.3)	68.8 (1.4)	69.2
1981	79.0 (0.9)	78.7 (0.9)	78.9
1982	90.2 (0.8)	90.1 (0.8)	90.0
1984	111.0 (0.9)	111.0 (0.9)	110.7
1985	121.1 (1.7)	121.1 (1.7)	119.1
1986	131.0 (2.7)	131.0 (2.6)	130.5
1987	137.7 (3.1)	137.7 (3.0)	137.4
1988	144.2 (3.5)	144.2 (3.4)	144.0
1989	154.2 (3.9)	154.1 (3.8)	153.7
1990	164.5 (4.5)	164.5 (4.4)	164.1

CUADRO 4. MEDIAS Y DESVIACIONES TIPICAS PARA EL CONJUNTO NACIONAL DE LOS INDICES INDIVIDUALES CONSTRUIDOS CON LOS DATOS NACIONALES Y AUTONOMICOS CON BASE EN 1983

	SERIE A			SERIE B			
	Datos nacionales			Datos nacionales			INE
	Rúbricas	Grupos	Datos de CCAA	Rúbricas	Grupos	Datos de CCAA	
Conjunto Nacional							
1978	52.3 (2.0)	52.4 (1.7)	51.1 (2.2)	51.8 (2.0)	52.4 (1.7)	51.0 (2.2)	50.4
1979	60.2 (1.9)	60.4 (1.3)	58.9 (2.0)	59.7 (1.9)	60.4 (1.3)	58.8 (2.0)	58.3
1980	69.2 (1.3)	69.3 (0.6)	67.9 (1.2)	68.8 (1.4)	69.3 (0.6)	67.8 (1.2)	67.4
1981	79.0 (0.9)	79.0 (0.5)	78.0 (1.0)	78.7 (0.9)	79.0 (0.5)	77.9 (1.0)	77.2
1982	90.2 (0.8)	90.2 (0.6)	89.2 (1.2)	90.1 (0.8)	90.2 (0.6)	89.1 (1.2)	88.3
1984	111.0 (0.9)	110.8 (0.6)	110.7 (1.4)	111.0 (0.9)	110.8 (0.6)	110.7 (1.4)	110.3
1985	121.1 (1.7)	120.2 (0.9)	120.2 (1.7)	121.1 (1.7)	120.2 (1.2)	120.2 (1.7)	120.0
1986	131.0 (2.7)	131.1 (2.3)	131.0 (2.8)	131.0 (2.6)	131.0 (2.3)	130.9 (2.8)	130.5
1987	137.7	137.9	137.7	137.7	137.8	137.6	137.4