CAPÍTULO 5.- NÚMEROS ÍNDICES.

5.1 Introducción.

Ya hemos visto que una de las principales preocupaciones de la Estadística es el análisis de variables, tanto consideradas individualmente como en conjunto. Para realizar tal tipo de análisis estadístico se han definido distintos instrumentos que han facilitado, no solo el análisis individualizado de cada variable, sino que algunos de ellos adquirían mayor entidad cuando se utilizaban para comparar variables.

Este problema de la comparación es de gran importancia en estadística. Las comparaciones entre variables o entre los valores de una sola variable pueden realizarse de distintas formas. Las más simples son las que se llevan a cabo por diferencia o aquellas que se realizan por cociente. Estas segundas tiene la ventaja frente a las primeras que eliminan el problema de las unidades de medida, que como hemos podido comprobar a lo largo de las lecciones anteriores es un verdadero problema. En cambio el segundo procedimiento, aunque no adolece de ese problema, no deja de estar afectado por otros, como el de elegir la unidad de referencia para realizar las comparaciones.

Este problema de la comparación estadística se resuelve en buena manera mediante el uso de números índices. En general diremos que un número índice es aquella medida estadística que permite estudiar las fluctuaciones o variaciones de una sola magnitud o de más de una en relación al tiempo o al espacio. Los índices más habituales son los que realizan las comparaciones en el tiempo, por lo que, como veremos más adelante, los números índices son en realidad series temporales.

Como puede verse, este nuevo concepto que acaba de introducirse, es muy parecido al de tasa de variación que se estudió en el capitulo anterior.

5.2 Índices simples.

Si la comparación se realiza para los valores de una sola magnitud, hablaremos de índices simples. En cambio, cuando se trabaja con más de una magnitud a la vez, hablaremos de índices complejos. En cualquiera de los dos casos vamos a comparar siempre dos situaciones, una de las cuales se considera de referencia. A la situación inicial, cuando las comparaciones son temporales, se le conoce como periodo base o referencia, frente al periodo corriente o actual con el que se realiza la comparación.

En la construcción de un número índice se le asigna al periodo de referencia el valor 100. Esto implica que los números índices no son otra cosa que porcentajes. Se trata de los porcentajes de cada valor de la magnitud con respecto al valor de referencia o base. Al ser los número índices porcentajes definidos sobre los propias valores de la variable hace que sean adimensionales, lo que permite la comparación de las variaciones de distintas variables que pueden venir expresadas en unidades diferentes.

Formalmente, un índice simple, para una variable concreta, se define de la forma siguiente:

$$I_0^t = I_0^t(i) = \frac{y_{it}}{y_{i0}} x100 \qquad (6.1)$$

Donde y_{it} y y_{i0} son dos valores concretos de una magnitud o variable Y_i. El primero de los valores corresponde al momento actual (t) y el segundo al momento base o de referencia ($t=0$). Una vez que se han elaborado lo números índices, según se recoge en (6.1), es fácil determinar la variación, en términos porcentuales, que ha sufrido la variable Y_i al pasar del periodo de referencia al actual.

***Ejemplo 1**. Obtenga los índices simples para el paro estimado en España y Andalucía.*

En la Tabla 1 se dan los datos para el periodo que va de 1981 a 2001 correspondientes al paro estimado por el INE a través de la Encuesta de Población Activa (EPA). Estas dos variables constituyen dos series temporales para las que pretende analizar su evolución en ese conjunto de años. Una forma de realizar ese estudio es recurriendo a la construcción de números índices, pues de la simple observación de las mismas se saca poca información y, en consecuencia, es difícil obtener conclusiones. Lo más que se puede decir es que una es sistemáticamente superior a la otra, lo cual es una trivialidad, pues en los datos de España están incluidos los de Andalucía. Por otro lado, durante esos años, ni siquiera mantienen una tendencia definida.

Todo ello ha llevado a elaborar los índices de la Tabla 1 que reflejan la evolución del paro en Andalucía y España y permiten, no solo determinar cual ha sido el ritmo de variación de esta magnitud en cualquiera de estas dos áreas, sino que además posibilitan que se puedan realizar comparaciones entre ambas, pues si se hubiera trabajado en términos absolutos, entonces, no sería posible comparar las dos variables, pese a que ambas están expresadas en las mismas unidades de medida, pues las mismas hacen referencia a áreas geográficas muy diferentes.

Estos índices se han obtenido aplicando, de manera reiterada, la expresión (6.1) en la forma siguiente:

$$\begin{array}{ll}
\textit{Andalucía} & \textit{España} \\
I_{1981}^{1981} = \dfrac{388{,}6}{388{,}6} x100 = 100{,}0 & I_{1981}^{1981} = \dfrac{1853{,}7}{1853{,}7} x100 = 100{,}0 \\
I_{1981}^{1982} = \dfrac{403{,}3}{388{,}6} x100 = 103{,}8 & I_{1981}^{1982} = \dfrac{2120{,}5}{1853{,}7} x100 = 114{,}4 \\
I_{1981}^{1983} = \dfrac{453{,}2}{388{,}6} x100 = 116{,}6 & I_{1981}^{1983} = \dfrac{2340{,}5}{1853{,}7} x100 = 126{,}3 \\
& \vdots \\
I_{1981}^{2001} = \dfrac{874{,}5}{388{,}6} x100 = 165{,}3 & I_{1981}^{2001} = \dfrac{2213{,}3}{1853{,}7} x100 = 119{,}39
\end{array}$$

Estos índices se han calculado tomando una base fija. Esto tiene el inconveniente de que si el periodo de referencia tomado como base es un valor anómalo, esta incidencia repercutirá de forma negativa en todos los valores del índice calculado. Por lo que es de suma importancia que el valor que se tome como referencia sea “normal”.

Tabla 1. Paro estimado (índices simples)

Años	Valores Observados (miles de personas)		Números índices simples (Base 1981=100)	
	Andalucía	España	Andalucía	España
1981	388,6	1.853,7	100,00	100,00
1982	403,3	2.120,5	103,79	114,39
1983	453,2	2.340,5	116,62	126,26
1984	592,1	2.728,2	152,37	147,18
1985	619,7	2.938,5	159,48	158,52
1986	652,8	2.933,0	168,00	158,22
1987	705,1	2.937,7	181,46	158,48
1988	688,6	2.847,9	177,22	153,63
1989	652,9	2.560,8	168,02	138,15
1990	626,1	2.441,2	161,14	131,69
1991	638,1	2.463,7	164,21	132,91
1992	706,2	2.788,5	181,75	150,43
1993	836,6	3.481,3	215,30	187,80
1994	894,2	3.738,1	230,11	201,66
1995	888,4	3.583,5	228,62	193,32
1996	875,3	3.540,1	225,26	190,97
1997	874,6	3.356,5	225,07	181,07
1998	818,5	3.060,3	210,63	165,09
1999	759,5	2.605,5	195,44	140,56
2000	703,1	2.370,4	180,95	127,87
2001	642,5	2.213,1	165,34	119,39

Fuente: EPA. INE. Elaboración propia.

Una forma de evitar este problema de selección del periodo base es hacer que el mismo sea variable. En tal caso llegamos a lo que se conoce como índices en cadena. En este caso, esta modalidad de números índices permite obtener las variaciones porcentuales de una magnitud en un periodo con respecto, siempre, al anterior. Un ejemplo de este tipo de índices viene recogido en la tabla 2 y los mismos se han obtenido de la manera siguiente:

$$\begin{array}{ll} \quad\quad\quad\quad\quad\quad Andalucía & España \\ \quad\quad\quad\quad\quad\quad I_{1980}^{1981} = .. & I_{1980}^{1981} = .. \\ I_{1981}^{1982} = \frac{403,3}{388,6} x100 = 103,8 & I_{1981}^{1982} = \frac{2120,5}{1853,7} x100 = 114,4 \\ I_{1982}^{1983} = \frac{453,2}{403,3} x100 = 112,4 & I_{1982}^{1983} = \frac{2340,5}{2120,5} x100 = 110,4 \end{array}$$

.
.
.
.
.

$$I_{2000}^{2001} = \frac{642,5}{703,1} x100 = 91,4 \quad I_{2000}^{2001} = \frac{2213,3}{2370,4} x100 = 93,4$$

Tabla 2. Paro estimado (índices en cadena)

	Valores observados (miles de personas)		Índices en cadena	
Años	Andalucía	España	Andalucía	España
1981	388,6	1.853,7	,,	,,
1982	403,3	2.120,5	103,79	114,39
1983	453,2	2.340,5	112,36	110,38
1984	592,1	2.728,2	130,66	116,57
1985	619,7	2.938,5	104,67	107,71
1986	652,8	2.933,0	105,34	99,81
1987	705,1	2.937,7	108,02	100,16
1988	688,6	2.847,9	97,66	96,94
1989	652,9	2.560,8	94,81	89,92
1990	626,1	2.441,2	95,90	95,33
1991	638,1	2.463,7	101,91	100,92
1992	706,2	2.788,5	110,68	113,18
1993	836,6	3.481,3	118,46	124,84
1994	894,2	3.738,1	106,88	107,38
1995	888,4	3.583,5	99,35	95,86
1996	875,3	3.540,1	98,53	98,79
1997	874,6	3.356,5	99,91	94,81
1998	818,5	3.060,3	93,59	91,18
1999	759,5	2.605,5	92,79	85,14
2000	703,1	2.370,4	92,58	90,98
2001	642,5	2.213,1	91,37	93,36

Fuente: EPA. INE. Elaboración propia.

Los datos de la Tabla 2 muestran dos periodos de fuerte crecimiento del paro, los primeros años de la década de los ochenta y los de los noventa, siendo durante 1984 para Andalucía y 1993 para España cuando la tasa de crecimiento fue más elevada, un 30,7% y un 24,8 respectivamente. Por el contrario, durante el trienio 1988-90 y, especialmente, a partir de 1995 se observa como el volumen de parados, tanto en Andalucía como en España, decreció de forma continuada. A las mismas conclusiones se habría llegado si hubiéramos trabajado con los datos de la Tabla 1, aunque en ese caso la variación interanual no es tan evidente.

Pese a que el Ejemplo 1 haga referencia a una magnitud medida en términos de personas, sin embargo los números índices más habituales utilizados en Economía son los que hacen referencia a precios (medidos en unidades monetarias por unidad física), cantidades (medios en unidades físicas) y valor (medidos en unidades monetarias).

De acuerdo con la definición general de número índice dada con anterioridad, estas tres modalidades de índices se expresan en la forma siguiente:

1º. Indice de precios. Se define, para un bien *i*, como el cociente entre el precio de ese bien en el periodo *t* (p_{it}) y el precio de dicho bien en el perdido base (p_{i0}):

$$p_0^t(i) = \frac{p_{it}}{p_{i0}} x100 \qquad (6.2)$$

2º. Indice de cantidad. Se define, para un bien *i*, como el cociente entre la cantidad de ese bien en el periodo *t* (q_{it}) y la cantidad de dicho bien en el perdido base (q_{i0}):

$$q_0^t(i) = \frac{q_{it}}{q_{i0}} x100 \qquad (6.3)$$

3º. Indice de valor. Si se define el valor de un bien *i* en un periodo cualquiera como el producto del precio de ese bien por la cantidad del mismo (producida, vendida o comprada), entonces el índice de valor será el cociente entre el valor de ese bien ($p_{it}\ q_{it}$) en el periodo actual *t* y el valor del mismo en el periodo base ($p_{i0}\ q_{i0}$):

$$V_0^t(i) = \frac{V_{it}}{V_{i0}} x100 = \frac{p_{it}q_{it}}{p_{i0}q_{i0}} x100 = \left[\left(\frac{p_{it}}{p_{i0}}\right)\left(\frac{q_{it}}{q_{i0}}\right)\right] x100 \qquad (6.3)$$

De donde vemos que el índice de valor es el producto de los índices de precios y cantidades.

Todos estos índices, como ya hemos venidos señalando, deben expresarse en forma de porcentajes.

5.3. Índices compuestos o complejos no ponderados.

Una vez definidos los índices de precios, cantidades y valor aplicados todos al caso de un solo bien, el siguiente paso que debemos dar es la construcción de índices de esa naturaleza pero que abarquen más de un bien simultáneamente. Ello nos llevará al concepto de índice compuesto o complejo. En general, este índice compuesto no será otra cosa que la agregación de los distintos índices simples elaborados para cada bien por separado. Sin embargo, en otras ocasiones, lo que se agregan no son índices, sino las propias magnitudes (precios o cantidades) observadas.

La agregación puede realizarse según distintos métodos o procedimientos. Ahora bien, el que se elija ha de reunir algunas propiedades, tales como que el resultado sea un número índice sencillo y que en el mismo se reúna gran cantidad de información. En función de cual de esos criterios prevalezca nos llevará a dos categorías de índices compuestos distintas. Los que podríamos definir como índices compuestos no ponderados, en los que prevalece el criterio de la sencillez frente al de la información. El segundo grupo sería el de índices compuestos ponderados, donde se prima especialmente la información frente a la sencillez.

Dentro de la primera categoría, el más sencillo es el que define el índice compuesto como la media aritmética simple de los índices simples. Al mismo se le conoce como Indice de Sauerbeck y viene dado por:

$$P_S = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{p_{i0}}}{N} x100 \qquad (6.4)$$

$$Q_S = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{it}}{q_{i0}}}{N} x100 \qquad (6.5)$$

para precios y cantidades, respectivamente.

Frente a este procedimiento de obtener un índice compuesto no ponderado se podría haber utilizado el que se conoce como el de la media agregativa simple, o de Bradstreet-Dutot. Este consiste en sumar, cuando se trata de un índice de precios, los precios de todos los bienes para un periodo y obtener la media de esos precios. Con la serie resultante se obtendría un índice simple que es, de hecho, compuesto, pues en el mismo se han reunido los precios de más de un bien. Este procedimiento tiene el inconveniente, frente al anterior, de que suma inicialmente magnitudes que puede que no sean homogéneas, lo que lleva a que el índice resultante pierda significado.

Estos índices vienen dados por:

$$P_{BD} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{N}}{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{i0}}{N}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}} x100 \qquad (6.6)$$

$$Q_{BD} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{it}}{N}}{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{i0}}{N}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} q_{i0}} x100 \qquad (6.7)$$

Ejemplo 2. Los registros de una empresa dedicada a la producción de acero, relativos a sus principales inputs productivos, son los que se recogen en la Tabla 3.

Tabla 3.

	Hierro		Carbón		Electricidad	
	Precio (ptas./k.)	Cantidad (Tm.)	Precio (ptas./k.)	Cantidad (Tm.)	Precio (ptas./kwh)	Cantidad (kwh.)
1995	80	300	25	500	10	300000
1996	84	285	26	485	10,5	295000
1997	87	315	26	550	11	305000
1998	89	320	28	600	12	320000

A partir de esa información obtenga los índices de precios y de cantidades compuestos.

Para obtener los índices por el procedimiento de la media aritmética simple es necesario calcular previamente lo índices simples. Estos son los que se recogen en la Tabla 4.

Tabla 4.

	Indices Simples de Precios (Base 1995=100)			Indices Simples de Cantidad (Base 1995=100)		
	Hierro	Carbón	Electricidad	Hierro	Carbón	Electricidad
1995	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1996	105,0	104,0	105,0	95,0	97,0	98,3
1997	108,8	104,0	110,0	105,0	110,0	101,7
1998	111,3	112,0	120,0	106,7	120,0	106,7

A partir de ellos se obtienen los índices compuestos, de precios y cantidades, por el método de la media aritmética simple aplicando las expresiones (6.4) y (6.5) y que son los que aparecen en la Tabla 5.

Tabla 5. Indices compuestos no ponderados. (Media aritmética simple)

(Base 1995=100)

	P_S	Q_S
1995	100,0	100,0
1996	104,7	96,8
1997	107,6	105,6
1998	114,4	111,1

Estos índices se han obtenido de la forma siguiente:

$$P_{S95}^{95} = \frac{100,0+100,0+100,0}{3} = 100,0 \quad P_{S95}^{96} = \frac{105,0+104,0+105,0}{3} = 104,7$$

$$P_{S95}^{97} = \frac{108,8+104,0+110,0}{3} = 107,6 \quad P_{S95}^{98} = \frac{111,3+112,0+120,0}{3} = 114,4$$

$$Q_{S95}^{95} = \frac{100,0+100,0+100,0}{3} = 100,0 \quad Q_{S95}^{96} = \frac{95,0+97,0+98,3}{3} = 96,8$$

$$Q_{S95}^{97} = \frac{105,0+110,0+101,7}{3} = 105,6 \quad Q_{S95}^{98} = \frac{106,7+120,0+106,7}{3} = 111,1$$

A su vez, estos índices de precios y cantidades obtenidos por el procedimiento de la media agregativa simple son los que se recogen en la Tabla 6 y que se han obtenido como se indica a continuación:

$$P_{BD95}^{95} = \frac{80+25+10}{80+25+10} x100 = 100,0 \quad P_{BD95}^{96} = \frac{84+26+10,5}{80+25+10} x100 = 104,8$$

$$P_{BD95}^{97} = \frac{87+26+11}{80+25+10} x100 = 107,8 \quad P_{BD95}^{98} = \frac{89+28+12}{80+25+10} x100 = 112,2$$

$$Q_{BD95}^{95} = \frac{300+500+300000}{300+500+300000} x100 = 100,0 \quad Q_{BD95}^{96} = \frac{285+485+295000}{300+500+300000} x100 = 98,3$$

$$Q_{BD95}^{97} = \frac{315+550+305000}{300+500+300000} x100 = 101,7 \quad Q_{BD95}^{98} = \frac{320+600+320000}{300+500+300000} x100 = 106,7$$

Tabla 6. Indices compuestos no ponderado. (Media agregativa simple)

(Base 1995=100)

	P_{BD}	Q_{BD}
1995	100,0	100,0
1996	104,8	98,3
1997	107,8	101,7
1998	112,2	106,7

Como puede observarse, aunque las diferencias sean pequeñas, los distintos índices cambian de valores según el procedimiento utilizado para agregar la información primaria.

Ninguno de estos dos procedimientos tiene en cuenta el peso relativo de cada uno de los inputs a la hora de obtener el índice. Es decir, se calculan sin ponderar los distintos bienes o productos que se están considerando. Además, el método de la media agregativa simple presenta un inconveniente añadido, pues agrega magnitudes que pueden ser muy heterogéneas, como en el ejemplo que estamos tratando.

Los procedimientos señalados en el párrafo anterior se basan en el uso de la media aritmética. En realidad esos índices compuestos se pueden elaborar a partir del promedio que se considere más oportuno, lo que nos da una idea de los distintos procedimientos que se pueden utilizar para construir un índice complejo o compuesto.

5.4. Índices compuestos o complejos ponderados.

A continuación hablaremos de los algunos métodos para obtener índices compuestos ponderados. A diferencia de los métodos anteriores, en este caso se trata de promediar la información inicial haciendo uso de ciertas ponderaciones. Estas deben reflejar la importancia de los precios y las cantidades de cada uno de los bienes que entran en la definición del índice compuesto. Para ello sería buena idea retomar el concepto de valor que se dio en 5.2

Como señalamos antes, el valor de un bien se define como el producto del precio del mismo por su cantidad, de forma que si tenemos una serie de precios p_{it} y de cantidades q_{it} para un bien i determinado, entonces la serie de valores para ese bien será:

$$
\begin{aligned}
&v_{i0} = p_{i0}q_{i0} \\
&v_{i1} = p_{i1}q_{i1} \\
&. \\
&. \\
&v_{it} = p_{it}q_{it} \\
&.
\end{aligned}
$$

Esta serie temporal depende de dos variables, el precio y la cantidad. Basta con que cambie una de ellas para que el valor cambie también. Así, si a lo largo del tiempo las cantidades permanecen fijas, las variaciones en el valor de ese bien se deberán solo y exclusivamente a las variaciones experimentadas en el precio. Igual podríamos argumentar si el precio permanece fijo. Con este tipo de argumentación o planteamiento se llegaría a las siguientes series:

q fijo	*p* fijo	*p* y *q* variables
$p_{i0}q_{i0}$	$p_{i0}q_{i0}$	$p_{i0}q_{i0}$
$p_{i1}q_{i0}$	$p_{i0}q_{i1}$	$p_{i1}q_{i1}$
.	.	.
.	.	.
.	.	.
$p_{it}q_{i0}$	$p_{i0}q_{it}$	$p_{it}q_{it}$

En la primera serie las cantidades permanece fijas, en la segunda el precio no varía y en la tercera varían precios y cantidades. Pero las tres series expresan valores. Es decir, vienen expresadas en las mismas unidades de medidas, por lo que son fácilmente agregables o sumables. Así, si tuviéramos N bienes distintos, entonces la suma de los valores de los mismos sería:

q fijo	*p* fijo	*p* y *q* variables
$\Sigma_i p_{i0}q_{i0}$	$\Sigma_i p_{i0}q_{i0}$	$\Sigma_i p_{i0}q_{i0}$
$\Sigma_i p_{i1}q_{i0}$	$\Sigma_i p_{i0}q_{i1}$	$\Sigma_i p_{i1}q_{i1}$
.	.	.
.	.	.
.	.	.
$\Sigma_i p_{it}q_{i0}$	$\Sigma_i p_{i0}q_{it}$	$\Sigma_i p_{it}q_{it}$

Al igual que antes, ahora, la diferencia entre las tres series radica en la componente que cambia, pues por lo demás, tan valores son las unas como las otras. En el primer caso para un bien y en el segundo para N bienes. A partir de estas tres series se pueden obtener índices “simples” aunque de hecho serán índices complejos. Así, si el año base es *t = 0*, entonces los índices correspondientes al año t vendrán dados por:

$$IP_0^t = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it}q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} x100 \qquad (5.8)$$

$$IQ_0^t = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} x100 \qquad (5.9)$$

$$IV_0^t = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it}q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} x100 \qquad (5.10)$$

De las tres expresiones dadas, la (5.10) es un índice de valor en sentido estricto. La (5.9) es también un índice de valor, pero las variaciones de éste vienen motivadas por las variaciones en cantidades, por lo que el mismo puede interpretarse con un índice de cantidades o cuántico. De forma similar puede argumentarse para el primer caso, pero ahora en términos de precios.

Estos índices de precios, cantidades y de valor son índices complejos, pues tienen en cuenta N bienes. Los mismos se han obtenido sumando o agregando los valores de cada bien, por lo que se le conoce como índices agregativos, aunque ahora esa agregación se ha realizado con ponderaciones. En el caso del índice de precios, las ponderaciones son las cantidades, mientras que para el cuántico, las ponderaciones son los precios. Además la agregación en este caso no entraña ningún problema, pues todas las series vienen expresadas en las mismas unidades de medida.

Esta forma de obtener índices da una salida bastante general al problema del cálculo de índices complejos. Sin embargo hay una cuestión que no está cerrada totalmente. Para el caso de los índices de precios hemos supuesto que las cantidades permanecen fijas, pero nos podemos preguntar cuáles son las que deben permanecer fijas. Se podría tomar como valor el correspondiente al año base, como hemos hecho hasta ahora. Pero esto solo es una de las muchas posibles soluciones, pues ese valor fijo puede ser el de cualquier periodo de los considerados. De igual forma se podría razonar para el índice de cantidades en relación a qué precio se deja fijo. De los distintos valores de p y q que se pueden tomar como fijos, en la práctica se ha optado por dos soluciones. La primera consiste en tomar como constantes el precio o la cantidad del tiempo elegido como base, es decir, la opción presentada hasta ahora. A los índices que se elaboran de esta forma se les conoce como índices de Laspeyres. La segunda consiste en tomar como constante el precio o la cantidad correspondiente al tiempo para el cual se va a calcular el índice (o sea, el periodo *t*); a los índices obtenidos de esta forma se les conoce como *índices de Paasche*. De acuerdo con estos criterios se llega a los siguientes índices de precios y cantidades:

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} x100 \qquad (5.11) \qquad Q_L = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} x100 \qquad (5.12)$$

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it}} x100 \qquad (5.13) \qquad Q_P = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}} x100 \qquad (5.14)$$

Una tercera solución consiste en combinar las anteriores mediante una media geométrica de las mismas. A estos índices se les conoce como índices de Fisher y vendrían dados por:

$$P_F = \sqrt{P_L P_P} \qquad (5.15) \qquad Q_F = \sqrt{Q_L Q_P} \qquad (5.16)$$

Estos índices de precios y cantidades se han obtenido como resultado de una agregación de magnitudes ponderadas y como tal puede decirse de los mismos que son índices obtenidos como una media agregativa ponderada. Pero vamos a ver a continuación que también pueden contemplarse como una media aritmética ponderadas de índices simples.

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{p_{i0}} p_{i0} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{p_{i0}} w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} I_i w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 \qquad (5.17)$$

$$Q_L = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{it}}{q_{i0}} p_{i0} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{it}}{q_{i0}} w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} I_i w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 \qquad (5.18)$$

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{p_{i0}} p_{i0} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{p_{i0}} w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} I_i w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 \qquad (5.19)$$

$$Q_P = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{it}}{q_{i0}} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{q_{it}}{q_{i0}} w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} I_i w_i}{\sum_{i=1}^{N} w_i} x100 \qquad (5.20)$$

Como puede observarse, el índice de precios es la media aritmética de los índices simples ($I_i = \frac{p_{it}}{p_{i0}}$) ponderada por los valores ($w_i = p_{i0} q_{i0}$, o bien $w_i = p_{i0} q_{it}$), según se trate de un índice de Laspeyres o de Paasche, respectivamente. De forma similar ocurre con los índices de cantidad.

Estas relaciones muestran que puede resultar interesante calcular primero los índices simples o elementales de todos los bienes y luego calcular su media aritmética ponderada, lo permite realizar un estudio por separado y después conjuntamente.

De todos los índices compuestos que se han definido, los de Laspeyres son los que requieren menos información, pues las ponderaciones son siempre fijas, las del periodo base, mientras que para los de Paasche las mismas varían en cada periodo. Pero esa ventaja que presentan los primeros puede llegar a ser un inconveniente, pues, con el transcurso del tiempo, esas ponderaciones iniciales pueden llegar a quedarse obsoletas, lo que obliga a realizar una renovación de las mismas.

Para concluir este apartado, debemos señalar que los índices definidos debieran satisfacer algunas propiedades de entre las que se van indicar solo dos. La de compatibilidad y la de proporcionalidad. La primera consistente en que si un precio por una cantidad da un valor, también debiera ocurrir con los índices. Sin embargo no ocurre siempre, pues es fácil comprobar que:

$$P_L Q_L \neq V; \qquad P_P Q_P \neq V. \qquad (5.21)$$

En cambio si se cumple que:

$$P_F Q_F = V; \qquad P_L Q_P = V; \qquad P_P Q_L = V \qquad (5.22)$$

La propiedad de proporcionalidad establece que si en el periodo corriente todos los precios sufren una variación proporcional, el índice debe quedar afectado por esa variación. Esta propiedad la cumplen todos los índices definidos en este capítulo, tanto sin son simples como ponderados.

Ejemplo 3. A partir de los datos de la Tabla 3, obtener los índices de precios de Laspeyres, Paasche y Fisher.

Para calcular los índices de precios de Laspeyres y de Paasche se puede hacer uso de las expresiones (5.11) y (5.13) o bien (5.17) y (5.19). En este ejemplo se utilizaran las dos últimas, pues, como ya se ha indicado, procediendo de esta forma se tienen también los índices simples para cada uno de los bienes o productos que entran en la construcción del índice complejo.

Empezaremos calculando las ponderaciones necesarias para la construcción de estos índices tomando como año base 1995. Las mismas se recogen en la tabla 7:

Tabla 7. Ponderaciones.

	Hierro (p_0q_t)	Carbón (p_0q_t)	Electricidad (p_0q_t)	Total	Valor (p_tq_t)
1995	24000000	12500000	3000000	39500000	39500000
1996	22800000	12125000	2950000	37875000	39647500
1997	25200000	13750000	3050000	42000000	45060000
1998	25600000	15000000	3200000	43800000	49120000

donde:

$$39500000 = \sum_{i=1}^{3} p_{i95}q_{i95}$$
$$37875000 = \sum_{i=1}^{3} p_{i95}q_{i96}$$
$$42000000 = \sum_{i=1}^{3} p_{i95}q_{i97}$$
$$43800000 = \sum_{i=1}^{3} p_{i95}q_{i98}$$

A continuación se obtendrán los índices simples de precios de los tres bienes, que son los que aparecen en la Tabla 4, y que volvemos a reproducir en la Tabla 8:

Tabla 8. Indices simples de precios. (Base 1995=100)

	Indices Simples de Precios		
	Hierro	Carbón	Electricidad
1995	100,0	100,0	100,0
1996	105,0	104,0	105,0
1997	108,8	104,0	110,0
1998	111,3	112,0	120,0

A partir de los índices recogidos en la Tabla 8 y de las ponderaciones dadas en la Tabla 7 se obtienen los índices compuestos de precios de Laspeyres, Paasche y Fisher de la Tabla 9. Como puede observarse las diferencias entre unos y otros son muy pequeñas, pese a que las ponderaciones sean distintas de un caso a otro. Esto se debe, fundamentalmente, a que el horizonte temporal con el que se trabaja es muy corto, solo cuatro años, por lo que la estructura de precios y cantidades no ha cambiado de forma significativa como para alterar los valores de los índices calculados. Las diferencias entre unos y otros se dan cuando se trabaja con series largas, pues en esos casos si que es posible que cambien las relaciones precios cantidades iniciales entre los distintos bienes.

Tabla 9. Indices compuestos de precios (Base 1995=100)

	Laspeyres	Paasche	Fisher
1995	100,00	100,00	100,00
1996	104,68	104,68	104,68
1997	107,34	107,29	107,31
1998	112,15	112,15	112,15

A titulo de ilustración vamos a indicar los pasos seguidos para obtener los índices de 1998 con base en 1995.

$$P_{L95}^{98} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{i98}}{p_{i95}} p_{i95} q_{i95}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i95} q_{i95}} x100 = \frac{(111,3)(24000000) + (112,0)(12500000) + (120)(3000000)}{39500000} = 112,15$$

$$P_{P95}^{98} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{i98}}{p_{i95}} p_{i95} q_{i98}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i95} q_{i98}} x100 = \frac{(111,3)(25600000) + (112,0)(15000000) + (120)(3200000)}{43800000} = 112,15$$

$$P_{F95}^{98} = \sqrt{P_{L95}^{98} P_{P95}^{98}} = \sqrt{(112.15)(112.15)} = 112.15$$

Si se comparan estos resultados con los de la Tabla 8 se observa como el tercer bien que entra en juego, la electricidad en nuestro caso, tiene poca incidencia, pues sus ponderaciones son más pequeñas que las correspondientes a lo otros.

Una vez construidos los índices de precios habría que calcular los de cantidades y los de valor. El procedimiento a seguir para los de cantidades es similar al utilizado para los índices de precios, por lo que se podrían obtener de esa forma. En su lugar ser calcularán haciendo uso de las relaciones dadas en (5.22). Para ello es necesario obtener en primer lugar los índices de valor. Estos se obtienen como un índice simple de la última columna de la Tabla 7. El resultado de estas operaciones se recogen en la Tabla 10.

Tabla 10. Indices de valor y de cantidades (Base 1995=100)

		Cantidades		
	Valor	Laspeyres	Paasche	Fisher
1995	100,00	100,00	100,00	100,00
1996	100,37	95,89	95,88	95,88
1997	114,08	106,33	106,27	106,30
1998	124,35	110,89	110,88	110,88

5.5 Problemática en la construcción de índices complejos.

En los ejemplos de números índices que se han dado en el epígrafe anterior se han obviado un conjunto de problemas, la mayoría de naturaleza práctica, que en el contexto de un ejemplo sencillo no tenía sentido plantear. Sin embargo, hasta llegar a obtener los datos primarios, que nos permiten aplicar ciertas fórmulas para la construcción de los números índices, hay que resolver algunas cuestiones que pueden condicionar de forma decisiva la calidad e incluso la validez de los resultados. Una de ellas tiene que ver con lo que conoce como cobertura del índice. Por tal se entiende el conjunto de variables seleccionadas para la elaboración del índice.

Como se ha indicado con anterioridad, con un índice complejo lo que se pretende es medir la evolución en el tiempo de una cierta magnitud (precios, cantidades, etc.) para un sector o área de actividad concreta. Pero dentro de ese sector se pueden producir, vender o comprar un elevado número de bienes o servicios distintos y cuyos precios o cantidades difícilmente podrían ser todas observadas. Ante estas circunstancias hay que proceder a seleccionar aquel conjunto que represente adecuadamente al total. Es decir hay que procurar que con ese subconjunto seleccionado se obtenga una buena cobertura.

Una vez que se ha fijado la cobertura del índice se pueden suscitar otro conjunto de cuestiones tales como: a) agrupar esas variables en categorías homogéneas que permitan analizar el sector de una forma gradual; b) fijar un periodo base que no presente anomalías para que éstas no se transmitan a todos los valores del índice; c) determinación de las fórmulas de calculo y sus correspondientes ponderaciones acordes, tanto a la información disponible en el presente como en el futuro, como a la idiosincrasia de la parcela de actividad que se pretende medir o estudiar.

Todas estas serían cuestiones previas a la elaboración del índice. Pero la problemática no termina en ese instante. Con posterioridad pueden surgir otros problemas relacionados todos, de forma más o menos directa, con la antigüedad u obsolescencia del índice. Imaginemos que se trata de un índice de precios de Laspeyres. El mismo, como se sabe, utiliza unas ponderaciones fijas que son las del año base. Pero pasado el tiempo esas ponderaciones puede que no reflejen la realidad actual, lo que nos obliga a cambiarlas y, por tanto a cambiar o renovar la base del índice. En realidad lo que se está realizando es una renovación del propio índice, de forma que se tendrían dos índices con bases distintas y que habría que unir. A esta operación se le conoce como enlace de índices.

Para que estas ideas queden más claras haremos uso de un ejemplo.

Ejemplo 4. *En la Tabla 11 se recogen los Indices de Precios Industriales para España, con base 1974 y 1990, para los meses de diciembre de cada año. A partir de esas series obténgase una serie única, tanto en base 1974 como para 1990.*

Tabla 11. Indices de Precios Industriales en España a diciembre de cada año

	Base 1974	Base 1990
1985	424,30	
1986	419,53	
1987	429,70	
1988	444,49	
1989	460,67	
1990	471,12	102,0
1991		102,6
1992		104,2
1993		107,7
1994		113,3
1995		118,3

Fuente: Servidor web del INE.

Para cambiar la base de un índice basta con determinar la relación existente entre los valores del mismo para el único periodo en el que se dispone de información en las dos bases. En nuestro caso ese periodo es diciembre de 1990. Si lo que se pretende es enlazar las series tomado como base 1974, entonces la relación buscada o coeficiente de enlace vendrá dada por :

$$\frac{I_{74}^{90}}{I_{90}^{90}} = \frac{471{,}12}{102{,}0} = 4{,}6188$$

En cambio, si lo que se quiere es enlazar tomando 1990 como base, entonces ese coeficiente será:

$$\frac{I_{90}^{90}}{I_{74}^{90}} = \frac{102{,}0}{471{,}12} = 0{,}2165$$

Una vez que se han calculado estos coeficientes, los mismos se les aplican a las series originales y se obtienen las series enlazadas que parecen en la Tabla 12.

Como puede apreciarse, la mecánica conducente al enlace de series de números índices es bastante simple. Pero hay que señalar que tener una sola serie obtenida por este procedimiento, aunque presenta notables ventajas, tiene también algunas limitaciones que deben señalarse. De todas ellas la más importante es que la serie no es homogénea, pues la cobertura del índice en las dos bases es distinta y, como ocurre en este caso concreto, las ponderaciones y la metodología utilizada para su elaboración también lo son. Todo ello lleva a que el resultado de esta operación mecánica que se ha realizado haya que usarlo con precaución.

Tabla 12. Series de Indices de Precios Industriales enlazadas.

	Base 1974	Base 1990	Base 1990 (Diciembre 1995=100)
1985	424,30	424,30x0,2165 = 91,9	91,9x0,8453 = 77,7
1986	419,53	419,53x0,2165 = 90,8	90,8x0,8453 = 76,8
1987	429,70	429,70x0,2165 = 93,0	93,0x0,8453 = 78,6
1988	444,49	444,49x0,2165 = 96,2	96,2x0,8453 = 81,3
1989	460,67	460,64x0,2165 = 99,7	99,7x0,8453 = 84,3
1990	102,0x4,6188 = 471,12	102,0	102,0x0,8453 = 86,2
1991	102,6x4,6188 = 473,89	102,6	102,6x0,8453 = 86,7
1992	104,2x4,6188 = 481,28	104,2	104,2x0,8453 = 88,1
1993	107,7x4,6188 = 497,45	107,7	107,7x0,8453 = 91,0
1994	113,3x4,6188 = 523,31	113,3	113,3x0,8453 = 95,8
1995	118,3x4,6188 = 546,41	118,3	118,3x0,8453 = 100,0

Una operación similar al enlace de series es el cambio de base para una serie concreta. Así, y para este ejemplo de los Precios Industriales, podría plantearse que la serie con base 1990 tomara el valor cien en diciembre de 1995. Para ello haría falta buscar un coeficiente que permita realizar esa transformación que es el cambio de base. Ese coeficiente es similar al usado para el enlace de series. En nuestro caso sería:

$$\frac{100}{I_{90}^{95}} = \frac{100,0}{118,3} = 0,8453$$

El resultado del cambio aparece en la última columna de la Tabla 12.

5.6 Índice de Precios de Consumo (IPC) y otros Indices: Definición y aplicaciones.

El instrumento estadístico que se viene exponiendo en este capítulo tiene una aplicabilidad tan amplia que sería casi inabarcable la enumeración y análisis de todos y cada uno de los índices que se elaboran, aunque solo fuera dentro del ámbito de la estadística oficial. Por esa razón nos limitaremos a señalar solo aquellos que por su uso más frecuente son los más conocidos. De entre ellos, y por su repercusión social y económica, el Indice de Precios de Consumo (IPC) es, con diferencia, el más conocido. Otros índices que recientemente han adquirido notable popularidad son los bursátiles. También son de interés los siguientes:

- Índices Implícitos de precios
- Indice de Producción Industrial
- Indices de Precios Industriales

5.6.1 Índice de Precios de Consumo.

El Índice de Precios de Consumo (IPC) que se calcula y publica mensualmente. Tiene como objetivo medir la evolución del nivel de precios de los bienes y servicios de consumo adquiridos por los hogares residentes en España.

Se trata de un indicador muy dinámico y que en su dilatada historia ha cambiado tanto en su definición como en muchos de los aspectos técnicos relacionados con el mismo. Inicialmente se le conocía como Indice de Coste de la Vida, y con esta denominación duró hasta 1976, momento a partir del cual cambió a como se le conoce actualmente.

Pero los cambios más relevantes de este indicador son los que hacen referencia a cuestiones relacionadas con su elaboración. Este indicador es un índice complejo que hace uso de la fórmula de Laspeyres. Para el caso del IPC, el índice de precios de Laspeyres requiere, para su cómputo, información relativa a los precios del conjunto de bienes y servicios que consume la población de referencia (en nuestro caso la residente en hogares) así como información referida a las ponderaciones de esos bienes y servicios. Como se recordará, ese índice viene dado por:

$$IPC(t) = P_L^{\,t} = I_t = \left(\sum_{i=1}^{N} w_i I_{it} \right) x100 = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{p_{it}}{p_{i0}} w_i \right) x100 \qquad (5.23)$$

donde: w_i es la ponderación del artículo *i-ésimo* y representa la proporción del gasto efectuado en ese artículo respecto al gasto total efectuado por los hogares, p_{it} es el precio de ese artículo en el periodo *t* y p_{i0} el del periodo de referencia o año base.

Pero antes de indagar por los precios de esos bienes y servicios consumidos es necesario saber cuales son los mismos. Es decir, hay que fijar la cobertura del índice. A esa cobertura se le conoce en este caso como la cesta de la compra, en el sentido de que constituye el conjunto de bienes y servicios que compran los residentes en viviendas familiares para su consumo. Ahora bien, la estructura de esta cesta de la compra no es invariable, pues los hábitos de consumo de las personas cambian con el transcurso del tiempo. Estos cambios obligan a dejar fuera ciertos productos que dejan de consumirse y a introducir otros nuevos que aparecen en el mercado. Pero no basta con cambiar unos productos por otros. También hay que calibrar la importancia relativa de cada uno de ellos (sus ponderaciones) y adaptarla a cada momento.

Toda esta problemática se ha resuelto recurriendo a una encuesta que se realizaba de forma periódica cada ocho o diez años en España. Se trataba de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (EBPF). A través de esta encuesta se determinaba la cesta de la compra (conjunto de bienes y servicios consumidos) de una familia media, tanto para todo el estado, como por comunidades y por provincias y la estructura de gasto en bienes y servicios de las familias a las que se dirige la encuesta (cantidades monetarias gastadas). Así pues, una vez que se tenía definida la cobertura del índice y las ponderaciones del mismo para un año concreto (año de referencia del índice o año base, que coincide con el periodo al que se refiere la encuesta), lo único que falta para su elaboración era conocer los precios de los bienes y servicios que integran la cesta de la compra. Esos precios se observaban de forma continua todos los meses, lo que permite elaborar ese índice con periodicidad mensual.

5.6.1.1. Nuevo Sistema de Indices de Precios de Consumo (Base 2001).

Como se ha indicado, el periodo de referencia del IPC se corresponde con el año en el que se realiza la encuesta y las ponderaciones, que son fijas, son las que se deducían de la EBPF. Pero, como también se ha indicado, los hábitos de los consumidores cambian con el tiempo, bien sea porque varían los gustos o las modas, su capacidad de compra, o porque han aparecido nuevos productos en el mercado hacia los que se desvía el gasto. Todo esto lleva a que las ponderaciones y la propia cesta de la compra llega un momento que no reflejan el fenómeno que se quiere medir y el IPC empieza a perder vigor. Ello ha obligado a renovar la EBPF de manera repetida, siendo la última renovación la de 1990-91 (de abril del 90 a marzo del 91), lo que permitió elaborar el IPC con base 1992. Este periodo de referencia se ha mantenido hasta diciembre de 2000. Sin embargo a partir de enero de 2001 el INE ha implantando un Nuevo Sistema de Indices de Precios de Consumo, donde la principal novedad radica en que tanto la cesta de la compra como las ponderaciones del índice se obtendrán a partir de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) que tiene periodicidad trimestral. Esta novedad permitirá una mayor dinamicidad en el índice, pues será posible actualizar las ponderaciones en periodos cortos de tiempo así como adaptar la cesta a la realidad de cada momento. Además el INE pretende que el nuevo sistema sea técnicamente más moderno, de forma que permita la inclusión inmediata de mejoras en la metodología que ofrezcan los distintos foros académicos y de organismos nacionales e internacionales.

Los cambios más relevantes de este nuevo sistema de IPC son los siguientes:

a) Se han actualizado las ponderaciones.

b) La clasificación funcional de los artículos se hace en doce grupos, a diferencia del sistema anterior que solo contemplaba ocho grupos.

c) Cambio en el tratamiento de los artículos de recogida centralizada o artículos de tarifas. Para estos artículos se modificará el cálculo de las ponderaciones de las distintas modalidades que intervienen en el precio final de este tipo de artículos, ponderándose, a partir de enero de 2001, según el gasto en lugar del numero de unidades.

A estos cambios hay que añadir otros de carácter más metodológico que hacen referencia a:

a) Selección de la muestra (selección de: municipios, zonas comerciales y establecimientos y determinación del número de observaciones (unos 180.000 precios mensuales)).

Tabla 13. Grupos del IPC y ponderaciones de los mismos. Base 1992

Base 1992		
Grupo	Denominación	Ponderación
1	Alimentos bebidas y tabaco	293,607
2	Vestido y calzado	114,794
3	Vivienda	122,803
4	Menaje y servicios del hogar	66,840
5	Medicina y conservación de la salud	31,260
6	Transporte y comunicaciones	165,419
7	Esparcimiento, enseñanza y cultura	72,671
8	Otros bienes y servicios	152,606
Total		1000,000

Fuente: Página web INE

Tabla 14. Grupos del IPC y ponderaciones de los mismos. Base 2001

Base 2001		
Grupo	Denominación	Ponderación
1	Alimentos y bebidas no alcohólicas	215,051
2	Bebidas alcohólicas y tabaco	32,182
3	Vestido y calzado	100,384
4	Vivienda	114,613
5	Menaje	63,574
6	Medicina	28,718
7	Transporte	157,331
8	Comunicaciones	25,374
9	Ocio y cultura	65,238
10	Enseñanza	16,878
11	Hoteles, cafés y restaurantes	113,259
12	Otros	67,398
Total		1000,000

Fuente: Página web INE

b) Determinación de la cesta de la compra (selección de artículos (484 articulos) y ponderaciones).

c) Método de cálculo. Con anterioridad a 2001, como ya se ha indicado, el IPC en España era un índice tipo Laspeyres con base fija, al igual que en otros muchos países de la Unión Europea. La ventaja fundamental de un índice de este tipo es que permite la comparabilidad de una misma estructura de artículos y ponderaciones a lo largo del tiempo que esté en vigor el Sistema; sin embargo, tiene un inconveniente y es que la estructura de ponderaciones pierde vigencia a medida que pasa el tiempo y evolucionan las pautas de consumo de los consumidores.

El nuevo Sistema utiliza un la fórmula de Laspeyres encadenado, que consiste en referir los precios del periodo corriente a los precios del año inmediatamente anterior. Además, con una periodicidad que no superará los dos años, se actualizarán las ponderaciones de las parcelas con información proveniente de la ECPF.

Básicamente, el proceso de cálculo es el mismo que el de un Laspeyres: se calculan medias ponderadas de los índices de los artículos que componen cada una de las agregaciones funcionales para las cuales se obtienen índices, y se compraran con los calculados el mes anterior. En este caso las ponderaciones utilizadas no permanecen fijas durante el período de vigencia del sistema.

Por tanto, la formulación es la siguiente:

$$ {}_{t-1}I_G^{mt} = \sum_{i=1}^{N} \left({}_{t-1}w_i\right)\left({}_{t-1}I_i^{mt}\right) \qquad (6.24) $$

donde:

${}_{t-1}I_G^{mt}$: es el índice general en el mes *m* del año *t* referido al mismo mes del año *t-1*.

${}_{t-1}w_i$: es la ponderación del componente i referida al año t-1.

${}_{t-1}I_i^{mt}$: es el índice del componente i en el mes *m* del año *t* referido al mismo mes del año *t-1*.

5.6.1.1.1 Características destacables del nuevo sistema Indices de Precios de Consumo

a) *Período base.* El período base es aquél para el que la media aritmética de los índices mensuales se hará igual a 100. El año 2001 será el periodo base del nuevo Sistema, esto quiere decir que todos los índices que se calculen estarán referidos a este año.

b) Período de referencia de la estructura. Es el período al que están referidas las ponderaciones que sirven de estructura del Sistema; dado que éstas se obtienen de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), el período de referencia del IPC es el período durante el cual se desarrolla esta encuesta.

El actual cambio de Sistema se ha realizado con la información proveniente de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), que proporciona la información básica sobre gastos de las familias en bienes y servicios de consumo. El nuevo sistema de índices de base 2001 utiliza la ECPF que se ha llevado a cabo entre el 2º trimestre de 1999 y el 1º de 2000; no obstante, las ponderaciones se han actualizado al año 2001 de forma que el periodo de referencia de la estructura de ponderaciones y el período base coincidan.

c) Cambios de calidad. El tratamiento de los cambios de calidad es uno de los temas que más afectan a cualquier índice de precios.

Un cambio de calidad ocurre cuando cambia alguna de las características de la variedad para la que se recoge el precio y se considera que este cambio implica un cambio en la utilidad que le reporta al consumidor.

Para la correcta medición de la evolución de los precios es preciso estimar en qué medida la variación observada del precio es debida al cambio en la calidad del producto y qué parte de esta variación es achacable al precio, independientemente de su calidad.

Los métodos más utilizados en el IPC son la *consulta a expertos*, que consiste en solicitar a los propios fabricantes o vendedores la información para poder estimar el cambio; *los precios de las opciones*, que analiza los elementos componentes del antiguo producto y del nuevo para establecer el coste de las diferencias entre ambos; y *el precio de solapamiento*, basado en suponer que el valor de la diferencia de calidad entre el producto que desaparece y el nuevo es la diferencia de precio entre ellos en el periodo de solapamiento, es decir, en el periodo que estén en vigencia los precios de ambos.

d) Inclusión de las ofertas y rebajas. Uno de los cambios más importantes que se recoge en el nuevo Sistema, base 2001, es la inclusión de los precios rebajados.

El IPC, base 1992, no contempla la recogida de estos precios por lo que su inclusión en el nuevo Sistema ha dado lugar una ruptura en la serie de este indicador que no es posible solucionar con el método de los enlaces legales, utilizado cada vez que se lleva a cabo un cambio de base.

5.6.1.2. Índice de Precios de Consumo Armonizado. Unión Europea y España. (IPCA).

- El *Índice de Precios de Consumo Armonizado. Unión Europea y España. (IPCA)* es un indicador estadístico cuyo objetivo es proporcionar una medida común de la inflación que permita realizar comparaciones internacionales y examinar, así, el cumplimiento que en esta materia exige el Tratado de Maastricht para la entrada en la Unión Monetaria Europea.

- *Proceso de armonización del IPCA*.

  Este proceso consta de dos fases:

  La primera se ha desarrollado durante 1996. Establecía el cálculo de los Índices de Precios de Consumo Transitorio (IPCT) basados en el IPC de cada uno de los países miembros cuyos resultados se han venido publicando mensualmente.

La segunda contempla la construcción de los Índices de Precios de Consumo Armonizados, como resultado de homogeneizar los aspectos metodológicos más importantes de cada uno de los Índices de Precios de Consumo (IPC) para hacerlos comparables.

Durante el período de implantación transitoria, se han ido realizando las modificaciones y ajustes necesarios sobre los IPC nacionales hasta conseguir un índice con unas características esenciales comunes a todos los países. El primer índice de esta fase es el correspondiente a enero de 1997, que es el que se hace público el día 7 de marzo. Estos índices tendrán como período de referencia el año 1996.

La base legal del proceso de armonización de los IPC es el Reglamento del Consejo nº 2494/95 de 23 de octubre de 1995 que establece las directrices para la obtención de índices comparables, así como un calendario de obligado cumplimiento para todos los países de la Unión Europea.

- *Características técnicas del IPCA*

Los aspectos técnicos más significativos de este IPCA son los siguientes:

1. *Cobertura*. El IPCA de cada país cubre las parcelas que superan el uno por mil del total de gasto de la cesta de la compra nacional. En cada Estado miembro ha sido necesario realizar particulares ajustes para conseguir la comparabilidad deseada mediante determinadas inclusiones o exclusiones de partidas de consumo.

En este sentido han quedado excluidas del IPCA los *Servicios médicos* y la *Enseñanza reglada*. Además, la ponderación de algunas parcelas no se incluye totalmente. Tal es el caso de los *Seguros*, para los que sólo se consideran los gastos ligados a las primas netas, los *Automóviles*, de los cuales se elimina los gastos correspondientes a ventas entre consumidores, o los *Medicamentos y productos farmacéuticos*, que sólo incluyen los no subvencionados.

Como resultado de estas exclusiones, la ponderación total eliminada de la estructura del IPC español se sitúa en torno al cinco por ciento.

El IPCA está formado por doce grandes grupos. Para definir estos grupos se ha utilizado la clasificación de consumo COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose).

2. *Período común de referencia*. El período de referencia para todos los IPCA es el año 1996, es decir, la media de los doce índices mensuales de este año se hace 100.

3. *Fórmula general*. Para obtener el IPCA se utiliza, como en el caso del IPC español, la fórmula de Laspeyres:

$$I = \sum_i I_i w_i \qquad (6.25)$$

donde el índice de cada artículo o agregado elemental, I_i , se obtiene como cociente de las medias aritméticas de sus precios.

Las ponderaciones w_i permanecerán fijas mes a mes, como corresponde a un índice de Laspeyres.

4. *Ponderaciones*. Las ponderaciones de cada componente del IPCA se han actualizado con referencia al año 1996, en función de la evolución de su índice respecto del índice general hasta 1996.

5. *Índice de precios de consumo europeo*. A partir de los IPCA de los quince países miembros EUROSTAT obtiene un Índice de Precios de Consumo de la Unión Europea, como media ponderada de los IPCA de dichos índices.

Si bien, los IPCA proporcionan la mejor base estadística para hacer comparaciones internacionales de inflación, y representan un considerable progreso en la armonización de las metodologías, todavía no se puede hablar de una completa armonización de los índices de precios de consumo. En este sentido se seguirán proponiendo acuerdos técnicos sobre distintos aspectos, entre los que se encuentran la ampliación de la cobertura, la homogeneización de los procedimientos de ponderaciones y el tratamiento metodológico de parcelas concretas.

Tabla 15. Ponderaciones de los doce grupos IPCA.

Base 2001		
Grupo	Denominación	Ponderación
1	Alimentos y bebidas no alcohólicas	27,5
2	Bebidas alcohólicas y tabaco	3,2
3	Vestido y calzado	11,4
4	Vivienda	11,2
5	Menaje	6,5
6	Medicina	0,8
7	Transporte	14,6
8	Comunicaciones	1,6
9	Ocio y cultura	6,9
10	Enseñanza	0,1
11	Hoteles, cafés y restaurantes	11,8
12	Otros	4,4
Total		100,0

Fuente: Página web INE

6.6.2. Índices bursátiles

Un Indice Bursátil es un instrumento estadístico que refleja el cambio en el tiempo de los precios de un conjunto de acciones de empresas que cotizan en bolsa. Se trata, pues, de un índice de precios, aunque ahora los "bienes" son más homogéneos de lo que son en el IPC.

Los distintos índices bursátiles que se calculan dependen de las ponderaciones que utilicen para su elaboración. Los más habituales son lo índices tipo valor dados por:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} \qquad (6.26)$$

donde:

p_{it} es el precio o cotización de la acción correspondiente a la empresa i en el periodo t.

q_{it} es el número de acciones de la empresa i en el periodo t

p_{i0} es el precio o cotización de la acción correspondiente a la empresa i en el periodo de referencia

q_{i0} es el número de acciones de la empresa i en el periodo de referencia.

5.6.2.1. Índice General de la Bolsa de Madrid.

Pero aunque este sea un estándar muy utilizado, sin embargo no es como se obtiene el Indice General de la Bolsa de Madrid (IGBM). El IGBM es un índice de Laspeyres donde las ponderaciones se calculan a 31 de diciembre de cada año y se mantiene fijas para todo el año siguiente. Esas ponderaciones se obtienen a partir de la capitalización bursátil de las empresas, entendiendo por tal el resultado de multiplicar el número de acciones de la empresa por la cotización de las mismas a 31 de diciembre. Esta forma de calcular este índice supone que las ponderaciones se cambian todos los años.

El IGBM se puede obtener como un índice complejo ponderado teniendo en cuenta a todas las empresas que lo integran de forma individualizada o bien como un media ponderada de los índices sectoriales en los que se agrupan las empresas. Por cualquiera de las vías que se calcule se aplican siempre la formula de Laspeyres y los resultados son los mismos.

En las Tabla 16 se da el número de empresas que se tienen en cuenta para la el cálculo del IGBM, agrupadas por sectores, así como sus respectivas ponderaciones, todo ello para el año 2001.

Esas 116 empresas no son las únicas que cotizan en la Bolsa de Madrid, pero si son las más representativas en términos capitalización y volumen de contratación, además de otras variables.

Tabla 16. Número de empresas del IGBM y ponderaciones por sectores.

	Empresas	Ponderación
Bancos y financieras	12	31,31
Eléctricas	7	12,36
Alimentación	15	2,08
Construcción	10	3,18
Cartera e inversión	2	2,68
Metal mecánica	7	1,39
Petróleo y químicas	12	6,03
Comunicaciones	11	29,84
Otras ind. y servicios	13	5,39
Nuevas tecnologías	27	5,74
Total	**116**	**100**

Fuente: Página web de Bolsa de Madrid.

En la Tabla 17 se dan los datos de capitalización y ponderaciones para uno de los sectores, en concreto para el de Bancos y Financieras.

Tabla 17. Capitalización y ponderaciones para las empresas del Sector de Bancos y Financieras de la Bolsa de Madrid en 2001.

	Capitalización	Ponderación para 2001	
	Euros	En el grupo	En el IGBM
Banco Santander Central Hispano	51476554502	43,24	13,54
BBVA	50654254882	42,55	13,32
Banco Popular Español	8056417704	6,77	2,12
Bankinter	2709681666	2,28	0,71
Corporación MAPFRE	1228586694	1,03	0,32
MAPFRE vida	988800000	0,83	0,26
Banco Pastor	835939692	0,70	0,22
Banco Zaragozano	801975000	0,67	0,21
Banco de Valencia	769256734	0,65	0,20
Banco de Andalucía	627757744	0,53	0,17
Banco Guipuzcoano	491499277	0,41	0,13
Catalana Occidente	398400000	0,33	0,10
Total bancos y financieras	**119039123893**	**100,00**	**31,31**

Fuente: Página web de Bolsa de Madrid.

Ejemplo 4. Obtenga el índice de cotización bursátil para el conjunto de empresas que aparecen en la tabla siguiente.

Cotizaciones diarias en euros

	BSCH	BBVA	B. Popular	Bankinter	B. Zaragozano	B. Andalucía
19/11/01	10,16	14,29	37,95	34,35	8,51	37,55
20/11/01	9,85	14,07	37,15	33,55	8,53	37,55
21/11/01	9,73	13,90	37,16	33,88	8,60	37,62
22/11/01	9,69	13,79	38,08	34,03	8,56	37,93
23/11/02	9,79	13,98	37,68	34,16	8,60	38,00
26/11/01	9,80	14,00	37,20	34,10	8,50	37,70
27/11/01	9,59	13,80	37,00	33,90	8,60	37,80

Fuente: Página web de Bolsa de Madrid.

Como puede observarse se trata de un grupo de empresas correspondientes al Sector Bancos y Financieras para los que se tiene su cotización diaria para siete días, algo más de una semana. Para calcular el correspondiente índice de cotización se hará uso de las capitalizaciones que aparecen en la Tabla 18, lo que permite deducir que sus ponderaciones son:

Tabla 18. Capitalización y ponderaciones

BSCH	51476554502	45,03
BBVA	50654254882	44,31
B. Popular	8056417704	7,05
Bankinter	2709681666	2,37
B. Zaragozano	801975000	0,70
B. Andalucía	627757744	0,55
Total	**114326641496**	**100,00**

Fuente: Página web de Bolsa de Madrid.

En la Tabla 19 se dan los índices simples de cotización para cada empresa y el correspondiente índice compuesto obtenido mediante la siguiente expresión:

$$I_{19}^{t} = \sum_{i=}^{6} I_{19}^{t}(i) w_i \qquad (6.27)$$

donde:

I_{19}^{t} es el valor del índice compuesto correspondiente al día t con base al día 19.
$I_{19}^{t}(i)$ es el valor del índice simple correspondiente a la empresa *i* para el día t con base al día 19.
wi es la ponderación (capitalización) de la empresa i.

Tabla 19. Indices bursátiles simples y compuesto.

	Sector	BSCH	BBVA	B. Popular	Bankinter	B. Zaragozano	B. Andalucía
19/11/01	**100,00**	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
20/11/01	**97,74**	96,95	98,46	97,89	97,67	100,24	100,00
21/11/01	**96,71**	95,77	97,27	97,92	98,63	101,06	100,19
22/11/01	**96,38**	95,37	96,50	100,34	99,07	100,59	101,01
23/11/02	**97,35**	96,36	97,83	99,29	99,45	101,06	101,20
26/11/01	**97,35**	96,46	97,97	98,02	99,27	99,88	100,40
27/11/01	**95,76**	94,39	96,57	97,50	98,69	101,06	100,67

La forma en la que se ha calculado este índice complejo es aplicable solo cuando se producen variaciones de precios, pero a lo largo del año se produce una serie de hechos que provocan variaciones en las cotizaciones que no son motivados por las propias fuerzas del mercado (equilibrio entre la oferta y la demanda) como son: pagos de dividendos, ampliaciones de capital, splits o desdoblamientos, reducciones de capital con devolución al accionista…. Por ello, el Índice de Madrid realiza una serie de ajustes para que no se vea influenciado por estos hechos. (Para más detalles puede consultarse la página web de la Bolsa de Madrid).

5.6.2.2. IBEX35.

Otro índice de cotización bursátil que ha adquirido un significado valor de referencia en el mundo financiero es el IBEX35. Se trata de un índice que recoge la evolución de las cotizaciones de los 35 valores cotizados en el Sistema de Interconexión Bursátil de las cuatro Bolsas Españolas más líquidos durante el período de control (el intervalo de seis meses contados a partir del séptimo mes anterior al inicio del semestre natural).

La formula de cálculo de este índice es:

$$IBEX35(t) = IBEX35(t-1)\sum_{i=1}^{35}\frac{Cap_i(t)}{[Cap_i(t-1) \pm J]} \qquad (6.28)$$

donde:

Cap$_i$ (t) es la capitalización en el periodo *t* (producto del número de acciones por la cotización de las mismas).

Cap$_i$ (t) es la capitalización en el periodo *t-1*.

J es la cantidad utilizada para ajustar el valor del Indice por ampliaciones de capital, etc.

Esta fórmula de cálculo del IBEX35 es idéntica a la del IGBM siempre y cuando el número de acciones en el pierdo *t* sea el mismo que el del periodo base.

El Indice tiene como valor base 3000 al cierre de mercado el día 29 de diciembre de1989.

5.6.3. Otros Indices.

Indices implícitos de precios. Como su nombre indica se trata de índices de precios que no se obtienen de forma directa, sino como resultado de la doble valoración de las distintas macromagnitudes de la Contabilidad Nacional.

En la cuantificación de estas macromagnitudes para años sucesivos es tradicional dar dos series distintas de valores. Para centrar las ideas vamos a utilizar como ejemplo una de esas macromagnitudes, el valor añadido bruto (VAB), entendiendo como tal la diferencia entre la producción de bienes y servicios y los consumos intermedios, para cada rama de actividad y para el total de la economía. Pues bien, esta magnitud, como cualquier otra de las cuentas nacionales, es el resultado de multiplicar las unidades físicas producidas por sus precios. Según este criterio esos valores vendrían dados por:

$$\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0} \quad \sum_{i=1}^{N} p_{i1}q_{i1} \quad \sum_{i=1}^{N} p_{i2}q_{i2} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad \sum_{i=1}^{N} p_{it}q_{it} \qquad (6.29)$$

A esta serie de valores se le conoce como VAB a precios corrientes (nominales), es decir, valorada según los precios de cada periodo. Pero la Contabilidad Nacional también da esa serie valorada a los precios del año base. En este caso a ese agregado se le llama VAB a precios constantes (términos reales), pues éstos no cambian, son los del año cero. Formalmente esta serie es:

$$\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0} \quad \sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i1} \quad \sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i2} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad \sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{it} \qquad (6.30)$$

Pues bien, si se divide la primera de esas series entre la segunda, término a término, el resultado es:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} \quad \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i1}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} \quad \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i2}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} \quad . \quad . \quad . \quad \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0}q_{i0}} \qquad (6.31)$$

Pero, como puede apreciarse, esos cocientes son en realidad un Indice de Precios de Paasche a los se les conoce como Indice Implícito de Precios. De igual forma se pueden obtener los índices implícitos de precios para las demás macromagnitudes de la Contabilidad Nacional. Se trata pues, de un índice que recoge la evolución de los precios de los bienes y servicios que por agregación dan lugar a esas grandes cifras de la economía de un país. A este índice se le conoce también como deflactor del VAB. El concepto de inflación y deflación serán objeto de estudio en el siguiente epígrafe.

Índice de Producción Industrial (IPI). Es un indicador coyuntural que mide la evolución mensual de la actividad productiva de las ramas industriales, excluida la construcción, contenidas en la Clasificación Nacional de Actividades Económicas 1993 (CNAE-93). Se trata de un índice de cantidad que mide la evolución de la producción física industrial por ramas de actividad. Este índice lo elabora el INE, aunque las distintas CC.AA. también cuantifican este índice para sus ámbitos de competencia.

Indice de Precios Industriales (IPRI). Es un indicador coyuntural que, elaborado por el INE, mide la evolución mensual de los precios de los productos industriales fabricados y vendidos en el mercado interior, en el primer paso de su comercialización, es decir, de los precios de venta a salida de fábrica obtenidos por los establecimientos industriales en las transacciones que estos efectúan, excluyendo los gastos de transporte y comercialización y el IVA facturado.

5.7 Inflación y poder adquisitivo. Deflación de valores monetarios.

La inflación es un fenómeno económico de naturaleza monetaria que por sus consecuencias ha sido, y continua siéndolo, fuente de preocupación para todos los agentes que intervienen en la economía, tanto los privados como los públicos. Pero antes de hablar de los efectos de la inflación lo más conveniente será definirla. Para ello recurriremos a la que da Samuelson en su manual de Economía. En el mismo se dice que "*Entendemos por inflación un periodo de aumento general de los precios de los bienes de consumo y de los factores productivos, elevándose los precios del pan, los automóviles, el corte de pelo, y aumentando los salarios, las rentas de la tierra, etc*." (Samuelson, 1975). Lo sustantivo de esta definición es que el fenómeno en cuestión consiste en un aumento general y sostenido de los precios de todos los bienes y servicios tanto producidos como consumidos.

Ese incremento generalizado de precios tiene como consecuencia inmediata que la capacidad de compra del dinero se reduce de forma continuada. Es decir, la cantidad de un bien que puede adquirirse con una unidad monetaria dada (euro, libra, dólar, etc) es cada vez menor como resultado del incremento del precio de ese bien. Pero si en lugar de tratarse de un solo bien, la subida de precios afecta a todos los bienes de una economía, la situación sería similar, solo que agravada. Así pues, la inflación reduce la capacidad de compra del dinero o poder adquisitivo del mismo.

La siguiente cuestión sería definir un instrumento estadístico que permita cuantificar esa subida generalizada de precios. Es decir, se trata de buscar un índice de precios que recoja de forma adecuada el fenómeno de la inflación. A tal efecto, el índice que suele utilizarse de forma casi unánime es el IPC, aunque el mismo tiene algunas limitaciones como veremos más adelante.

Tabla 20. Evolución de la inflación en España y poder adquisitivo de la peseta.

Años	IPC (1961=100)	Valor de pta.	Años	IPC (1961=100)	Valor de pta.
1961	100,00	1000,00	1981	846,62	118,12
1962	105,71	945,97	1982	968,66	103,23
1963	114,96	869,84	1983	1086,60	92,03
1964	122,99	813,08	1984	1209,17	82,70
1965	139,24	718,19	1985	1315,75	76,00
1966	147,93	676,00	1986	1431,48	69,86
1967	157,38	635,40	1987	1506,60	66,37
1968	165,16	605,46	1988	1579,47	63,31
1969	168,74	592,61	1989	1686,75	59,29
1970	178,42	560,48	1990	1800,12	55,55
1971	193,10	517,86	1991	1906,94	52,44
1972	209,09	478,26	1992	2019,93	49,51
1973	232,94	429,29	1993	2112,21	47,34
1974	269,49	371,07	1994	2211,89	45,21
1975	315,16	317,29	1995	2315,27	43,19
1976	370,72	269,75	1996	2397,67	41,71
1977	461,69	216,60	1997	2444,91	40,90
1978	552,98	180,84	1998	2489,76	40,16
1979	639,56	156,36	1999	2547,28	39,26
1980	739,10	135,30	2000	2634,75	37,95

En la Tabla 20 se recogen los valores medios anuales del IPC para España en el periodo 1961-2000 con base 1961. Según el contenido de esta tabla, el nivel medio de los precios en ese periodo de cuarenta años creció por encima de 26 veces. Esto, dicho en otros términos, equivale a que si en 1961 un bien costaba 37,95 pesetas, el precio de ese mismo bien en el año 2000 era 1000 pesetas, o lo que es igual, con 1000 pesetas del año 2000 solo se podía comprar lo que en 1961 con 37,95. Estas cifras dan una idea bastante clara de cual ha sido la pérdida de la capacidad de compra de la peseta en España a lo largo de esos años.

Cualquiera de las dos columnas principales de esa tabla reflejan ese incremento de precios y la consiguiente reducción de la capacidad adquisitiva del dinero. Pero la segunda columna, la encabezada como valor de la peseta, merece algún comentario adicional. La misma es el resultado de dividir la cantidad 1000 (1000 pesetas de cada año) por su correspondiente IPC. Esas mil pesetas de cada año es una serie monetaria valorada con los precios de cada año ($p_t q_t$). A este tipo de series monetarias se le conoce como series a precios corrientes o series monetarias nominales. En cambio, cuando una serie monetaria a precios corrientes se divide por un índice de precios adecuado, como se ha hecho en la tabla anterior, el resultado es una serie a precios constantes o en términos reales. A esta operación se le conoce como deflactar una serie, es decir, quitarle a una serie el efecto precios. Por eso, una vez que se ha deflactado la serie de 1000 pesetas anuales pasando la serie a términos reales, se observa como las mil pesetas del año 2000 equivalen solo a 37,95 pesetas del año 1961.

Pero para deflactar una serie monetaria nominal hay que trabajar con el índice de precios (conocido como deflactor) adecuado. Se ha señalado antes que es el IPC el se utiliza a tal efecto de forma generalizada. Pero también se ha indicado que presentaba algunos problemas. Como sabemos el IPC al ser un índice de Laspeyres viene dado por:

$$IPC = P_L = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{io}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{io}} \qquad (5.32)$$

mientras que una serie monetaria en términos nominales o a precios corrientes viene dada por:

$$\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it} \qquad (5.33)$$

y otra a precios constantes o términos reales sería:

$$\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it} \qquad (5.34)$$

Pues bien, si deflacionamos una serie con el IPC resulta que:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{IPC} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}}} \neq \sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it} \qquad (5.35)$$

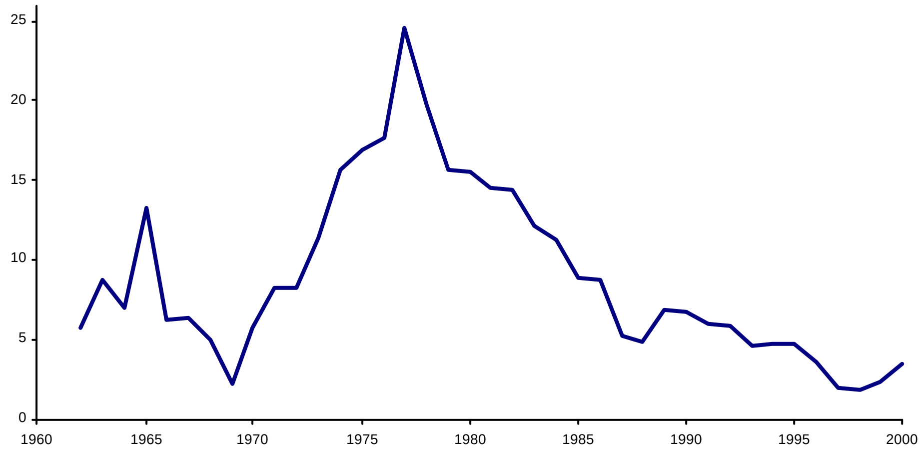
el resultado no es la serie en términos reales buscada, aunque se le parezca. Para conseguir esa serie habría que deflactar con un índice de precios de Paasche, pues en tal caso:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{P_P} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it}}} = \sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{it} \qquad (5.36)$$

Así pues, el deflactor adecuado de una serie monetaria nominal es un índice de precios de Paasche, como lo son los Índices Implícitos de Precios. Sin embargo, por problemas de cobertura (el IPC tiene una cobertura amplia que se adecua bastante bien a la mayoría de las series monetarias) o de información y cálculo (los índices de Laspeyres necesitan menos información que los de Paasche para su elaboración), es el IPC el que suele utilizarse para la deflación de series monetarias.

Vamos a finalizar este epígrafe realizando un pequeño análisis estadístico de la inflación en España. A tal efecto se han representado en el Grafico 1 las tasas medias anuales de inflación calculadas a partir de los datos del IPC de la Tabla 36. Como puede apreciarse las mayores tasas de inflación se dieron desde comienzos de los años setenta hasta mediados de los ochenta. Tanto es así que de 1973 a 1984 los precios se multiplicaron por más de 5 y en 1975 la tasa de inflación fue de casi un 25%. En cambio, durante los años noventa la inflación parecía que dejaba de ser un problema debido a su continuo decrecimiento, aunque de 1998 a 2000 la tasa de inflación casi se ha duplicado.

Grafico 1. Evolución de las tasas anuales medias de inflación en España



Pero una vez que se conoce como se han comportado los precios de forma conjunta, se podría plantear la cuestión de saber qué productos son los que tienen mayor o menor incidencia o repercusión en la variación global. Para responder a esta cuestión nos vamos a centrar en lo ocurrido en el año 2000.

Tabla 21. Variación anual del IPC en España por grupos de bienes. (Diciembre 2000 - Diciembre 1999)

Grupos	Variación anual	Ponderaciones
Alimentos Y Bebidas No Alcohólicas	3,2	215,051
Bebidas Alcohólicas Y Tabaco	3,8	32,182
Vestido Y Calzado	2,3	100,384
Vivienda	4,6	114,613
Menaje	3,0	63,574
Medicina	2,3	28,718
Transporte	6,3	157,331
Comunicaciones	-3,0	25,374
Ocio Y Cultura	5,1	65,238
Enseñanza	5,5	16,878
Hoteles, Cafés Y Restaurantes	4,6	113,259
Grupo Otros	4,2	67,398
General	**4,0**	**1000,000**

Fuente: Pagina web INE.

Para todo el año 2000 (de diciembre de 1999 a diciembre de 2000) la variación del IPC en España fue de 4 puntos. Esa variación determina la tasa de inflación, la cual se obtiene como:

$$T_{12}^{1} = \frac{IPC_1 - IPC_0}{IPC_0} x100 = \frac{\Delta IPC}{IPC_0} x100 \qquad (5.37)$$

donde:

$$\Delta IPC = IPC_1 - IPC_0 = \frac{\sum_{i=1}^{N} (p_{it} + \Delta p_{it}) q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} - \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} \qquad (5.38)$$

por lo que:

$$T_{12}^{1} = \frac{\dfrac{\sum_{i=1}^{N} \Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}}}{\dfrac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}}} x100 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}} x100 \qquad (5.39)$$

es decir, la tasa de inflación global es función de las variaciones experimentadas por los precios de todos los bienes o grupos de ellos. Lo que nos interesa ahora es determinar la repercusión que en esa tasa o en la variación total han tenido cada uno de los bienes o grupos de ellos. Si nos fijamos en la Tabla 21 se puede observar que los tres grupos que más han incidido son Transporte (su variación de precios fue del 6,3), seguido de Enseñanza, Ocio y Cultura. Por el contrario, los tres que menos incidencia tuvieron fueron Comunicaciones (los precios de este grupo decrecieron), Medicina y Vestido y Calzado. Pero aunque estas apreciaciones no son del todo erróneas tampoco reflejan fielmente la repercusión de los precios de cada grupo en la variación total, pues ésta es, en realidad, una media ponderada, como refleja (6.38). En consecuencia, habría que multiplicar la variación en precios de cada grupo por su correspondiente ponderación. Esto nos lleva a definir la repercusión de la forma siguiente:

$$R_i = \frac{\Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}} \qquad (5.40)$$

de forma que la suma de las todas repercusiones sea igual a la variación total del índice dada por (5.38). De igual forma también se cumple que la suma de las repercusiones relativas es igual a la tasa de variación total del IPC, como vemos a continuación:

$$\sum_{i=1}^{N} \frac{R_i}{IPC_0} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\dfrac{\Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}}}{\dfrac{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{i0} q_{i0}}} x100 = \sum_{i=1}^{N} \frac{\Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}} x100 \qquad (5.41)$$

De manera similar a como se han definido las repercusiones de cada bien o grupo de ellos sobre la variación total de precios, también se puede definir la participación de cada bien de la forma siguiente:

$$P_i = \frac{\dfrac{\Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}}{\dfrac{\sum_{i=1}^{N} \Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}}} x100 = \frac{\Delta p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it} q_{i0}} x100 \qquad (5.42)$$

Estos conceptos aplicados a los datos que aparecen en la Tabla 21 nos llevan a que:

Tabla 22. Repercusión y participación de los precios de cada grupo

	Variación	Ponderaciones	Repercusión	Participación
Alimentos y Bebidas no Alcohólicas	3,2	215,051	0,6882	17,33
Bebidas Alcohólicas y Tabaco	3,8	32,182	0,1223	3,08
Vestido y Calzado	2,3	100,384	0,2309	5,82
Vivienda	4,6	114,613	0,5272	13,28
Menaje	3	63,574	0,1907	4,80
Medicina	2,3	28,718	0,0661	1,66
Transporte	6,3	157,331	0,9912	24,97
Grupo Comunicaciones	-3	25,374	-0,0761	-1,92
Ocio y Cultura	5,1	65,238	0,3327	8,38
Enseñanza	5,5	16,878	0,0928	2,34
Hoteles, Cafés y Restaurantes	4,6	113,259	0,5210	13,12
Otros	4,2	67,398	0,2831	7,13
General	4	1000,000	3,97	100

De nuevo se observa que el grupo que mayor repercusión tuvo en la inflación española en el año 2000 fue el de Transportes, pero el segundo es Alimentos y Bebidas no Alcohólicas frente a Enseñanza como se indicó antes. El tercero fue Vivienda. En cambio, los grupos de Enseñanza y Ocio y Cultura quedan relegados a posiciones más bajas, pues aunque sus precios aumentaron mucho, sin embargo en las cesta media de las familias españolas esas partidas de gasto tienen un peso relativamente bajo. En concreto, de mil pesetas gastadas por una familia, a Enseñanza no destina ni siquiera 17 pesetas (no hay que olvidar que en

España la mayor parte de la enseñanza es pública y gratuita), mientras que en Alimentación y Bebidas no Alcohólicas gasta más de 215 pesetas.