FUNCIONES DE TRANSFERENCIA SIMULTANEAS DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO DE BIENES ELABORADOS NO ENERGETICOS (*)

M.ª de los Llanos Matea Rosa

Este trabajo constituyó la tesina del curso del Centro de Formación del Banco de España «Series temporales y modelos econométricos dinámicos II» realizado durante el curso académico 1986-1987 y que fue impartido por Daniel Peña, al que quiero agradecer su labor de tutoría. Asimismo quiero dar las gracias a Antoni Espasa y a un evaluador anónimo por sus comentarios.

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-022-8

Depósito legal: M. 17851 - 1989

Imprenta del Banco de España

INDICE

	pág.
0 - Resumen	
1 – Introducción	6
2 — Especificación y estimación	8
3 – Diagnosis	15
4 - Resultados de la estimación	28
5 – Bibliografía	33
6 - Apéndice I: estadístico	34
7 – Apéndice II: reestimación del modelo	37

·			

O - Resumen

En este trabajo se presenta un modelo bivariante para los dos componentes que forman el índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos (el índice de alimentos elaborados y el índice de bienes industriales energéticos) en e1que se utiliza como indicador adelantado para ambas variables el indice de precios industriales (precios al por mayor) de bienes de consumo.

Dе las ecuaciones estimadas se obtiene que las tasas de inflación de ambos índices de precios al consumo vienen explicadas por la tasa de inflación de los precios al por mayor. Tanto para el índice de alimentos elaborados como para el índice de bienes industriales no energéticos acepta, al 95 % de nivel de confianza, que elasticidades a largo plazo respecto al índice de precios industriales de bienes de consumo son la unidad. relación dinámica estimada entre los precios al consumo y índice de precios al por mayor es tal que, variación de este índice tarda tres meses en asimilarse íntegramente en los precios al consumo.

El modelo se ha mostrado bastante estable en los últimos dos años, y se ha venido utilizando con éxito mensualmente para analizar la situación inflacionista tal como se propone en Espasa y otros (1987).

1 - Introducción

El objetivo del trabajo es intentar estimar la relación existente entre los precios al por mayor y los precios al por menor.

Si abstracción de la procedencia s e hace (nacional o exterior) de los productos consumidos en una determinada economía, se tiene que los precios al nor menor son el resultado de añadir a los precios al por mayor impuestos indirectos y márgenes comerciales. tanto, en períodos en los cuales los márgenes comerciales los impuestos indirectos tasas de permanezcan constantes, las variaciones de los precios al por menor vendrán explicadas por las variaciones de los precios al por mayor. Esperándose una relación directa entre ambos tipos de precios.

En una economía abierta los precios finales recogen no sólo los precios de los productos interiores, sino también los del exterior. Sin embargo, en esta ocasión no se ha incluido ninguna variable explicativa de precios exteriores por cuanto en un estudio previo se intentó introducir este tipo de variable no habiendo conseguido ningún resultado satisfactorio.

Se ha utilizado como precios al por menor el Indice de Precios al Consumo (IPC) y como precios al por mayor el Indice de Precios Industriales. Esta clase de modelos ha sido criticado por Bechter y Pickeff (1973) que afirman que no existe una relación entre el Indice de Precios al Consumo y el Indice de Precios al por mayor, por cuanto los dos índices corresponden a distintas muestras extraídas de universos de precios diferentes, y por tanto no se puede suponer que cambios en un universo

se transmitan al otro. No obstante, no parece suficiente argumento bara descartar este tipo de modelos. Guthrie (1981) ha estimado para la economía norteamericana modelos de retardos distribuídos varios con geométricamente relacionan decrecientes que las variaciones del IPC con las del Indice de Precios al por mayor desde enero de 1947 a diciembre de 1975. Con este análisis obtiene que la relación entre ambos índices se caracteriza por una función de respuesta corta.

En e1caso español teniendo en cuenta productos que forman cada uno de los componentes del IPC y Indice de Precios Industriales (1), únicamente el componente del IPC de Alimentos Elaborados y el de Bienes Industriales no energéticos incluyen bienes que a su ∪ez se recogen en el Indice de Precios Industriales de Bienes de Consumo (IPIC). En base a este solapamiento de los productos con los que se construyen los índices, trabajo se centra en intentar estimar la posible relación entre el IPC de alimentos elaborados (IPCAE) y el IPC de bienes industriales no energéticos (IPCIN) con el IPIC. Estos dos componentes del IPC constituyen lo que aquí se denomina el índice de bienes elaborados no energéticos.

⁽¹⁾ Se ha partido de una división del IPC en 5 grandes agregados, que son: alimentos no elaborados (15.46%), alimentos elaborados (17.56%), bienes industriales no energéticos (25.74%), servicios (34.24%) y energía (7.00%), donde entre paréntesis se indica el peso de cada uno de los componentes dentro del IPC. Respecto al índice de precios industriales se han considerado los componentes de: inversión (12.8%), consumo (35.9%) y bienes intermedios (51.3%).

2 - Especificación y estimación

Como se ha comentado en la introducción es de esperar que variaciones en el IPIC se transmitan, con una determinada estructura, al IPC de bienes elaborados no energéticos. Por tanto, el modelo se ha formulado a partir de crecimiento. Respecto de las tasas a la posible relación entre los dos componentes que forman el IPC de bienes elaborados no energéticos no parece existir ninguna justificación sólida para que se dé una relación de dependencia o causación adicional a la que se encauza a través del IPIC.

Antes de pasar a especificar y estimar dicho modelo se debe tener en cuenta que todos aquellos cambios en los márgenes comerciales y en el sistema de imposición indirecta afectan sólo a los precios finales, enturbiando la estimación de la conexión entre estos precios y los precios al por mayor. Por ello, es conveniente limpiar las series del IPC de todos aquellos efectos impositivos y de márgenes comerciales de los que se tenga información a priori. Este es el caso de la implantación del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) en enero de 1986.

Se han modelizado los efectos del IVA empleando el análisis de intervención. El análisis de intervención es una generalización de lo que en econometría se denomina análisis con variables artificiales y que es de gran utilidad para explicar puntos atípicos de las series, debidas a causas conocidas de difícil cuantificación, como es la variación del sistema de impuestos indirectos.

El efecto del IVA supone una variación de caracter permanente del nivel de precios. Se aborda este

cambio introduciendo una variable artificial que tiene un uno en enero de 1986 y ceros en el resto, y que se denota por D861 (2). No obstante, esta variación del nivel de los componentes del IPC no se ha producido de una sola vez, sino que la existencia de bienes con precios administrados y de bienes con posibilidades de almacenamiento ha provocado la aparición de efectos retardados. Es decir, los retrasos administrativos en el acoplamiento de precios y tarifas y las existencias de stocks no sujetos al IVA se reflejan en una repercusión de forma escalonada.

En base a un análisis anterior (3) se observó que los efectos retardados finalizaron en el primer trimestre de 1986, no observándose efecto alguno para el IPC de bienes industriales no energéticos en febrero de 1986.

Se ha tratado el desfase temporal aplicando un filtro MA(2) a la variable artificial D861, restringiendo a cero el coeficiente correspondiente a febrero de 1986 para el IPCIN.

El hecho de no esperarse que los precios al por menor causen a los precios al por mayor, propició el decantarse a formular una función de transferencia para cada componente del IPC que incluyese como señal al IPIC y estimarlas conjuntamente.

⁽²⁾ Otra posibilidad es la construcción de una variable artificial que tenga ceros hasta diciembre de 1985 y unos a partir de 1986. En este caso al especificar el modelo en tasas de crecimiento, esta variable artificial se deberá integrar resultando, por tanto, equivalente a introducir sin integrar la variable artificial D861.

⁽³⁾ Véase Espasa y otros (1987).

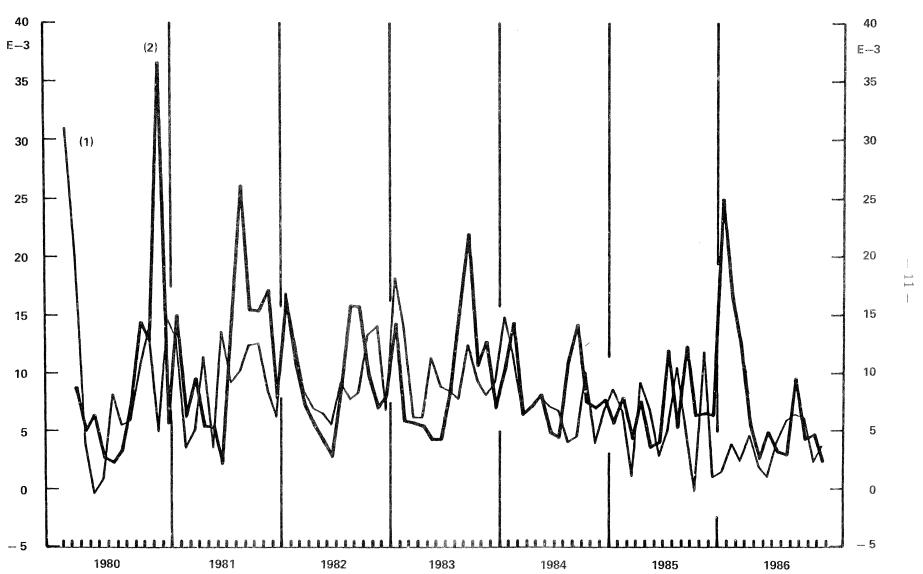
Como es sabido, el IPC oficial sufrió una ruptura en agosto de 1985. En dicha fecha dejó de publicarse el IPC con base 1976 y se estableció el año 1983 como nueva base. Dada la reducida muestra disponible con la nueva base se ha optado por utilizar el enlace entre ambas bases efectuado en el Servicio de Estudios del Banco de España a partir de los distintos artículos que forman el IPC y que proporciona una serie histórica homogénea (véase Ojeda 1988). El período muestral utilizado comprende desde enero de 1980 a diciembre de 1986 (4).

En los gráficos 1 y 2 se presentan las tasas de variación de cada uno de los componentes del IPC de bienes elaborados no energéticos con el IPIC. Como se puede observar en el gráfico 1 además de la implantación del IVA existen otros tres puntos en los cuales el IPCAE muestra un comportamiento atípico. Estos momentos del tiempo son: noviembre de 1980, agosto de 1981 y septiembre de 1983. En noviembre de 1980 se produjo una fuerte subida de algunos de los precios administrados incluídos en el IPCAE (5). En cuanto a agosto de 1981 se registró un aumento anormalmente alto del IPCAE debido a las malas cosechas y a la política de precios seguida por las autoridades (6). Finalmente, en septiembre de 1983 se produjo un incremento importante de la leche que repercutió en el IPCAE.

⁽⁴⁾ En el apéndice estadístico, se ofrecen las series utilizadas.

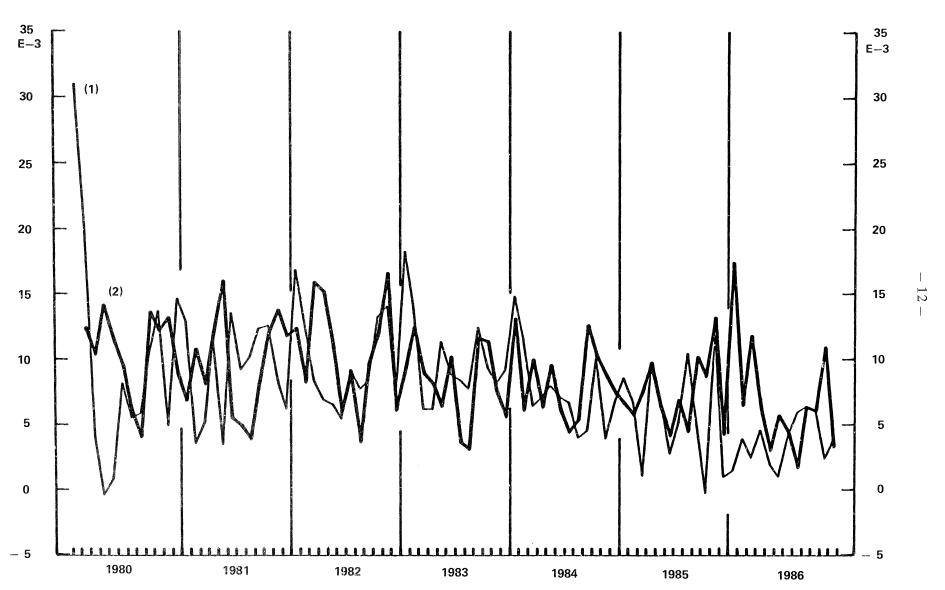
⁽⁵⁾ Los productos referidos son: el tabaco, la leche, los cereales, el pan, los aceites y grasas.

⁽⁶⁾ En agosto de 1981 se produjo un aumento importante del precio del pan y del aceite.



(1): (1-L) Logaritmo de Indice de Precios Industriales de Bienes de Consumo.

(2): (1-L) Logaritmo de IPC de Alimentos Elaborados.



(1): (1-L) Logaritmo del Indice de Precios Industriales de Bienes de Consumo.

^{(2): (1-}L) Logaritmo del IPC de Bienes Industriales no Energéticos.

Dado que en los tres casos anteriores el efecto fué un cambio de nivel de la serie del IPCAE, se ha utilizado una variable artificial DXYZ que tiene un uno en la observación correspondiente al mes Z del año XY, y ceros en el resto, para intervenir cada uno de los tres puntos atípicos mencionados más arriba.

modelización la sΘ ha utilizado especificación a priori. Dada la evidencia norteamericana de respuestas cortas, se ha partido de filtros MA para el máximo seis como desfases. eliminando posteriormente los retardos cuyos coeficientes no significativos, a la vez que se procedía a introducir la estructura necesaria para que los residuos fuesen ruido blanco.

La estimación se ha realizado con el paquete SCA, encontrándose en el cuadro 1 el modelo de funciones de transferencia estimado. Con posterioridad este modelo bivariante se ha reestimado, no apreciándose diferencias importantes respecto a los primeros resultados. En el apéndice II se ofrece la reestimación de las ecuaciones con observaciones hasta diciembre de 1988.

Cuadro 1

$$\Delta \log \operatorname{IPCAE}_{t} = 0.0148 \operatorname{D8011}_{t} + 0.0117 \operatorname{D818}_{t} + 0.0063 \operatorname{D839}_{t} + \\ (2.51) \qquad (4.23) \qquad (2.29)$$

$$+ (0.0201 + 0.0139 L + 0.0107 L^{2}) \operatorname{D861}_{t} + \\ (6.12) \quad (4.48) \quad (3.45)$$

$$+ (0.2264 + 0.2790 L + 0.3323 L^{2}) \operatorname{Alog IPIC}_{t} + \\ (2.38) \quad (3.02) \quad (3.49)$$

$$+ \frac{a_{1t}}{(1 - 0.5667 L^{12})} \\ (5.97)$$

$$\Delta \log \operatorname{IPCIN}_{t} = (0.0126 + 0.0074 L^{2}) \operatorname{D861}_{t} + \\ (3.69) \quad (2.34)$$

$$+ (0.4043 + 0.2963 L + 0.2645 L^{2}) \operatorname{Alog IPIC}_{t} + \\ (4.30) \quad (3.19) \quad (2.62)$$

$$+ \frac{(2.21)}{(1 + 0.2470 L^{12})} a_{2t}$$

$$+ \frac{(2.2470 L^{12})}{(1 - 0.2240 L)} a_{2t}$$

muestra: 19801 - 198612

entre paréntesis el estadístico t de Student

número de residuos: 69 (814 - 8612)

$$\Sigma_{a} = \begin{bmatrix} 0.949 & E-05 & 0.128 & E-06 \\ 0.128 & E-06 & 0.103 & E-04 \end{bmatrix} \quad \Omega = \begin{bmatrix} 1 & 0.0129 \\ 0.0129 & 1 \end{bmatrix}$$

correlación entre parámetros, en valor absoluto: todos inferiores a 0.45.

 $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{a}}$ es la matriz de varianzas y covarianzas $\boldsymbol{\Omega}$ es la matriz de correlación contemporánea.

3 - Diagnosis

Una vez excluída la relación que se canaliza a partir de los precios al por mayor, existe una escasa dependencia lineal contemporánea entre los dos componentes del IPC de bienes elaborados no energéticos, que queda de manifiesto en el valor estimado de correlación (0.0129). De este resultado se desprende la reducida ventaja predictiva de la estimación conjunta de las dos funciones de transferencia frente a la estimación por separado, aunque en todo caso lo que interesa en este trabajo es la estimación y no la predicción.

En los residuos no parece quedar estructura según sus matrices de correlación y correlación parcial (gráfico 3) y sus correspondientes correlogramas y correlogramas parciales (gráficos 4 y 5). En el caso de los residuos del IPCIN los términos séptimo y noveno son significativos debido a residuos altos distanciados entre sí ese número de períodos.

Ambos residuos aceptan la hipótesis de normalidad al presentar un histograma típico de la normal con simetría y curtosis características de esta distribución (7) (veáse gráficos 6 y 7). En particular, el estadístico conjunto de simetría y curtosis (8) para los residuos del IPCAE es del 0.29 y del 0.15 para los del IPCIN frente al

⁽⁷⁾ En los histogramas se encuentran los estadísticos de simetría y curtosis normalizados.

⁽⁸⁾ El estadístico de simetría y curtosis conjunto se define como:

<u>Gráfico 3</u>

MATRICES	DE CORRELA	CION CRUZ	ADA EN TER	RMINOS DE 4	
RETARDOS	1 a 6				
RETARDOS	7 a 12				
	• •	1 1			• •
					• •
RETARDOS	13 a 18				
		····· ,			
					. 1-
RETARDOS					
	• •				
	• •	. ,			
MATRICES	DE CORRELA	CION CRUZ	ZADA PARCI	AL EN TERM	INOS DE +,-,.
RETARDO	1 a 6				
	• •				
			. +-		
RETARDO	7 a 12				
·] - ·]-	• •		r e		
+ = sign	ificati∪am∈	ente disti	into de ce	ro y mayor	que cero.
- = sign	ificativame	ente dist	into de ce	ro y menor	que cero.

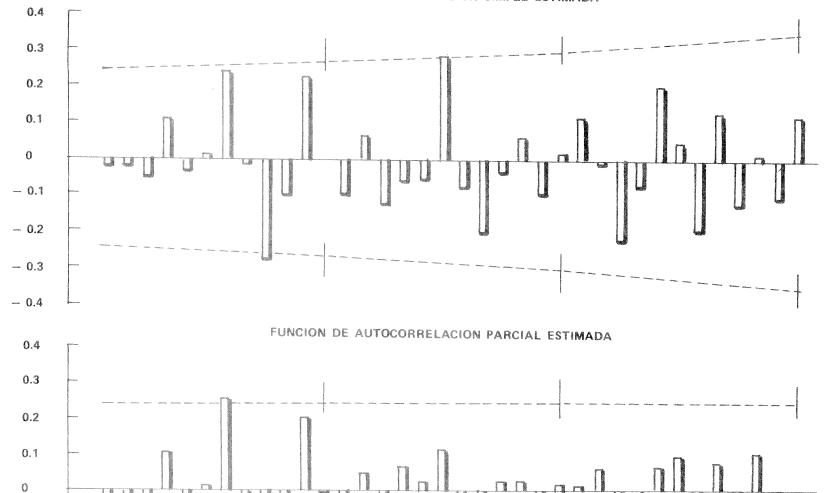
. = no significativamente distinto de cero.

12

-0.4

RESIDUOS DEL IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS





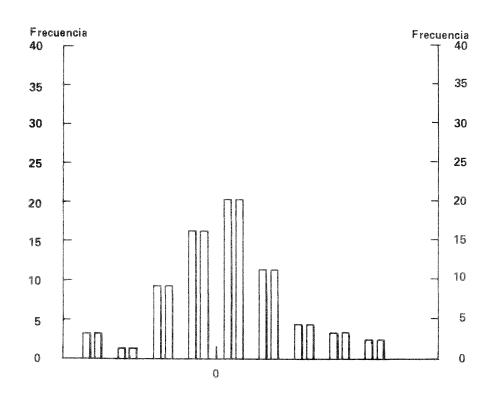
-0.1

- 0.2

- 0.3

Gráfico 6.

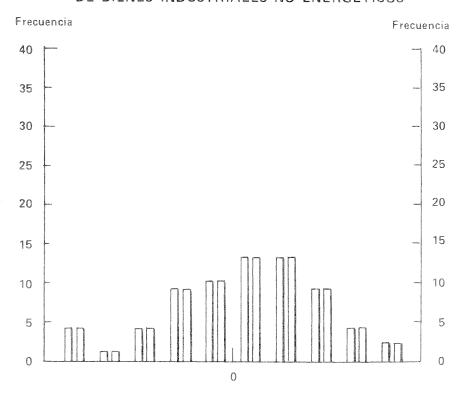
HISTOGRAMA DE LOS RESIDUOS DEL IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS



	ESTADISTICO	ERROR STANDAR	t-STUDENT
MEDIA	0.0005	0.0004	1.4242
VARIANZA	0.0000		
DESVIACION STANDAR	0.0031		
SIMETRIA	0.2837	0.2887	
CURTOSIS	0.4614	0.5701	

Gráfico 7.

HISTOGRAMA DE LOS RESIDUOS DEL IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS



	ESTADISTICO	ERROR STANDAR	t-STUDENT
MEDIA	0.0005	0.0004	1.2003
VARIANZA	0.0000		
DESVIACION STANDAR	0.0032		
SIMETRIA	0.3219	0.2887	
CURTOSIS	- 0.3923	0.5701	

6.0 del valor tabulado de una ji-cuadrado con dos grados de libertad al 95% de nivel de confianza.

Conjuntamente los residuos también poseen una curtosis y simetría (9) propias de la normal. Por cuanto, el estadístico de simetría conjunto toma un valor (0.7) inferior al tabulado de la ji-cuadrado con cuatro grados de libertad al 95% de nivel de confianza (9.5); y el estadístico de curtosis conjunto normalizado es de 1.4.

En los gráficos 8 y 9 se ofrece la representación gráfica de los residuos. Ambos gráficos parecen señalar la presencia de heterocedasticidad en ambas series, lo que se confirma con el determinante y la traza de la matriz de varianzas y covarianzas estimada por tramos. Al dividir los residuos en tres subconjuntos de 23 meses (véase cuadro 2) se puede apreciar como la varianza ha ido disminuyendo a lo largo del período muestral.

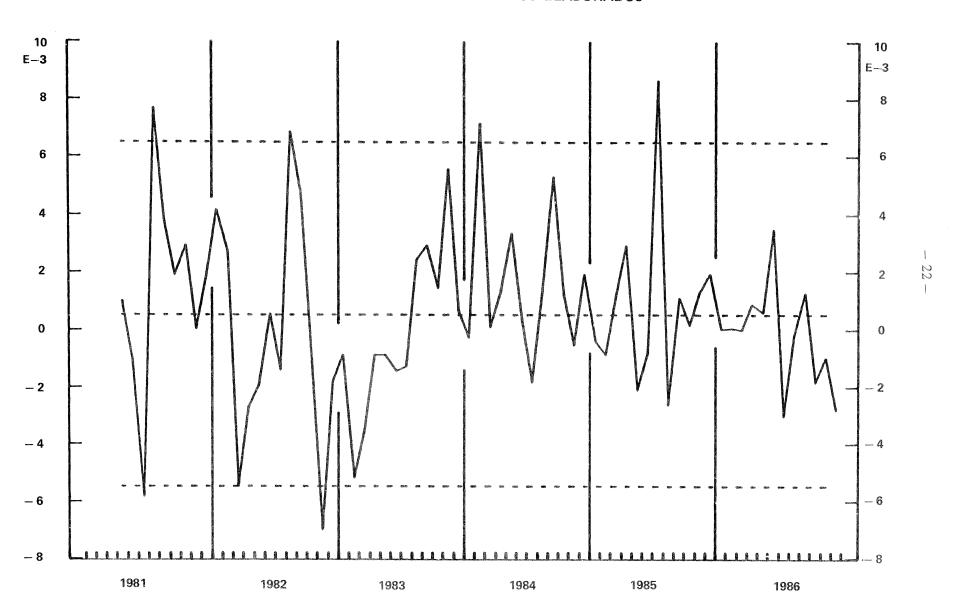
distribuyéndose asintóticamente como una ji-cuadrado de k(k+1)(k+2)/6 grados de libertad; y el estadístico de curtosis conjunta como:

$$\begin{array}{cccc}
n & -1 & 2 \\
\Sigma & (\underline{a}'_{\underline{1}} & \underline{\Sigma} & \underline{a}_{\underline{1}}) \\
\underline{i} & & & & \\
\end{array}$$

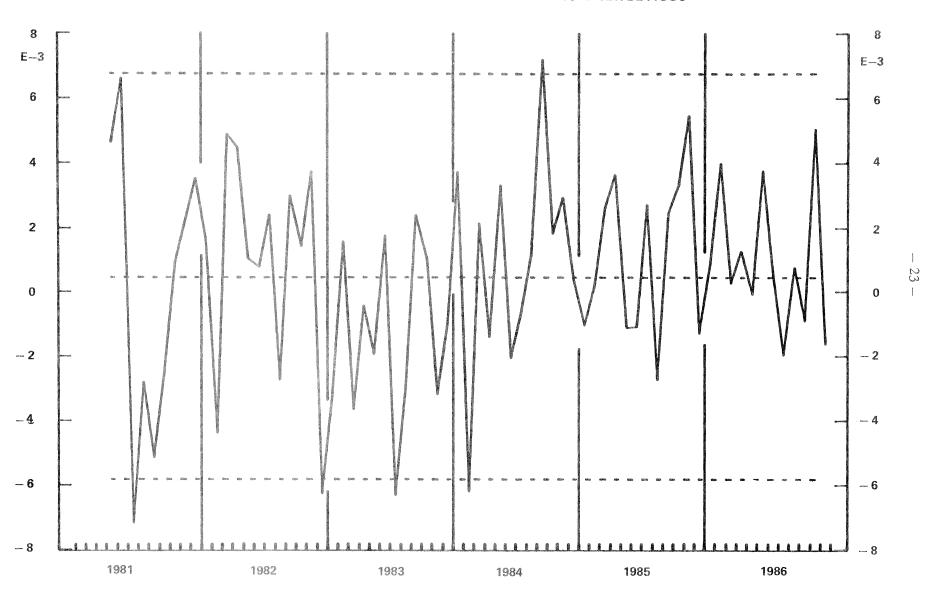
se distribuye asintóticamente como una normal con media k(k+2) y varianza 8k(k+2)n. Donde k es el número de series, n el número de residuos, <u>a</u> los residuos estimados y $\underline{\Sigma}$ la matriz de varianzas y covarianzas estimada.

⁽⁹⁾ Se recuerda que el estadístico de simetría conjunto se define como:

RESIDUOS DEL IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS



RESIDUOS DEL IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS



Cuadro 2

Matrices de varianzas y covarianzas de los residuos estimadas por tramos

Submuestra	Traza	Determinante		
19814 - 19832	3.0 E-05	1.2 E-10		
19833 - 19851	1.6 E-O5	O.6 E-10		
19852 - 198612	1.1 E-05	0.3 E-10		

La inexistencia de homocedasticidad indica la necesidad de dividir la muestra y estimar por subperíodos las ecuaciones del modelo, pero el problema de este procedimiento, dado el reducido número de observaciones del que se parte, es la pérdida de grados de libertad.

A pesar de que los residuos poseen media significativamente no distintas de cero (véase cuadro 3), el gráfico de los residuos parece apuntar la existencia de distintas medias por subperíodos.

Cuadro 3

Serie	Media	Estadístico t de la media
IPCAE	0.0005	1.4346
IPCIN	0.0004	1.2091

Con el fin de comprobar la presencia de distintas medias por tramos se han dividido los residuos en dos submuestras, la primera incluye de abril de 1981 a enero de 1984 y la segunda de febrero de 1984 a diciembre de 1986. De los resultados obtenidos no se puede rechazar la hipótesis de que los residuos de cada ecuación tienen una única media e igual a cero, por cuanto el estadístico (10) que se ha obtenido para el IPCAE es de -0.7 y el del IPCIN de -1.2, valores ambos inferiores al estadístico t de Student de 67 grados de libertad.

El número de residuos que sobrepasan dos veces la desviación estandar en el caso del IPCAE (5 residuos) es superior al correspondiente a un 5% (3.45 residuos), aunque únicamente en un caso sobrepasa en 2.5 veces la desviación estandar (11).

Un test para contrastar la hipótesis de linealidad de los residuos consiste en comprobar si la función de autocorrelación estimada de los residuos y del

(10) El estadístico utilizado ha sido

$$\frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \quad mn/m+n}{\sqrt{(\sum\limits_{i=1}^{m} (x_{i1} - \bar{x}_1)^2 + \sum\limits_{i=1}^{n} (x_{i2} - \bar{x}_2)^2)/m+n-2}} \sim t_{m+n-2}$$

donde \bar{x}_1 es la media de la primera submuestra y m el número de observaciones de dicha submuestra, siendo \bar{x}_2 y n la media y número de observaciones de la segunda.

(11) En el apéndice estadístico se ofrecen los residuos y la magnitud de los mismos respecto a sus correspondientes desviaciones. cuadrado de los residuos corresponden a ruido blanco (12). Las series residuales de las que se parte pasan este test como apuntan los gráficos 4, 5, 10 y 11.

En el proceso de validación se ampliaron los filtros de la señal en ambas ecuaciones, no siendo significativos los coeficientes adicionales. Por último, se ha realizado el test postmuestral (13) utilizando los valores observados en los primeros cuatro meses de 1987. Ambas ecuaciones lo pasan satisfactoriamente.

Cuadro 4

Serie	Valor estimado test postmuestral	Valor tabulado de la ji-cuadrado con 4 gra- dos de libertad al 95%
IPCAE	4.7	9 . 5

⁽¹²⁾ Para un mayor detalle sobre este test véase Maravall (1982).

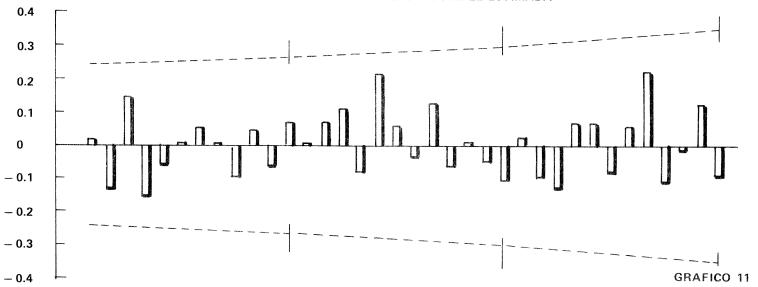
$$\begin{array}{ccc}
h & 2 \\
\Sigma & e^{2} \\
t = T + 1 & \sim X_{F}^{2}
\end{array}$$

donde e = error de predicción un período por delante $\hat{\sigma}^2 = \text{ varianza del modelo estimado.}$

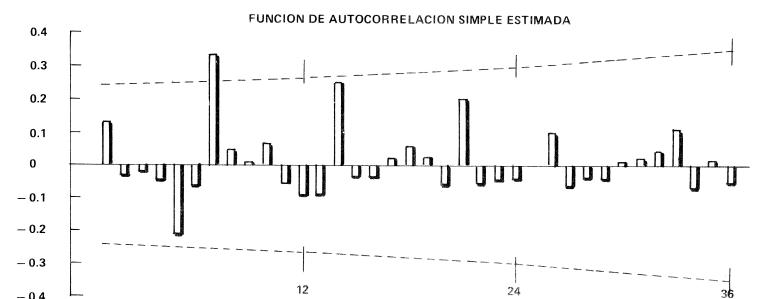
⁽¹³⁾ El test post-muestral consiste, una vez estimado el modelo con T observaciones, en:

RESIDUOS AL CUADRADO DEL IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS





RESIDUOS AL CUADRADO DEL IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS



4 - Resultados de la estimación

Para el caso español se ha obtenido un modelo de funciones de transferencia entre los componentes más afines, por construcción, del IPC y del índice de precios industriales.

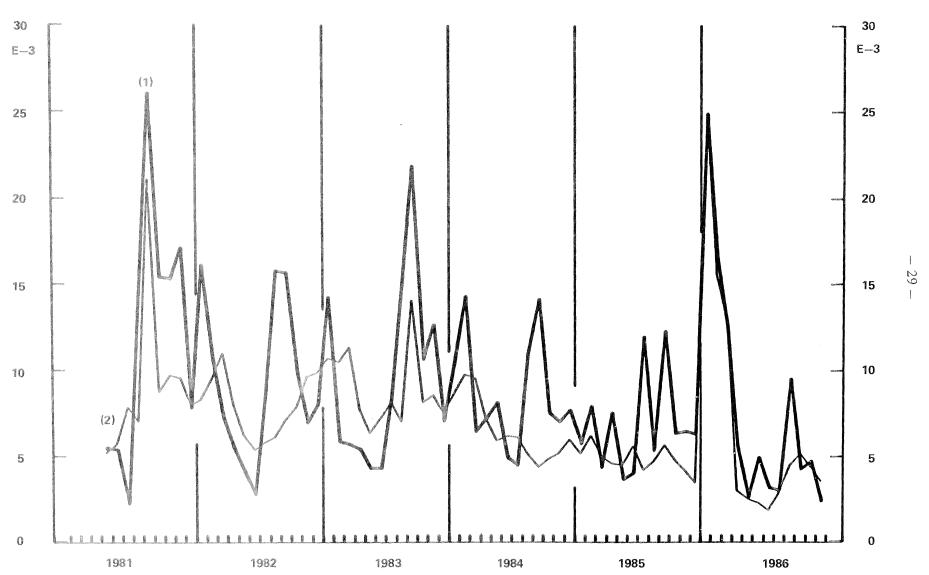
En el gráfico 12 se presenta la contribución conjunta del IPIC, del efecto del IVA y de las intervenciones sobre el IPCAE. Encontrándose en el gráfico 13 la información equivalente para el IPCIN.

Para la tasa de crecimiento del IPCAE se observa que la contribución de la variable exógena e intervenciones muestra una evolución más suave que la de la variable endógena, variable que contiene una oscilación no explicada totalmente por la señal y que se recoge en las perturbaciones de la función.

En lo concerniente a la tasa de crecimiento del IPCIN se aprecia una contribución algo más confusa gráficamente, lo cual se refleja en la necesidad de que las perturbaciones de la serie no sólo capten parte de estacionalidad, sino también parte regular.

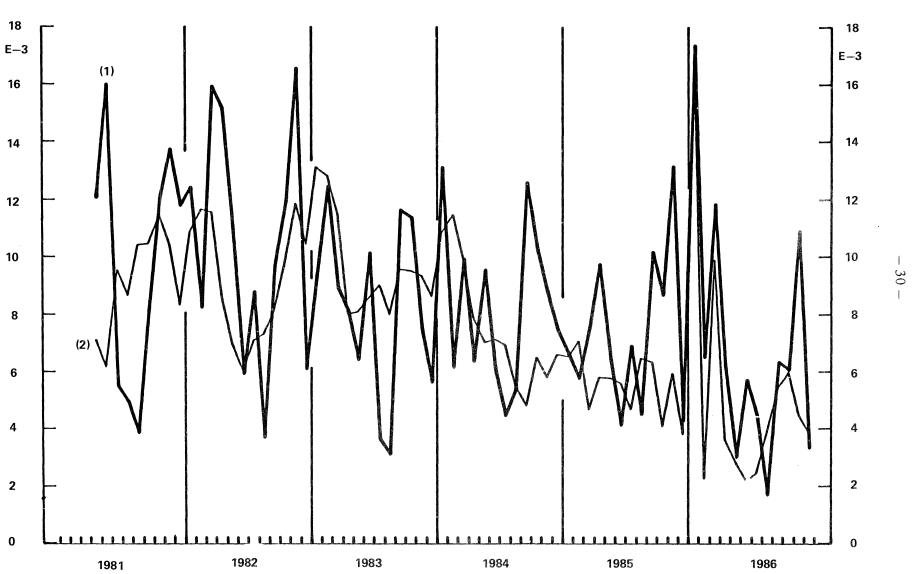
En relación a la contribución de las tasas de variación del IPIC sobre el IPC de bienes elaborados no energéticos se ha obtenido una función de respuesta que se agota en el transcurso de un trimestre.

De la estimación se desprende que la elasticidad a largo plazo del IPCAE al IPIC es del 0.8377 no rechazándose al 95% de nivel de confianza la elasticidad unitaria (véase cuadro 5). La elasticidad a largo plazo del IPCIN respecto al IPIC se cuantifica en el 0.9651 no pudiendo refutar nuevamente la elasticidad unitaria al 95%



(1): (1-L) Logaritmo del IPC de Alimentos Elaborados.

(2): Contribución del IPIC y de las intervenciones.



(1): (1-L) Logaritmo del IPC de Bienes Industriales no Energéticos;

(2): Contribución del IPIC y de las intervenciones.

de nivel de confianza. Por tanto se acepta que una variación en el IPIC se transmite integramente en una variación del IPCAE y del IPCIN.

Cuadro 5

Elasticidades estimadas del IPCAE Y IPCIN respecto al IPIC (*)

IPCAE	O.8377	(1.049,	0.627)
IPCIN	0.9651	(1.115,	0.815)

(*) Entre paréntesis el intervalo de confianza al 95%

En el caso de la función de transferencia del IPCAE tenemos que el 27 % de la ganancia se produce contemporáneamente, un 33% adicional con un período de desfase y el 40% restante a los dos meses de producirse la variación en el IPIC. La estructura temporal entre el IPCIN y el IPIC, es tal, que el 42% de la ganancia se obtiene contemporáneamente, al mes siguiente se añade un 31% y el 27% que falta a los dos meses.

Respecto a la implantación del IVA, su efecto sobre el IPCAE se cifra en 4.47 puntos porcentuales sobre el nivel de la serie, mientras este es de tan sólo 2 puntos respecto al IPCIN. En el cuadro 6 se ofrecen los intervalos de confianza de ambas estimaciones al 5% de nivel de significación.

Cuadro 6

Efectos del IVA sobre el IPCAE Y IPCIN

	Enero	Febrero	Marzo	Total (*))
IPCAE	2.01	1.39	1.07	4.47(5.55 ,	
IPCIN	1.26		0.74	2.00(2.92 ,	1.08)

(*) Entre paréntesis los intervalos de confianza al 95% de nivel de confianza.

En el caso del IPCAE el 45% del efecto total se produjo en enero, en febrero un 31% adicional y en marzo el 24% restante. Respecto al IPCIN en enero se registró un 63% del efecto total y el resto, 37%, en marzo.

5 - Bibliografía

- D.M. Bechter y M.S. Pickett: "The wholesale and consumer prices indexes: what's the connection", Monthly Réview, Federal Reserve Bank of Kansas City 3-9 (1973).
- B.E.P. Box and G.C. Tiao: "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems" Journal of the American Statistical Association (1975).
- A. Espasa, M. C. Manzano, M. Ll. Matea y V. Catasús: "La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología". Banco de España. Boletín Económico. Marzo, 1987.
- R. S. Guthrie: "The relationship between wholesale and consumer prices" Southern Economic Journal Vol. 47 (1981).
- A. Maravall: "Detección de no-linealidad y predicción por medio de procesos estocásticos bilineales, con una aplicación al control monetario en España". Banco de España. Estudios Económicos nº 25 (1982).
- A. Ojeda: "Indices de precios en España en el período 1913-1987". Banco de España. Estudios de Historia Económica nº 17 (1988).

6 - <u>Apéndice I: estadístico</u>

- Listado de las series.
- Listado de los residuos y magnitud en desviaciones de los mismos.

 		* ** ** ** ** ** ** ** **			SER	 IES				TO BE THE RES OF THE SEC OF THE SEC OF	
NUM. DE OBSER. Y FECHA	IPCAE	IPCIN	IPIC	NUM. DE OBSER. Y FECHA		IPCIN	IPIC	NUM. DE OBSER. Y FECHA	IPCAE	IPCIN	IPIC
1 8001 2 8002 3 8003 4 8004 5 8005 6 8006 7 8007 8 8008 9 8009 10 8010 11 8011 12 8012	66.04 66.62 66.95 67.38 67.57 67.72 67.95 68.47 69.46 70.36 72.98 73.40	66.23 67.05 67.75 68.72 69.52 70.19 70.61 70.90 71.87 72.76 73.73 74.38	226.30 230.90 231.80 231.70 231.90 233.80 235.10 236.50 239.00 242.30 243.50 247.10	37 8301 38 8302 39 8303 40 8304 41 8305 42 8306 43 8307 44 8308 45 8309 46 8310 47 8311 48 8312	95.76 96.32 96.88 97.40 97.82 98.25 99.08 100.58 102.80 103.91 105.23 105.97	95.40 96.60 97.46 98.26 98.89 99.90 100.27 100.58 101.76 102.92 103.69 104.28	315.30 319.70 321.70 323.70 327.40 330.30 333.10 335.70 339.90 343.10 345.90 349.10	73 8601 74 8602 75 8603 76 8604 77 8605 78 8606 79 8607 80 8608 81 8609 82 8610 83 8611 84 8612	130.76 132.94 134.62 135.37 135.72 136.39 136.83 137.23 138.54 139.14 139.80 140.13	128.06 128.89 130.43 131.24 131.63 132.39 132.98 133.21 134.06 134.87 136.35	409.90 411.50 42.50 414.40 415.20 ^15.60 17.30 419.80 422.50 425.10 426.10 427.70
13 8101 14 8102 15 8103 16 8104 17 8105 18 8106 19 8107 20 8108 21 8109 22 8110 23 8111 24 8112	74.51 74.98 75.70 76.12 76.53 76.70 77.82 79.87 81.12 82.38 83.80 84.46	74.89 75.71 76.32 77.25 78.50 78.93 79.32 79.63 80.28 81.26 82.38 83.36	250.30 251.20 252.50 255.40 256.30 259.80 262.20 264.90 268.20 271.60 273.90 275.60	49 8401 50 8402 51 8403 52 8404 53 8405 54 8406 55 8407 56 8408 57 8409 58 8410 59 8411 60 8412	107.08 108.62 109.33 110.12 111.02 111.57 112.07 113.30 114.91 115.78 116.60 117.50	105.66 106.31 107.37 108.06 109.10 109.76 110.25 110.84 112.25 113.41 114.41 115.27	354.30 358.40 360.70 363.30 366.20 368.80 371.30 372.80 374.50 378.30 379.80 382.40	85 8701 86 8702 87 8703 88 8704	140.99 141.45 141.63 141.50	137.32 137.76 138.51 139.59	428.60 429.70 430.80 432.90
25 8201 26 8202 27 8203 28 8204 29 8205 30 8206 31 8207 32 8208 33 8209 34 8210 35 8211 36 8212	85.83 86.74 87.38 87.86 88.22 88.47 89.24 90.66 92.09 93.00 93.65 94.41	84.40 85.10 86.47 87.79 88.77 89.30 90.09 90.42 91.30 92.40 93.94 94.52	280.30 283.80 286.20 288.20 290.10 291.70 294.40 296.70 299.20 303.20 307.50 309.60	61 8501 62 8502 63 8503 64 8504 65 8505 66 8506 67 8507 68 8508 69 8509 70 8510 71 8511 72 8512	118.17 119.11 119.63 120.54 120.98 121.47 122.93 123.59 125.11 125.92 126.74 127.54	116.03 116.70 117.58 118.73 119.49 119.99 120.82 121.37 122.61 123.68 125.32 125.86	385.70 388.30 388.70 392.30 395.00 396.10 398.10 402.30 404.20 404.10 408.90 409.30				

IPCAE : IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS

IPCIN : IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS

IPIC : INDICE DE PRECIOS INDUSTRIALES DE BIENES DE CONSUMO

	4		MAGNITUD I	EN DESVIACI	ONES DE LOS	S RESIDUD	3		4
NUM. DE OBSER. Y FECHA	RIPCAE	MRIPCAE	RIPCIN	MRIPCIN	NUM. DE OBSER. Y FECHA	RIPCAE	MRIPCAE	RIPCIN	MRIPCIN
8101 8102 8103 1 8104 2 8105 3 8106 4 8107 5 8108 6 8109 7 8110 8 8111 9 8112	.0010 0011 0058 .0077 .0038 .0019 .0029 .0000	.3181 3506 -1.8925 2.4995 1.2303 .6200 .9544 .0097 .6135	.0047 .0066 0072 0028 0051 0025 .0010 .0022 .0035	1.4489 2.0596 -2.2341 8662 -1.5984 7852 .3022 .6948 1.0937	34 8401 35 8402 36 8403 37 8404 38 8405 39 8406 40 8407 41 8408 42 8409 43 8410 44 8411 45 8412	0003 .0072 .0001 .0013 .0034 .0004 0018 .0013 .0053 .0012 0005	0909 2.3242 .0325 .4188 1.0939 .1169 5973 .4285 1.7237 .3928 1720 .6298	.0037 0062 .0021 0014 .0033 0021 0007 .0012 .0072 .0018 .0029	1.1622 -1.9318 -6606 4362 1.0345 6388 2056 .3614 2.2466 .5609 .9130 .1309
10 8201 11 8202 12 8203 13 8204 14 8205 15 8206 16 8207 17 8208 18 8209 19 8210 20 8211 21 8212	.0041 .0027 0055 0027 0019 .0006 0014 .0069 .0047 0013 0070 0018	1.3471 .8732 -1.7691 8732 6233 .1818 4512 2.2301 1.5387 4350 -2.2723 5811	.0016 0044 .0049 .0045 .0010 .0008 .0024 0027 .0030 .0014 .0037 0063	.5017 -1.3648 1.5143 1.3866 .3209 .2462 .7447 8444 .9316 .4456 1.1622 -1.9505	46 8501 47 8502 48 8503 49 8504 50 8505 51 8506 52 8507 53 8508 54 8509 55 8510 56 8511 57 8512	0004 0009 .0012 .0030 0021 0008 .0087 0026 .0011 .0002 .0013	1331 2857 .3798 .9576 6752 2629 2.8144 8570 .0487 .4285 .6265	0010 .0002 .0026 .0036 0011 0011 .0027 0027 0025 .0033 .0055 0013	3241 .0717 .8070 1.1342 3396 3365 .8444 8506 .7696 1.0282 1.7044 3957
22 8301 23 8302 24 8303 25 8304 26 8305 27 8306 28 8307 29 8308 30 8309 31 8310 32 8311 33 8312	0009 0052 0035 0009 0009 0014 0013 .0024 .0030 .0015 .0056	2824 -1.6847 -1.1459 2857 2792 4674 4123 .7888 .9576 .4739 1.8146 .2078	0033 .0016 0037 0004 0019 .0018 0063 0030 .0024 .0010 0032 0010	-1.0189 .4923 -1.1373 1309 6045 .5484 -1.9692 9285 .7509 .3147 9877 3116	58 8601 59 8602 60 8603 61 8604 62 8605 63 8606 64 8607 65 8608 66 8609 67 8610 68 8611 69 8612	.0000 .0001 .0009 .0006 .0035 0030 0002 .0013 0018 0010 0028	.0032 .0195 .0000 .2889 .1883 1.1329 9836 0649 .4188 5973 3116 9089	.0009 .0040 .0003 .0013 0001 .0038 .0006 0020 .0008 0009 .0051	.2804 1.2432 .0872 .3957 0218 1.1716 .1745 6138 .2399 2804 1.5735 5017

RIPCAE : RESIDUOS DEL IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS

MRIPCAE : MAGNITUD EN DESVIACIONES DE LOS RESIDUOS DEL IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS

RIPCIN : RESIDUOS DEL 1PC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS

MRIPCIN : MAGNITUD EN DESVIACIONES DE LOS RESIDUOS DEL IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS

7 - Apéndice II: reestimación del modelo

El modelo bivariante del IPC de bienes elaborados no energéticos ha servido, desde el momento de su construcción y aplicando la metodología expuesta en Espasa y otros (1987), para realizar un seguimiento del proceso inflacionista español. Dada la vigencia de este modelo, a medida que se dispone de un número suficiente de nuevas observaciones se procede a su reestimación. En el Cuadro A.3. se ofrece la estimación resultante con datos hasta diciembre de 1988.

No aprecian cambios significativos lα en ecuación del IPC de bienes industriales no energéticos. Las mayores diferencias se han concentrado en la ecuación del IPC de alimentos elaborados, donde ha sido necesario intervenir el dato correspondiente a agosto y septiembre de 1988. Debido por un lado al importante descenso del pan y otros productos de panadería en agosto, y por otro lado, al fuerte aumento del precio de esta misma rúbrica y de la leche en septiembre. Además en el filtro ARMA que acompaña a los residuos ha aparecido un proceso de medias móviles primer orden para la parte regular, coeficiente es pequeño. Por el contrario, se ha reducido el parámetro del autorregresivo de orden doce.

No obstante, los cambios más relevantes son, por un lado, tanto el aumento de la ganancia como la modificación de la estructura temporal del filtro que relaciona la señal con el IPCAE, habiendo tomado mayor peso relativo el efecto contemporáneo y el primer desfase en detrimento del segundo. Y por otro lado, es de destacar el importante aumento de la correlación contemporánea entre los dos índices del IPC, aunque continúa siendo de poca envergadura.

Cuadro A.3.

$$\Delta \log \text{ IPCAE}_{t} = \frac{0.0122 \text{ D8011}_{t}}{(1.50)} + \frac{0.0103 \text{ D818}_{t}}{(3.57)} + \frac{0.0069 \text{ D839}_{t}}{(2.64)} + \frac{10.0189 + 0.0139 \text{ L} + 0.0097 \text{ L}^{2}}{(3.357)} + \frac{10.0069 \text{ D839}_{t}}{(6.35)} + \frac{10.0139 \text{ L} + 0.0097 \text{ L}^{2}}{(3.57)} + \frac{0.0101 \text{ D888}_{t}}{(3.44)} + \frac{0.0131 \text{ D889}_{t}}{(4.45)} + \frac{0.0131 \text{ D889}_{t}}{(3.50)} + \frac{0.3376 \text{ L} + 0.3062 \text{ L}^{2}}{(3.50)} + \frac{10.0069 \text{ D839}_{t}}{(3.57)} + \frac{10.0099 \text{ D861}_{t}}{(3.57)} + \frac{10.0099 \text{ D839}_{t}}{(3.57)} + \frac{10.0099$$

Δlog IPCIN_t =
$$(0.0121 + 0.0069 L^2)$$
 D861_t + (3.97) (2.42)
+ $(0.3967 + 0.2924L + 0.2673L^2)$ Δlog IPIC_t+ (4.89) (3.76) (3.12)
+ $\frac{(2.57)}{(1+0.2514 L^{12})} a_{2t}$ + $\frac{(2.57)}{(2.51)}$

muestra: 19801 - 198812

entre paréntesis el estadístico t de Student

número de residuos: 93 (814 - 8812)

$$\Sigma_{a} = \begin{bmatrix} 0.842 & E-05 & 0.454 & E-06 \\ 0.454 & E-06 & 0.902 & E-05 \end{bmatrix}$$
 $\Omega = \begin{bmatrix} 1 & 0.0521 \\ 0.0521 & 1 \end{bmatrix}$

correlación entre parámetros, en valor absoluto: todos inferiores a 0.46.

 $\Sigma_{\mathbf{a}}$ es la matriz de varianzas y covarianzas

Ω es la matriz de correlaciones contemporáneas

SERIES ACTUALIZADAS (*)												
NUM. DE OBSER. Y FECHA	IPCAE	IPCIN	IPIC	NUM. DE OBSER. Y FECHA	IPCAE	IPCIN	IPIC	NUM. DE OBSER. Y FECHA	IPCAE	IPCIN	IPIC	
1 8001 2 8002 3 8003 4 8004 5 8005 6 8006 7 8007 8 8008 9 8009 10 8010 11 8011 12 8012	66.13 66.71 67.04 67.47 67.66 67.81 68.04 68.56 69.56 70.45 73.08 73.50	66.23 67.05 67.75 68.72 69.52 70.19 70.61 70.90 71.87 72.76 73.73 74.38	226.30 230.90 231.80 231.70 231.90 233.80 235.10 236.50 239.00 242.30 243.50 247.10	37 8301 38 8302 39 8303 40 8304 41 8305 42 8306 43 8307 44 8308 45 8309 46 8310 47 8311 48 8312	95.76 96.32 96.88 97.40 97.82 98.25 99.08 100.58 102.80 103.91 105.23 105.97	95.40 96.60 97.46 98.26 98.89 99.90 100.27 100.58 101.76 102.92 103.69 104.28	315.30 319.70 321.70 323.70 327.40 330.30 333.10 335.70 339.90 343.10 345.90 349.10	73 8601 74 8602 75 8603 76 8604 77 8605 78 8606 79 8607 80 8608 81 8609 82 8610 83 8611 84 8612	130.76 132.94 134.62 135.37 135.72 136.39 136.83 137.23 138.54 139.14 139.80 140.13	128.06 128.89 130.43 131.24 131.63 132.39 132.98 133.21 134.06 134.87 136.35 136.81	409.90 411.50 412.50 414.40 415.20 415.60 417.30 419.80 422.50 425.10 426.10 427.70	
13 8101 14 8102 15 8103 16 8104 17 8105 18 8106 19 8107 20 8108 21 8109 22 8110 23 8111 24 8112	74.61 75.08 75.80 76.22 76.63 76.80 77.92 79.97 81.22 82.48 83.90 84.56	74.89 75.71 76.32 77.25 78.50 78.93 79.32 79.63 80.28 81.26 82.38 83.36	250.30 251.20 252.50 255.40 256.30 259.80 262.20 264.90 268.20 271.60 273.90 275.60	49 8401 50 8402 51 8403 52 8404 53 8405 54 8406 55 8407 56 8408 57 8409 58 8410 59 8411 60 8412	107.08 108.62 109.33 110.12 111.02 111.57 112.07 113.30 114.91 115.78 116.60 117.50	105.66 106.31 107.37 108.06 109.10 109.76 110.25 110.84 112.25 113.41 114.41 115.27	354.30 358.40 360.70 363.30 366.20 368.80 371.30 372.80 374.50 378.30 379.80 382.40	85 8701 86 8702 87 8703 88 8704 89 8705 90 8706 91 8707 92 8708 93 8709 94 8710 95 8711 96 8712	140.99 141.46 141.65 141.52 141.74 141.80 142.01 142.94 143.00 143.22 143.39 143.76	137.32 137.77 138.49 139.59 140.21 140.62 141.36 141.58 142.09 143.00 144.05 144.37	428.60 429.70 430.80 432.90 434.30 434.10 435.40 437.70 436.20 437.60 439.70	
25 8201 26 8202 27 8203 28 8204 29 8205 30 8206 31 8207 32 8208 33 8209 34 8210 35 8211 36 8212	85.94 86.85 87.49 87.98 88.34 88.59 89.35 90.78 92.21 93.12 93.78 94.53	84.40 85.10 86.47 87.79 88.77 89.30 90.09 90.42 91.30 92.40 93.94 94.52	280.30 283.80 286.20 290.10 291.70 294.40 296.70 299.20 303.20 307.50 309.60	61 8501 62 8502 63 8503 64 8504 65 8505 66 8506 67 8507 68 8508 69 8509 70 8510 71 8511 72 8512	118.17 119.11 119.63 120.54 120.98 121.47 122.93 123.59 125.11 125.92 126.74 127.54	116.03 116.70 117.58 118.73 119.49 119.99 120.82 121.37 122.61 123.68 125.32 125.86	385.70 388.30 388.70 392.30 395.00 396.10 398.10 402.30 404.20 404.10 408.90 409.30	97 8801 98 8802 99 8803 100 8804 101 8805 102 8806 103 8807 104 8808 105 8809 106 8810 107 8811 108 8812	144.25 144.95 145.18 145.30 145.87 146.31 147.01 146.47 149.11 150.17 151.35 152.17	144.69 145.45 146.11 146.53 147.00 147.67 148.10 148.21 148.69 149.38 150.10	440.80 442.60 444.50 446.00 445.70 447.20 450.20 452.10 453.70 454.10 455.20 455.40	

IPCAE : IPC DE ALIMENTOS ELABORADOS

IPCIN : IPC DE BIENES INDUSTRIALES NO ENERGETICOS

IPIC : INDICE DE PRECIOS INDUSTRIALES DE BIENES DE CONSUMO

(*) Las series del IPC contienen modificaciones respecto a las del Cuadro A.1. debido a las revisiones que han

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1):

- 8501 Agustín Maravall: Predicción con modelos de series temporales.
- 8502 Agustín Maravall: On structural time series models and the characterization of components.
- 8503 Ignacio Mauleón: Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
- 8504 José Viñals: El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
- 8505 José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega: Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflactores de la Contabilidad Nacional.
- 8506 **José Viñals:** Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
- 8507 Ignacio Mauleón: Una función de exportaciones para la economía española.
- 8508 J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza: Spanish industrial unemployment: some explanatory factors (versión inglés). El desempleo en el sector industrial español: algunos factores explicativos (versión español).
- 8509 Ignacio Mauleón: Stability testing in regression models.
- 8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz**: Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
- 8511 J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina: An expectational model of labour demand in Spanish industry.
- 8512 J. Albarracín y A. Yago: Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
- 8513 Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega: Respuestas en el deflactor del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
- 8514 Ricardo Sanz: Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
- 8515 Ignacio Mauleón: La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.
- 8516 A. Espasa y R. Galián: Parsimony and omitted factors: The airline model and the census X-11 assumptions (versión inglés). Parquedad en la parametrización y omisiones de factores: el modelo de las líneas aéreas y las hipótesis del census X-11 (versión español).
- 8517 Ignacio Mauleón: A stability test for simultaneous equation models.
- 8518 José Viñals: ¿Aumenta la apertura financiera exterior las fluctuaciones del tipo de cambio? (versión español). Does financial openness increase exchange rate fluctuations? (versión inalés).
- 8519 José Viñals: Deuda exterior γ objetivos de balanza de pagos en España: Un análisis de largo plazo.
- 8520 **José Marín Arcas:** Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 8601 Agustín Maravall: Revisions in ARIMA signal extraction.
- 8602 Agustín Maravall y David A. Pierce: A prototypical seasonal adjustment model.
- 8603 Agustín Maravall: On minimum mean squared error estimation of the noise in unobserved component models.
- 8604 Ignacio Mauleón: Testing the rational expectations model.
- 8605 Ricardo Sanz: Efectos de variaciones en los precios energéticos sobre los precios sectoriales y de la demanda final de nuestra economía.
- 8606 F. Martín Bourgón: Indices anuales de valor unitario de las exportaciones: 1972-1980.
- 8607 **José Viñals:** La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8608 José Viñals y John Cuddington: Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?
- 8609 Gonzalo Gil: Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.
- 8610 **José Viñals**: ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el sistema monetario internacional?
- 8701 Agustín Maravall: The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.

- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (Con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo**: La peseta y el sistema monetario europeo: un modelo de tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 Gonzalo Gil: The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: Comentarios y contestación.
- 8706 P. L'Hotellerie y J. Viñals: Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 Anindya Banerjee y Juan Dolado: Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 Juan J. Dolado y Tim Jenkinson: Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 Ignacio Mauleón: La demanda de dinero reconsiderada.
- 8801 Agustín Maravall: Two papers on arima signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo**: El consumo de alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de Mercasa.
- 8803 Agustín Maravall y Daniel Peña: Missing observations in time series and the «dual» autocorrelation function.
- **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8805 Antoni Espasa: Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 8806 Antoni Espasa: El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- **8807 Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 Rafael Repullo: Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 M.ª de los Llanos Matea Rosa: Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- Los Documentos de Trabajo anteriores a 1985 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España

Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión

Teléfono: 446 90 55, ext. 2180 Alcalá, 50. 28014 Madrid