

INDICADORES DE INFLACIÓN A CORTO PLAZO

M.^a de los Llanos Matea
y Ana Valentina Regil

INDICADORES DE INFLACIÓN A CORTO PLAZO

M.^a de los Llanos Matea
y Ana Valentina Regil (*)

(*) Queremos agradecer la colaboración de Antonio Montesinos, así como los comentarios de José M.^a Bonilla y Pilar L'Hotellerie-Fallois.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9621

1. INTRODUCCIÓN

La previsión de la tasa de inflación ha cobrado una relevancia especial para el Banco de España desde que, tras la aprobación de la Ley de Autonomía, se fijó como finalidad prioritaria de la política monetaria el logro de la estabilidad de precios. A partir de ese momento, el Banco de España modificó el esquema de la política monetaria, para realizar un seguimiento directo de la variable de referencia (la tasa de inflación medida a través del índice de precios de consumo). En este sentido, no solo es importante tener buenas predicciones sobre el medio y largo plazo que permitan detectar, con la mayor anticipación posible, las desviaciones persistentes de la tasa de inflación con respecto a las sendas de referencia establecidas, sino que también es conveniente poseer previsiones sobre el corto plazo, que faciliten una caracterización correcta del estado de la inflación en todo momento.

En concreto, cuando se recibe nueva información de las variables que miden la inflación, lo primero que se debe hacer, en función de las innovaciones que incorporan dichos datos, es una primera valoración de la situación inflacionista. Una manera fácil y sistemática de llevar a cabo ese diagnóstico consiste en analizar los errores de previsión cometidos. Para ello, es imprescindible disponer de buenas previsiones sobre el corto plazo. Aunque los modelos ARIMA se han revelado como una herramienta muy útil para la previsión a corto plazo, las predicciones se pueden mejorar incluyendo en los modelos indicadores adelantados que incorporen con mayor prontitud los efectos de las variables causales sobre los precios.

En este trabajo se analiza un amplio número de variables económicas, con el fin de seleccionar los mejores indicadores adelantados, según su correlación en el pasado con el índice de precios de consumo. De esta forma, puede disponerse de una información relevante para entender las distintas etapas en el proceso de formación de precios de la economía española y mejorar su previsión a corto plazo, así como la de sus componentes más representativos.

Este trabajo solo es un primer paso, que deberá servir como base para la construcción posterior de modelos de función de transferencia,

utilizando para tal propósito los indicadores aquí seleccionados. Cabe también puntualizar que, al explotar únicamente las características estadísticas de las series y no tener un modelo teórico, en ningún caso se pretende explicar el fenómeno de la inflación. En líneas generales, se ha llevado a cabo un trabajo similar al realizado por Nilsson y Nilsson (1994) para la inflación sueca¹.

El trabajo se ha estructurado como sigue: en primer lugar, se presentan los indicadores potenciales que se van a probar, así como las diversas variables empleadas para medir la tasa de inflación; en segundo lugar, se identifican los órdenes de integración de todas las variables, mediante los contrastes de raíces unitarias estacionales, con el fin de poder transformarlas adecuadamente para convertirlas en estacionarias; en tercer lugar, se expone y se aplica la estrategia para seleccionar, de forma ordenada, los mejores indicadores; finalizando con las conclusiones.

2. INDICADORES POTENCIALES Y MEDIDAS DE INFLACIÓN

Como el índice de precios de consumo (IPC) es el índice que el Banco de España utiliza para fijar sus objetivos de inflación, se pensó en él, en primer lugar, como la variable a predecir. No obstante, pareció conveniente incluir también, como medida alternativa, dada la gran aceptación que tiene entre los analistas, el componente resultante de excluir del IPC el índice energético y el de alimentos no elaborados, en otras palabras, el formado con el índice de servicios y el de los bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE).

Ahora bien, como las series históricas del IPC y del IPSEBENE incorporan cambios metodológicos sustanciales que pueden afectar a su relación con los indicadores, se han corregido ambas series de las modificaciones más importantes. Como se detalla en el apéndice A, la corrección ha consistido en eliminar los alquileres imputados de todo el

¹ Un procedimiento parecido emplearon Hendry y Pesaran (1993) con el propósito de seleccionar indicadores para la inflación del Reino Unido.

período muestral y aplicar medias móviles ponderadas para los productos estacionales.

Se han seleccionado como indicadores potenciales de la tasa de inflación todo un conjunto de variables referidas a distintos aspectos del sector real de la economía. Además, y pese a su relevancia, sólo se han incluido dos definiciones alternativas de la cantidad de dinero: M2, como exponente de una definición estrecha y ALP2 más deuda especial, como definición amplia. A la hora de delimitar los posibles candidatos se impuso la restricción de que todos ellos comenzasen en 1977, origen de la serie del IPC corregido. Adicionalmente, se adoptó la periodicidad trimestral, debido a la falta de disponibilidad de prácticamente todas las variables del mercado de trabajo a un nivel de desagregación temporal mayor.

En un periodo de casi 20 años muchas de las variables consideradas han sufrido modificaciones, que incluso han sido en algunos casos de cierta trascendencia, al haber alterado sus pautas de comportamiento por meros cambios metodológicos; aún así, al no ser fáciles de salvar, estas dificultades no se han tenido en cuenta, aunque conviene ser conscientes de ellas a la hora de interpretar los resultados.

En total se ha trabajado con 27 indicadores potenciales, que van desde otros índices de precios, pasando por determinados componentes de la demanda nacional, del sector exterior, actividad productiva, mercado de trabajo y la cantidad de dinero. Todos ellos se han representado en el apéndice gráfico C, encontrándose en el apéndice B la lista de variables. El análisis se ha realizado sobre la transformación logarítmica de las series, por lo que las diferencias de las series de precios son una aproximación a la tasa de inflación; las únicas excepciones a esta norma han sido aquellas variables con valores negativos, a saber: la tendencia prevista de los precios, las expectativas de cartera de pedidos y la variación de existencias. Como se puede comprobar en el gráfico C.1, ninguna de las variables es estacionaria, e incluso, en algunas de ellas, hay signos claros de estacionalidad no estacionaria. Esta circunstancia, junto con la metodología utilizada, que obliga a trabajar con series estacionarias, aconseja estudiar los órdenes de integración de las variables, lo que se hace en el siguiente apartado.

3. ÓRDENES DE INTEGRACIÓN

En una primera aproximación a los órdenes de integración, y, en particular, al tipo de estacionalidad (estocástica o determinista), se han realizado los gráficos recomendados por Franses (1991), y que consisten en dividir las series en cuatro subseries, de manera que cada una de ellas recoge las observaciones correspondientes a un trimestre determinado; en otras palabras, la primera se forma con los datos de los primeros trimestres, la segunda con los de los segundos trimestres, y así sucesivamente. La representación conjunta de las 4 submuestras de datos trimestrales serán prácticamente curvas paralelas si el componente estacional es determinístico, pero no serán paralelas y pueden llegar a cruzarse si hay raíces unitarias estacionales.

Del gráfico C.2 del apéndice se desprende que todas las series pueden tener raíces unitarias estacionales, puesto que, en la mayoría, las curvas se cruzan, y, en aquellas en las que esta circunstancia no se da, se produce un acercamiento de las submuestras en el transcurso del tiempo. De todas maneras, conviene llevar a cabo un análisis más formal, que se realiza a continuación.

Se han utilizado los test propuestos por Hylton et al. (1990), desde ahora HEGY, para contrastar los órdenes de integración². Así, si se quiere comprobar si X_t necesita una diferencia estacional para convertirla en estacionaria, siguiendo a HEGY, se estima por MCO:

$$\Delta_4 X_t = \alpha_1 Y_{1,t-1} + \alpha_2 Y_{2,t-1} + \alpha_3 Y_{3,t-1} + \alpha_4 Y_{3,t-2} + \epsilon_t \quad (1)$$

donde:

$$Y_{1t} = (1+B+B^2+B^3) X_t$$
$$Y_{2t} = -(1-B+B^2-B^3) X_t$$
$$Y_{3t} = -(1-B^2) X_t$$

² Este procedimiento se ha utilizado con anterioridad para series españolas, pero a nivel mensual, en Matea (1994) y Martín et al. (1993).

siendo Δ_4 una diferencia estacional y B el operador de retardos. Se comprueba la presencia de las 4 raíces unitarias de Δ_4 , es decir de 1, -1 y $\pm i$, mediante los coeficientes α ; en concreto, si α_1 es cero, X_t tiene la raíz 1; si α_2 es cero, X_t posee la raíz -1; por último, si α_3 y α_4 son cero, X_t cuenta con las dos raíces complejas $\pm i$. Los contrastes consisten en el estadístico t para las raíces reales y un test F para el par de raíces complejas. A semejanza de lo que sucede con los contrastes de raíces unitarias para la frecuencia cero, estos estadísticos no siguen las distribuciones usuales, encontrándose en HEGY (1990) los valores críticos; a su vez, estos últimos se ven alterados cuando se introducen componentes deterministas en la regresión. No obstante, siguen siendo válidos si se incorpora la variable endógena desfasada para captar la estructura estacionaria de la serie³. Por el contrario, si la parte estacionaria no es ruido blanco y no se añade la variable endógena desfasada los test tienen poca potencia.

En la implementación de estos contrastes, y como, en general, las series económicas trimestrales suelen poseer como máximo dos diferencias regulares o bien una diferencia regular y otra estacional, se ha partido de $\Delta\Delta_4$, y solo cuando se ha descartado la existencia de dos raíces unitarias en la frecuencia cero se ha pasado a Δ_4 . Trabajar sobre $\Delta\Delta_4$ únicamente implica que la ecuación (1) se ve alterada por introducirse tanto en X_t como en todas las $Y_{1,t}$ el operador Δ .

Como consecuencia de que las series económicas una vez convertidas en estacionarias, normalmente, continúan teniendo estructura, se decidió introducir como variable explicativa la endógena desfasada, pero el problema radicaba en determinar el orden máximo del desfase con el que debía aparecer. Por un lado, un orden demasiado bajo puede invalidar los estadísticos debido a la persistencia de correlación serial en los residuos, mientras que un orden excesivamente alto implica una reducción de la potencia del contraste. Además, como señalan Ghysels et al. (1993), los valores críticos se ven alterados por el contraste previo del orden máximo de la endógena desfasada; por ello, y puesto que, como demuestran Said y Dickey (1984), este tipo de contrastes es asintóticamente válido cuando

³ Véase Dickey et al. (1984)

el orden máximo, p , cumple que $p \leq \sqrt[3]{T}$, siendo T el tamaño muestral, que en este trabajo es 72, se introdujo como variable explicativa la endógena desfasada desde uno a cuatro periodos. Sin embargo, esta norma se ha modificado en aquellas situaciones en las que los residuos de la regresión no eran ruido blanco, según su correlograma y el estadístico Q de Ljung-Box, o bien si existían indicios de que el orden era demasiado elevado. La primera circunstancia se ha dado con la población ocupada, que requirió hasta seis desfases de la variable endógena, y con el coste salarial unitario que necesitó hasta ocho retardos, y, aún así, en esta última variable el estadístico Q_{24} sigue siendo ligeramente alto para que corresponda al de un ruido blanco. Como excepción, se ha mantenido el orden máximo en cuatro para la serie de ganancias medias totales por trabajador y mes, por cuanto la correlación de orden 10 que aparece en el correlograma está causada por 2 residuos distanciados entre sí 10 periodos, y de hecho, si se intervienen, desaparece dicha correlación a la vez que el estadístico Q se reduce, admitiéndose que los residuos son ruido blanco. De igual forma, para la tendencia prevista de los precios, aunque el correlograma no corresponde a un ruido blanco, y como a pesar de ampliar los desfases hasta doce retardos el correlograma no mejoraba, se optó por mantener la opción general. Por el contrario, para el tipo de cambio peseta/dólar y para los precios de las materias primas no energéticas no se introdujo como variable explicativa la endógena desfasada, puesto que los residuos de sus respectivas ecuaciones sin estas variables correspondían ya a un proceso ruido blanco.

Además, el contraste sobre el tipo de cambio peseta/dólar presenta otra peculiaridad que es conveniente comentar, y que consiste en una intervención escalón a partir del cuarto trimestre de 1992. Inicialmente no se introdujo análisis de intervención, por cuanto es bien sabido que éste puede afectar a los valores críticos⁴. No obstante, por esta vía se llegaba a que esta variable era integrada de orden dos, lo cual estaba en contradicción con la aceptación generalizada entre los expertos, que la

⁴ Aunque no se llevó a cabo un análisis sistemático de la existencia de atípicos en las series, se estudiaron aquellos casos en los cuales los correlogramas no correspondían a un ruido blanco y/o los resultados de los órdenes de integración diferían de los usualmente aceptados. Aún así, no fue necesario aplicarlo a ninguna otra serie.

consideran de orden uno. A su vez, este resultado podía ser debido a una anomalía, pues, como demostró Perron (1989), este tipo de contrastes está sesgado a aceptar la hipótesis nula cuando la alternativa es verdad y hay un cambio de nivel en la serie no tratado. Por ello, y como en el cuarto trimestre de 1992 había un atípico importante, se decidió realizar una intervención, y como la causa de la anomalía era la devaluación de la peseta, esta fue del tipo escalón. Ahora bien, dado que si las intervenciones son de tipo escalón es previsible que los valores críticos se modifiquen, los resultados obtenidos con el escalón están sujetos a que los valores críticos no difieran demasiado⁵.

Por lo que respecta a las variables deterministas (constante, tendencia y variables estacionales), su inclusión inapropiada tiende a reducir la potencia del contraste, pero a su vez, su exclusión incorrecta distorsiona seriamente los resultados. En consecuencia, se dejaron aquellas variables deterministas que, en cada caso, eran significativas⁶.

Antes de detallar los resultados, conviene introducir una nota de cautela, puesto que, como ya se ha manifestado, éstos están sujetos a múltiples limitaciones y aunque son contrastes asintóticos, las series utilizadas tan solo tienen 18 años. En consecuencia, a la hora de decidir los órdenes de integración se ha permitido cierta flexibilidad.

En los cuadros 1 y 2 se ofrecen los estadísticos t y F correspondientes a las raíces unitarias de la diferencia estacional bajo la hipótesis de que la parte no estacionaria es $\Delta\Delta_4$ y Δ_4 , respectivamente,

⁵ Aunque no es del todo correcto, para tener una primera aproximación sobre lo acertado de los resultados, y teniendo en cuenta que como demuestran Franses y Haldrup (1993) los valores críticos no se alteran por atípicos de tipo impulso, se realizaron los mismos contrastes con una intervención impulso, llegándose incluso a rechazar de forma más contundente la presencia de dos raíces unitarias en la frecuencia cero.

⁶ Para lo cual se utilizaron los valores críticos usuales, porque aunque en los contrastes de raíces estacionales no son los correctos, se desconocen estos últimos. En consecuencia, podría suceder que alguna de las variables deterministas incluidas no fueran necesarias. No obstante, se comprobó que los resultados sobre los órdenes de integración serían los mismos de eliminarse éstas.

CUADRO 1. CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS

HIPÓTESIS NULA: $(1-\phi_1L-\phi_2L^2-\phi_3L^3-\phi_4L^4)\Delta\Delta_4 \ln X_t = I_t + a_t$

VARIA LE	I _t	Estadístico		
		t	F	
		α ₁	α ₂	α ₃ =α ₄ =0
IPC	--	-2,40**	-1,42	1,15
IPSEBENE	--	-3,02*	-2,45**	2,46
IPRI b. consumo	c,s	-1,45	-2,91	5,73
IPRI b. intermedios	--	-1,21	-3,39*	3,98**
IPRI b. equipo	--	-3,62*	-1,23	1,03
IVU importaciones b. consumo	c,t	-2,78	-2,38**	3,51**
IVU importaciones b. intermedios energéticos	--	-2,05**	-1,71	7,87*
IVU importaciones b. intermedios no energéticos	--	-1,60	-2,66*	3,07
IVU importaciones b. de capital	c,t	-2,53	-2,14**	1,67
IVU exportaciones	c,t	-3,11	-0,75	7,72
Índice de precios materias primas no energéticas (b)	--	-3,18*	-3,87*	19,48*
Índice de precios percibidos por los agricultores	c,s	-2,52	-3,45**	8,10**
Tendencia prevista de los precios	c,s	-0,75	-2,23	5,63
Expectativas de cartera de pedidos	c,s	-2,96	-2,32	4,33
Índice de producción industrial	c,t,s	-2,87	-1,67	5,53
Matriculación de Automóviles	--	-2,66**	-1,11	4,24**
Utilización capacidad productiva	--	-2,42**	-1,01	4,22**
PIB real	--	-0,71	-3,16*	13,97*
Variación de existencias C.N.	--	-3,59*	-4,89*	5,88*
Impuestos indirectos	--	-0,68	-4,11*	18,30*
Importaciones totales	c,t,s	-3,34	-2,64	6,96**
Exportaciones totales	c,t,s	-2,35	-3,40**	8,16**
Tipo de cambio peseta/dólar (b) (c)	--	-2,45**	-5,49*	26,62*
Coste salarial unitario. Sector privado no agr. (d)	c,s	-1,36	-1,21	3,90
Ganancias medias totales por trabajador y mes	--	-3,24*	-0,03	1,61
Población ocupada (a)	--	-2,49**	-3,49*	0,06
Tasa de paro	c,s	-1,62	-2,81	12,38*
M2	c,s	-2,10	-2,82	4,22
ALP2 ampliado	c,t	-2,23	-1,42	6,61*

* Significativo al 1%, se rechaza la hipótesis nula.

** Significativo al 5%, se rechaza la hipótesis nula.

(a) Con un A (6); (b) sin A ; (c) interviniendo 9204; (d) con un A (8)
c=constante, t=tendencia, s=variables artificiales estacionales.

CUADRO 2. CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS				
HIPÓTESIS NULA: $(1-\phi_1L-\phi_2L^2-\phi_3L^3-\phi_4L^4)\Delta_4 \ln X_t = I_t + a_t$				
VARIABLE	I_t	Estadístico		
		α_1	α_2	$\alpha_3=\alpha_4=0$
IPC	--	-0,02	-1,90	1,81
IPSEBENE	--	0,02	-2,24**	4,92**
IPRI b. consumo	c,s	-2,16	-3,49	8,56**
IPRI b. intermedios	--	0,47	-4,05*	4,79**
IPRI b. equipo	--	0,06	-1,47	2,32
IVU importaciones b. consumo	c,t	-2,11	-3,03	6,08*
IVU importaciones b. intermedios energéticos	--	0,29	-2,02**	15,03*
IVU importaciones b. intermedios no energéticos	--	1,30	-2,67*	8,35*
IVU importaciones b. de capital	c,t	-2,20	-2,89	4,12**
IVU exportaciones	c,t	-2,43	-0,77	8,10*
Índice de precios materias primas no energéticas (b)	--	0,65	-4,46*	39,68*
Índice de precios percibidos por los agricultores	c,s	-2,18	-3,51	14,77*
Tendencia prevista de los precios	c,s	-1,34	-2,20	7,22**
Expectativas de cartera de pedidos	c,s	-1,24	-2,65	4,95
Índice de producción industrial	c,t,s	-1,29	-2,12	6,17
Matriculación de Automóviles	--	0,65	-1,32	5,83*
Utilización capacidad productiva	--	-0,66	-1,06	7,43*
PIB real	--	1,63	-3,47*	15,03*
Variación de existencias C.N.	--	-1,04	-4,34*	11,77*
Impuestos indirectos	--	2,54**	-5,91*	38,08*
Importaciones totales	c,t,s	-2,46	-3,26	8,25**
Exportaciones totales	c,t,s	-1,96	-2,93	7,44**
Tipo de cambio peseta/dólar (b) (c)	--	-0,32	-6,13*	46,78*
Coste salarial unitario.Sector privado no agr.(d)	c,s	-2,11	-1,96**	3,26
Ganancias medias totales por trabajador y mes	--	1,30	-0,34	1,95
Población ocupada (a)	--	0,15	-2,72*	0,81
Tasa de paro	c,s	-2,44	-3,91	13,37*
M2	c,s	-0,86	-3,11	5,54*
ALP2 ampliado	c,t	0,72	-1,28	8,82*

* Significativo al 1%, se rechaza la hipótesis nula.

** Significativo al 5%, se rechaza la hipótesis nula.

(a) Con un AR(6); (b) sin AR; (c) interviniendo 9204; (d) con un AR(8)

c=constante, t=tendencia, s=variables artificiales estacionales.

resumiéndose en el cuadro 3 los órdenes de integración a los que se ha llegado para cada serie, a la vez que se facilita el estadístico Q de orden 24 de Ljung-Box para comprobar que los residuos de la ecuación utilizada corresponden a un ruido blanco. Se han denotado los órdenes de integración como $I(n,m)$, donde n es el número de diferencias regulares y m el número de diferencias estacionales. Por ejemplo, si una variable trimestral es $I(1,1)$ se entiende que la serie necesitaría $\Delta\Delta_4$ para transformarla en estacionaria.

En el momento de identificar los órdenes de integración se han hecho patentes las precauciones con las que éstos se deben extraer. Así, en algunos casos, sobre $\Delta\Delta_4$, se rechazaba la existencia de dos raíces unitarias en la frecuencia cero, pero, en el contraste sobre Δ_4 aparecía un coeficiente de α_1 mayor que uno, lo que contradecía el resultado anterior. En esa circunstancia⁷, que en la mayoría de las ocasiones no se producía al 99%, se ha decidido aceptar la presencia de Δ^2 .

También surgió otro problema cuando se tenía(n) alguna(s) de las raíces unitarias estacionales, pero no las tres⁸. En este contexto, si ello sucedía al 95% pero no al 99%, se acordó adoptar los resultados al 99%. Adicionalmente, se representaron⁹ las series afectadas transformándolas según los filtros $\Delta\Delta_4$ como Δ^2 , y se comprobó visualmente si se observaba algún tipo de regularidad estacional sobre Δ^2 que desapareciese sobre $\Delta\Delta_4$; en tal caso, se aceptaba $\Delta\Delta_4$ en detrimento de Δ^2 . Antes de proseguir, es interesante mencionar como en los IVU de las importaciones

⁷ Esta situación se ha dado con el IPSEBENE, IPRI de bienes de equipo, IVU de importaciones de bienes intermedios energéticos, índice de precios materias primas no energéticas, matriculación de automóviles, ganancias medias totales por trabajador y mes y población ocupada.

⁸ Incluso se efectuaron contrastes F sobre las tres raíces estacionales y se contrastó al 95%, utilizando los valores críticos calculados por Ghysels et al. (1991), si conjuntamente eran significativas. Sin embargo, se determinó no tenerlos en cuenta porque para la mayoría de las series se rechazaban las raíces estacionales conjuntamente, pero con valores del test F que estaban muy próximos a los valores críticos, y, por tanto, muy probablemente, de haber dispuestos de estos últimos al 99% se hubiese concluido exactamente lo contrario.

⁹ Aunque aquí no se ofrecen para no abrumar con el material gráfico.

CUADRO 3. ÓRDENES DE INTEGRACIÓN			
	Variables artificiales	Orden de integración	Estadístico Q_{24}
IPC (a)	--	I (1,1)	20,2
IPSEBENE (a)	--	I (1,1)	25,4
IPRI b. consumo	c,s	I (1,1)	9,0
IPRI b. intermedios	--	I (2,0)	17,2
IPRI b. equipo	--	I (1,1)	21,6
IVU importaciones b. consumo (b)	c,t	I (2,0)	10,3
IVU importaciones b. intermedios energét. (a)(e)	--	I (2,0)	16,6
IVU importaciones b. intermedios no energéticos (c)	--	I (1,1)	11,0
IVU importaciones b. de capital (a)	c,t	I (1,1)	11,2
IVU exportaciones (d)	c,t	I (1,1)	15,6
Índice de precios de materias primas no energéticas	--	I (2,0)	20,4
Índice de precios percibidos por los agric. (a)	c,s	I (1,1)	20,6
Tendencia prevista de los precios	c,s	I (1,1)	23,3
Expectativas de cartera de pedidos	c,s	I (1,1)	18,1
Índice de producción industrial	c,t,s	I (1,1)	18,7
Matriculación de Automóviles (a)	--	I (1,1)	14,1
Utilización capacidad productiva (--	I (1,1)	19,5
PIB real	--	I (2,0)	12,4
Variación de existencias	--	I (1,0)	12,7
Impuestos indirectos	--	I (2,0)	23,8
Importaciones totales (d)	c,t,s	I (1,1)	15,4
Exportaciones totales (a)	c,t,s	I (1,1)	13,1
Tipo de cambio peseta/dólar	--	I (1,0)	16,3
Coste salarial unitario. Sector privado no agr.	c,s	I (1,1)	24,7
Ganancias medias totales por trabajador y mes	--	I (1,1)	28,2
Población ocupada (a), (c)	--	I (1,1)	22,9
Tasa de paro (d)	c,s	I (1,1)	18,0
M2.	c,s	I (1,1)	10,1
ALP2 más deuda especial (d)	c,t	I (1,1)	20,7

(a) Al 99%; (b) Al 95%; (c) Aunque no tiene la raíz -1; (d) Aunque no tiene las raíces complejas; (e) Aunque tiene la raíz -1.

c=constante, t=tendencia, s=variables artificiales estacionales.

de bienes de capital y los de las exportaciones totales se observa un cambio radical de la estacionalidad en un momento del tiempo¹⁰, que puede estar inducido por el cambio de base, mientras que en la serie de población ocupada la estacionalidad es muy marcada, pero solo en los últimos años.

Por último, para confirmar la bondad de los resultados, en los gráficos C.3, que se recogen en el apéndice, se han representado las series transformadas según los ordenes de integración.

Una vez señaladas todas las dificultades que ha habido que afrontar, se pueden extraer algunas conclusiones: en primer lugar, todas las series tienen dos raíces unitarias en la frecuencia cero, con la excepción de la variación de existencias y del tipo de cambio peseta/dólar, que tienen solo una; y, en segundo lugar, la mayoría posee estacionalidad estocástica no estacionaria, no cumpliéndose esto, además de en las dos series citadas anteriormente, en el caso del IPRI de bienes intermedios, los IVU de importaciones de los bienes de consumo e intermedios energéticos, el índice de precios de las materias primas no energéticas, el PIB real -lo cual es lógico por construcción¹¹- y los impuestos indirectos. En cuanto a la tasa de inflación, si se define como la tasa de crecimiento intertrimestral del IPC o del IPSEBENE -más precisamente, como la primera diferencia del logaritmo de estas series- se obtiene que es $I(0,1)$.

¹⁰ Formalmente no se realizó ningún contraste sobre el cambio de estacionalidad, por considerarlo una complicación innecesaria. Ahora bien, se podrían haber aplicado los tests propuestos por Canova y Ghysels (1994) o haber efectuado los contrastes de raíces unitarias según Franses y Vogelsang (1995).

¹¹ El Instituto Nacional de Estadística trimestraliza la Contabilidad Nacional utilizando como indicadores los componentes tendenciales de series trimestrales, de ahí que el PIB no tenga estacionalidad.

4. SELECCIÓN DE LOS INDICADORES

4.1. Descripción del procedimiento

Una vez que se conocen las transformaciones que requieren todas las series para convertirlas en estacionarias, se está ya en disposición de elegir, de manera ordenada, los indicadores más apropiados para predecir la inflación a corto plazo.

En este punto se ha empleado, en líneas generales, la misma estrategia que Nilsson y Nilsson (1994), y que estriba en el siguiente procedimiento iterativo:

- 1) Se regresa la transformación estacionaria de la inflación sobre su pasado (y términos deterministas) por MCO

$$\pi_t = I_t + A(B) \pi_t + \epsilon_t$$

donde π_t es la transformación estacionaria de la inflación, I_t son los términos deterministas que se requieran (es decir, puede incluir constante, tendencia y/o variables artificiales estacionales), y $A(B)$ es un polinomio de orden p ¹², donde p va disminuyendo desde un valor máximo, escogido ad hoc, hasta otro que maximice un criterio de información dentro de la secuencia. Se mantiene en las siguientes etapas el orden p de $A(B)$ así elegido, que es el que mejor predice la tasa de inflación en esta primera fase.

- 2) Se realizan regresiones bivariantes de la inflación sobre la inflación retrasada y cada uno de los indicadores potenciales -todas las variables en su versión estacionaria- y estimando por MCO

$$\pi_t = I_t + A(B) \pi_t + C_i(B) X_{it} + \epsilon_t \quad \text{para } i = 1, \dots, 27$$

¹² En concreto, $A(B)X_t = \sum_{i=1}^p a_i B^i X_t = \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i}$.

donde el orden de $A(B)$ se determinó en la etapa anterior, $C_i(B)$ es un polinomio de orden q_i , y X_{it} es la transformación estacionaria del indicador potencial i . Como en la etapa anterior, el orden de $C_i(B)$ se selecciona con un criterio de información, y el primer indicador escogido, que se mantendrá en las siguientes etapas, es aquel que tenga el mejor criterio de información. No obstante, no se escoge un candidato si con ello no se mejora el criterio alcanzado en la etapa anterior.

3) Se aumenta la regresión de la etapa anterior con los restantes indicadores potenciales, de uno en uno. En otras palabras se estima:

$$\pi_t = I_t + A(B) \pi_t + C_i(B) X_{it} + D_j(B) X_{jt} + \epsilon_t \quad \text{para } j = 1, \dots, 27, \text{ pero } j \neq i$$

Nuevamente se selecciona el orden del polinomio $D_j(B)$ y el segundo mejor indicador con el criterio de información y, como antes, este indicador se retiene en las siguientes etapas.

4) Se repite la etapa tres de manera iterativa, eligiendo de uno en uno, y de forma ordenada, los mejores indicadores, hasta alcanzar un número máximo de indicadores fijado de antemano o bien hasta el momento en que el criterio de información no mejore respecto al obtenido en la etapa precedente.

En las sucesivas etapas se mantienen los retardos identificados en etapas previas, aunque dejen de ser significativos.

Tanto el número de retardos máximos como el de indicadores se han fijado de manera que quedasen como mínimo 20 grados de libertad. Por ello, se fijó en 10 trimestres el desfase máximo, permitiendo, por tanto, que el efecto de cualquier indicador sobre la inflación se retrase, como máximo, dos años y medio. Por su parte, el número de indicadores se decidió dejarlo indeterminado entre 4 ó 5, en función de los grados de libertad.

Como ya se ha mencionado, se ha empleado un criterio de información para seleccionar tanto los desfases como la clasificación de los indicadores. Todos los criterios de información se basan en el valor predictivo del modelo, pero incorporando un término que penaliza la complejidad del modelo, siendo este término el que los diferencia entre sí. De los criterios posibles¹³, el que menos penaliza es el de Akaike, sin embargo, no es un criterio consistente, y asintóticamente sobreestima el verdadero orden con probabilidad positiva e infraestima el verdadero orden con probabilidad cero. En el otro extremo del abanico se encuentra el criterio de Schwarz, que es el que más penaliza, pero a cambio es un criterio consistente. En mitad de estos dos extremos se encuentran otros criterios, como el de Hannan-Quinn, el de Shibata o el del error de predicción final.

Como en nuestras finitas no está demostrado que el criterio de Akaike deba dar peores resultados que el de Schwarz¹⁴, se decidió utilizar ambos, aunque se prestó mayor atención a este último y únicamente se pasó a aplicar el de Akaike una vez que no se admitían más indicadores con el de Schwarz.

¹³ Para un mayor detalle sobre las características de los criterios de información, se puede, por ejemplo, consultar Lütkepohl (1993).

¹⁴ En los casos uniecuacionales, el criterio de Schwarz estriba en minimizar:

$$\frac{\ln SCR}{T} + \frac{\ln T}{T} N$$

donde SCR es la suma del cuadrado de los residuos, T es el tamaño muestral y N el nº de parámetros. Por su parte, el criterio de Akaike consiste en minimizar:

$$\frac{\ln SCR}{T} + \frac{2}{T} N$$

4.2. Resultados

Al aplicar la estrategia expuesta anteriormente al IPC, y con un AR(3) sobre su transformación estacionaria, con el criterio de Schwarz se obtiene como primer y único indicador el índice de precios percibidos por los agricultores, que aparece desfasado hasta tres períodos. No obstante, si se relaja el criterio, y se utiliza el de Akaike, se añaden más indicadores, siendo el segundo el índice de precios industriales de bienes de equipo, que también sale significativo con tres desfases, seguido de la tendencia prevista de los precios, con un único retardo, la población ocupada, nuevamente con tres desfases, y, por último, el tipo de cambio peseta/dólar, con un trimestre de diferencia (véanse cuadros 4 y 5).

En cuanto a las regresiones en sí, hay que señalar que se han incluido constante y variables artificiales estacionales, por cuanto eran significativas en los contrastes de raíces unitarias del índice de precios percibidos por los agricultores¹⁵, si bien en el proceso de identificación de los indicadores dejaron de serlo, lo mismo que sucedió con los tres parámetros del autorregresivo del IPC. Por tanto, y como apostillan los correlogramas de los residuos, el(los) indicador(es) explica(n) la estructura estacionaria del IPC. Como se puede comprobar en el gráfico 1 el ajuste es bueno. Únicamente, cuando se utiliza solo el primer indicador, aparece un problema de curtosis, que podría venir causado por algún atípico, y que probablemente podría ser el que se observa en el primer trimestre de 1987, que a su vez puede venir inducido -al ser la regresión sobre $\Delta\Delta_4$ - por la introducción un año antes del IVA. No obstante, en este trabajo no se ha empleado análisis de intervención, porque se quiso dejar la posibilidad de que las anomalías se pudieran explicar por los indicadores. Aunque no se ha comprobado que la selección de los indicadores sea estable, replicando el procedimiento con diversas submuestras¹⁶, se ha analizado la estabilidad de los parámetros de los dos tipos de regresiones (con solo el primer indicador y con los cinco

¹⁵ No obstante, aunque se excluyan las variables deterministas, se mantiene este índice de precios como el mejor indicador del IPC.

¹⁶ Se descartó esta comprobación por lo laborioso y costoso computacionalmente del procedimiento.

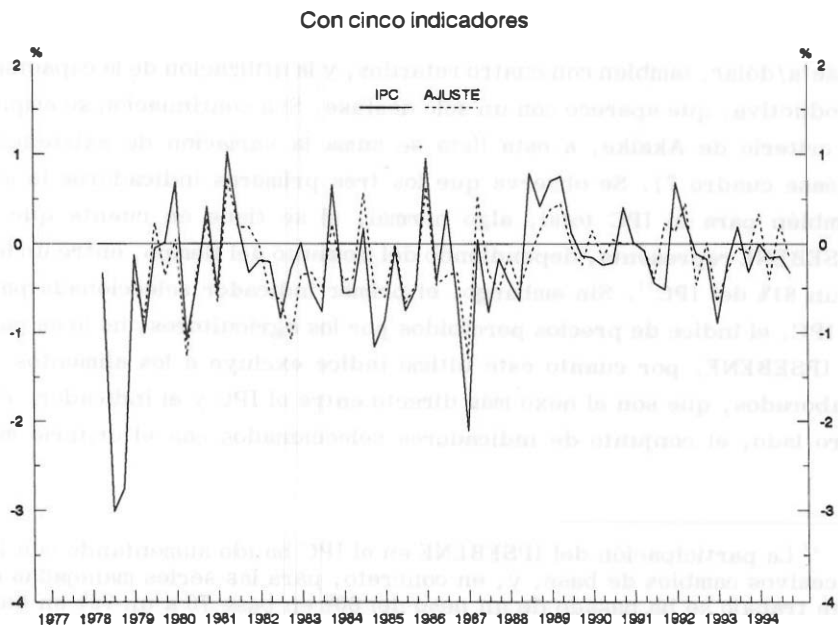
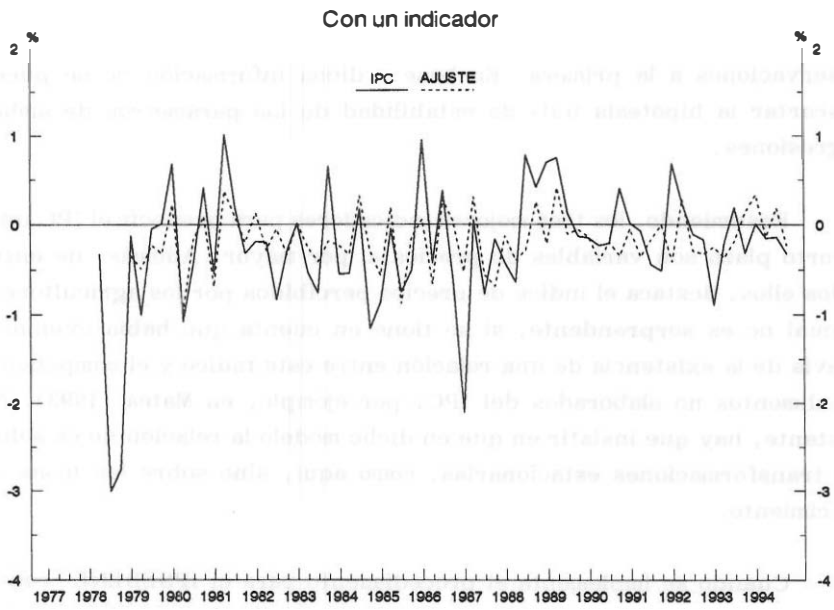
CUADRO 4. INDICADORES DE CORTO PLAZO PARA EL IPC

(Criterio de Schwarz)

Indicador	Número de desfasés
Primero Índice de precios percibidos por los agricultores	3
Última observación: 1994 IV	
Grados de libertad: 63	
Evaluación de la regresión Media de los residuos: 0 (t = 0) $\hat{\sigma}_a = 0,0051$ Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0,34 Estadístico de simetría normalizado de los residuos: -0,313 Estadístico de curtosis normalizado de los residuos: 2,008 Estadístico de Bera-Jarque de los residuos: 4,130 Estadístico de Box-Ljung: $Q_{12} = 9,2$, $Q_{24} = 25,6$ Residuos superiores a $2 \hat{\sigma}_a$, en valor absoluto: 87 I (-3,11), 88 III (2,10) y 92 I (2,15)	
Correlograma residual:	

CUADRO 5. INDICADORES DE CORTO PLAZO PARA EL IPC (Criterio de Akaike)		
	Indicador	Número de desfases
Primero	Índice de precios percibidos por los agricultores	3
Segundo	Índice de precios industriales de bienes de equipo	3
Tercero	Tendencia prevista de los precios	1
Cuarto	Población ocupada	3
Quinto	Tipo de cambio peseta/dólar	1
Última observación: 1994 IV		
Grados de libertad: 46		
Evaluación de la regresión		
Media de los residuos: 0 (t = 0)		
$\hat{\sigma}_e = 0,0042$		
Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0,51		
Estadístico de simetría normalizado de los residuos: 0,785		
Estadístico de curtosis normalizado de los residuos: -0,247		
Estadístico de Bera-Jarque de los residuos: 0,677		
Estadístico de Box-Ljung: $Q_{12} = 16,6$; $Q_{24} = 28,4$		
Residuos superiores a $2 \hat{\sigma}_e$, en valor absoluto: 88 III (2,20)		
Correlograma residual:		

Gráfico 1: Ajuste para el IPC



indicadores), aplicando el test de Chow de forma recursiva entre los años 1989 y 1994. En el gráfico C.4 del apéndice se encuentra el p-valor de este test que se obtiene a medida que la segunda submuestra va cediendo observaciones a la primera. En base a dicha información no se puede descartar la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros de ambas regresiones.

Resumiendo, los tres mejores indicadores para predecir el IPC total a corto plazo son variables de precios al por mayor. Además, de entre todos ellos, destaca el índice de precios percibidos por los agricultores, lo cual no es sorprendente, si se tiene en cuenta que había evidencia previa de la existencia de una relación entre este índice y el componente de alimentos no elaborados del IPC; por ejemplo, en Matea (1993). No obstante, hay que insistir en que en dicho modelo la relación no es sobre las transformaciones estacionarias, como aquí, sino sobre las tasas de crecimiento.

Cuando se implementa el procedimiento para el IPSEBENE -con el criterio de Schwarz- se obtienen hasta cuatro indicadores (véase cuadro 6), a saber: el índice de precios industriales de bienes de equipo, con dos desfases, la población ocupada, con cuatro retardos, el tipo de cambio peseta/dólar, también con cuatro retardos, y la utilización de la capacidad productiva, que aparece con un solo desfase. Si a continuación se emplea el criterio de Akaike, a esta lista se suma la variación de existencias (véase cuadro 7). Se observa que los tres primeros indicadores lo son también para el IPC total, algo normal, si se tiene en cuenta que el IPSEBENE representa, dependiendo del momento del tiempo, entre un 60% y un 81% del IPC¹⁷. Sin embargo, el primer indicador seleccionada para el IPC, el índice de precios percibidos por los agricultores, no lo es para el IPSEBENE, por cuanto este último índice excluye a los alimentos no elaborados, que son el nexo más directo entre el IPC y el indicador. Por otro lado, el conjunto de indicadores seleccionados con el criterio más

¹⁷ La participación del IPSEBENE en el IPC ha ido aumentando con los sucesivos cambios de base, y, en concreto, para las series manejadas en este trabajo se ha pasado de un peso del 60% en base 76 a un 75% en base 83 y, por último, a un 81% en base 92.

CUADRO 6. INDICADORES DE CORTO PLAZO PARA EL IPSEBIRE

(Criterio de Schwarz)

	Indicador	Número de desfasas
Primero	Índice de precios industriales de bienes de equipo	2
Segundo	Población ocupada	4
Tercero	Tipo de cambio peseta/dólar	4
Cuarto	Utilización capacidad productiva	1

Última observación: 1994 IV

Grados de libertad: 48

Evaluación de la regresión

Media de los residuos: -0,002 (t = -0,63)

$\hat{\sigma}_a = 0,0036$

Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0,50

Estadístico de simetría normalizado de los residuos: 1,524

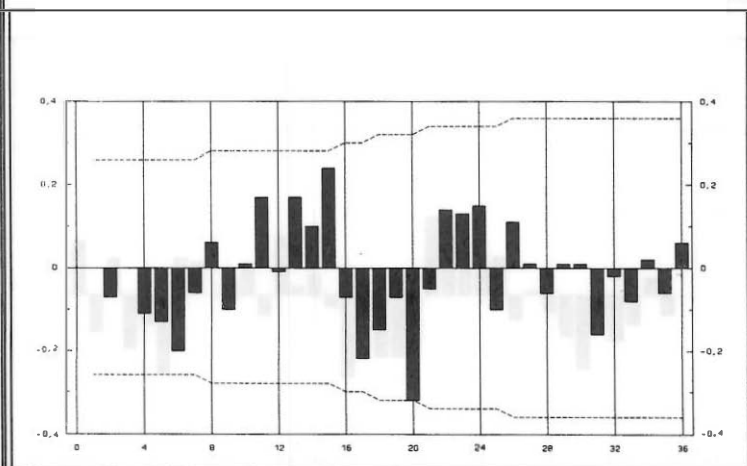
Estadístico de curtosis normalizado de los residuos: 0,657

Estadístico de Bera-Jarque de los residuos: 2,755

Estadístico de Box-Ljung: $Q_{12} = 8,7$, $Q_{24} = 39,8$

Residuos superiores a $2 \hat{\sigma}_a$, en valor absoluto: 86 I (2,63)

Correlograma residual:



CUADRO 7. INDICADORES DE CORTO PLAZO PARA EL IPSEBENE		
(Criterio de Schwarz más Criterio de Akaike)		
	Indicador	Número de desfases
Primero	Índice de precios industriales de bienes de equipo	2
Segundo	Población ocupada	4
Tercero	Tipo de cambio peseta/dólar	4
Cuarto	Utilización capacidad productiva	1
Quinto	Variación de existencias	5
Última observación: 1994 IV		
Grados de libertad: 43		
Evaluación de la regresión		
Media de los residuos: -0,0002 (t = -0,54)		
$\hat{\sigma}_a = 0,0033$		
Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0,80		
Estadístico de simetría normalizado de los residuos: 0,176		
Estadístico de curtosis normalizado de los residuos: -0,144		
Estadístico de Bera-Jarque de los residuos: 0,052		
Estadístico de Box-Ljung: $Q_{12} = 6,5$, $Q_{24} = 24$		
Residuos superiores a $2 \hat{\sigma}_a$, en valor absoluto: Ninguno		
Correlograma residual:		

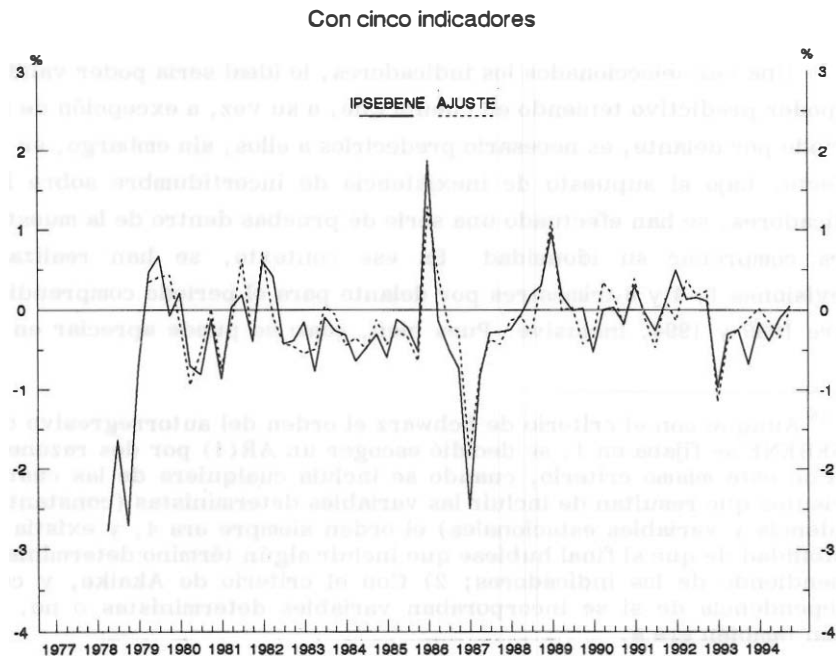
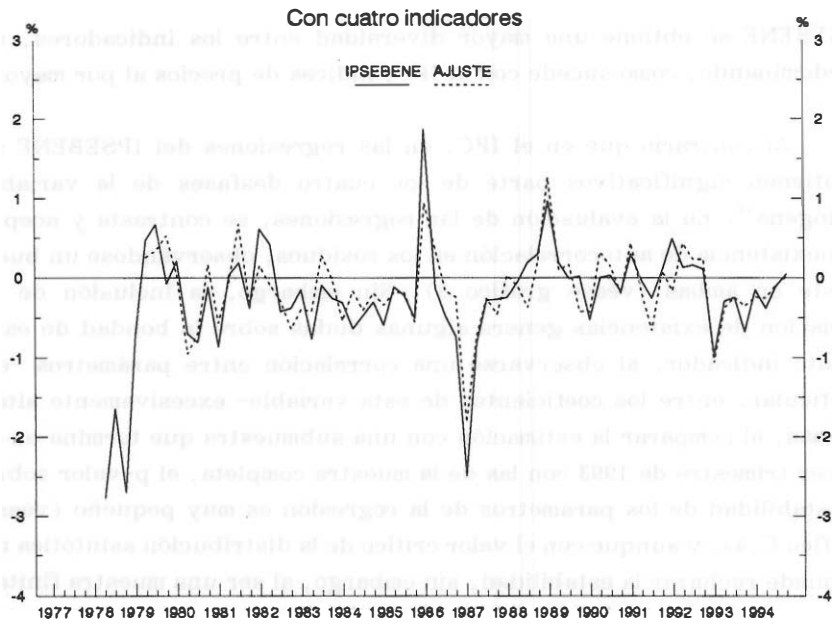
estricto, es más rico, en cuanto a su número, en el IPSEBENE que en el IPC, y, con independencia del criterio de selección utilizado, en el IPSEBENE se obtiene una mayor diversidad entre los indicadores, no predominando, como sucede con el IPC, índices de precios al por mayor.

Al contrario que en el IPC, en las regresiones del IPSEBENE se mantienen significativos parte de los cuatro desfases de la variable endógena¹⁸. En la evaluación de las regresiones, se contrasta y acepta la inexistencia de autocorrelación en los residuos, observándose un buen ajuste en ambas (véase gráfico 2). Sin embargo, la inclusión de la variación de existencias genera algunas dudas sobre la bondad de este quinto indicador, al observarse una correlación entre parámetros -en particular, entre los coeficientes de esta variable- excesivamente alta; además, al comparar la estimación con una submuestra que termina en el tercer trimestre de 1993 con las de la muestra completa, el p-valor sobre la estabilidad de los parámetros de la regresión es muy pequeño (véase gráfico C.4), y aunque con el valor crítico de la distribución asintótica no se puede rechazar la estabilidad, sin embargo, al ser una muestra finita, ese bajo valor introduce dudas razonables sobre la estabilidad de los parámetros.

Una vez seleccionados los indicadores, lo ideal sería poder validar su poder predictivo teniendo en cuenta que, a su vez, a excepción de un período por delante, es necesario predecirlos a ellos; sin embargo, en su defecto, bajo el supuesto de inexistencia de incertidumbre sobre los indicadores, se han efectuado una serie de pruebas dentro de la muestra para comprobar su idoneidad. En ese contexto, se han realizado previsiones 1, 4 y 8 trimestres por delante para el período comprendido entre 1989 y 1994, inclusive. Pues bien, como se puede apreciar en el

¹⁸ Aunque con el criterio de Schwarz el orden del autorregresivo del IPSEBENE se fijaba en 1, se decidió escoger un AR(4) por dos razones: 1) Con este mismo criterio, cuando se incluía cualquiera de las cuatro variantes que resultan de incluir las variables deterministas (constante, tendencia y variables estacionales) el orden siempre era 4, y existía la posibilidad de que al final hubiese que incluir algún término determinista dependiendo de los indicadores; 2) Con el criterio de Akaike, y con independencia de si se incorporaban variables deterministas o no, el orden también era 4.

Gráfico 2: Ajuste para el IPSEBENE



CUADRO 8. ERRORES DE PREDICCIÓN CON LOS DIVERSOS GRUPOS DE INDICADORES										
Nº de Indicadores	RAÍZ CUADRADA DEL ERROR CUADRÁTICO MEDIO (en tanto por ciento)			ESTADÍSTICO U DE THEIL MODIFICADO						
	Logaritmo de los Precios	Tasa de Inflación (*)	Tasa de Inflación(*)	Logaritmo de los Precios	Tasa de Inflación (*)	Tasa de Inflación(*)				
IPC	1	0,43	1,03	2,41	0,39	0,39	0,56	0,72	1,08	1,20
	5	0,29	0,59	1,31	0,29	0,21	0,30	0,55	0,82	0,95
	4	0,24	0,72	1,32	0,23	0,25	0,30	0,42	0,75	0,71
IPSEBENE	5	0,25	0,80	1,39	0,25	0,29	0,34	0,46	0,86	0,81
Horizonte de la predicción		1	4	8	1	4	8	1	4	8

Periodo predicho: 1989I - 1994IV.

(*) Primera diferencia del logaritmo del nivel de precios.

cuadro 8, para cualquiera de los tres horizontes utilizados, la raíz cuadrada del error cuadrático medio del logaritmo del IPC se reduce notablemente cuando el conjunto de indicadores se amplía de uno a cinco; por el contrario, en el IPSEBENE la inclusión de la variación de existencias prácticamente no modifica este estadístico, y, en todo caso, lo deteriora. Tampoco hay cambios importantes entre 5 ó 4 indicadores si se calcula el estadístico para la tasa de inflación, definida como la primera diferencia del logaritmo del IPSEBENE. En cuanto al IPC, las mejoras por la ampliación del conjunto de indicadores son menores cuando se trata de la tasa de inflación. Asimismo, para analizar el valor predictivo de los indicadores, se ha calculado el estadístico U de Theil para la tasa de inflación, pero modificado, de manera que en lugar de comparar las previsiones con las de un modelo "ingenuo", en las que la tasa de inflación predicha fuera cero¹⁹, se cotejan con las que se obtendrían, también de manera "ingenua", si la inflación esperada futura se predijera al nivel de la actual²⁰. Esta modificación del estadístico U mantiene el hecho de que un valor cero se obtiene cuando la previsión con los indicadores es perfecta, y es mayor que uno cuando las previsiones son peores que las que se obtendrían al suponer que la inflación se va a mantener igual a la presente. En consecuencia, como se puede comprobar en el cuadro 8, en general, los indicadores mejoran las previsiones en todos los horizontes

¹⁹ Esta previsión es poco realista, y no se suele utilizar en la práctica, pues implícitamente supone que el nivel de precios es un paseo aleatorio, lo cual como se ha visto no es el caso. Sin embargo, está mucho más extendida la utilización como previsión "ingenua" de la inflación futura la observada en el presente, de ahí el haber pensado en modificar el estadístico para utilizar como previsión de referencia esta última.

²⁰ Es decir, el estadístico U modificado viene a ser:

$$\left[\frac{\sum (\Delta \ln P_{t+k} - \Delta \ln \hat{P}_{t+k/t})^2}{\sum (\Delta \ln P_{t+k} - \Delta \ln P_t)^2} \right]^{1/2}$$

donde k es el horizonte de predicción y $\hat{P}_{t+k/t}$ es la previsión con origen en t para t+k.

considerados frente a la "ingenua", aunque este no es el caso para el IPC, con un único indicador y uno o dos años por delante. Por otro lado, en el IPSEBENE, la inclusión de la variación de existencias no mejora la comparación con la previsión "ingenua", mientras en el IPC la utilización de los cinco indicadores consigue superar a la previsión de una tasa de inflación constante e idéntica a la actual.

Como un bloque adicional para cotejar los grupos de indicadores, en los gráficos 3 y 4 se han representado, conjuntamente, la tasa de inflación observada, entre 1989 y 1994, y su previsión con 1, 4 y 8 periodos de antelación. Además, se ha añadido la recta de 45º, que equivale a la previsión perfecta, y la recta que se ajusta a los puntos obtenidos. De estos gráficos se desprende: en primer lugar, que al conseguir en todos los casos una nube de puntos que proporciona una recta con pendiente creciente se confirma, en general, la bondad de los indicadores; en segundo lugar, confrontando, para cada horizonte de previsión, ambas rectas y los dos conjuntos de indicadores, se aprecia que en el IPC se obtienen previsiones más ajustadas cuando se utilizan los cinco indicadores; sin embargo, en el IPSEBENE la utilización de los cinco indicadores en lugar de cuatro prácticamente no modifica la pendiente de la recta que define la intersección entre los valores observados y predichos; por último, en el IPC, el ajuste es muy parecido a uno y cuatro periodos por delante, pero es peor para los dos años, mientras en el IPSEBENE el ajuste se va deteriorando a medida que se amplía el horizonte de la predicción.

Resumiendo todos estos resultados, sería recomendable tener en cuenta los cinco indicadores para la predicción del IPC. Por el contrario, para el IPSEBENE, no debería utilizarse la variación de existencias, porque introduce ciertos problemas en la regresión sin que mejore sensiblemente su valor predictivo.

5. CONCLUSIONES

En este estudio se ha tratado de seleccionar de forma ordenada los mejores indicadores de corto plazo para el IPC e IPSEBENE, partiendo de

Gráfico 3: Inflación observada y prevista del IPC

Con un indicador

Con cinco indicadores

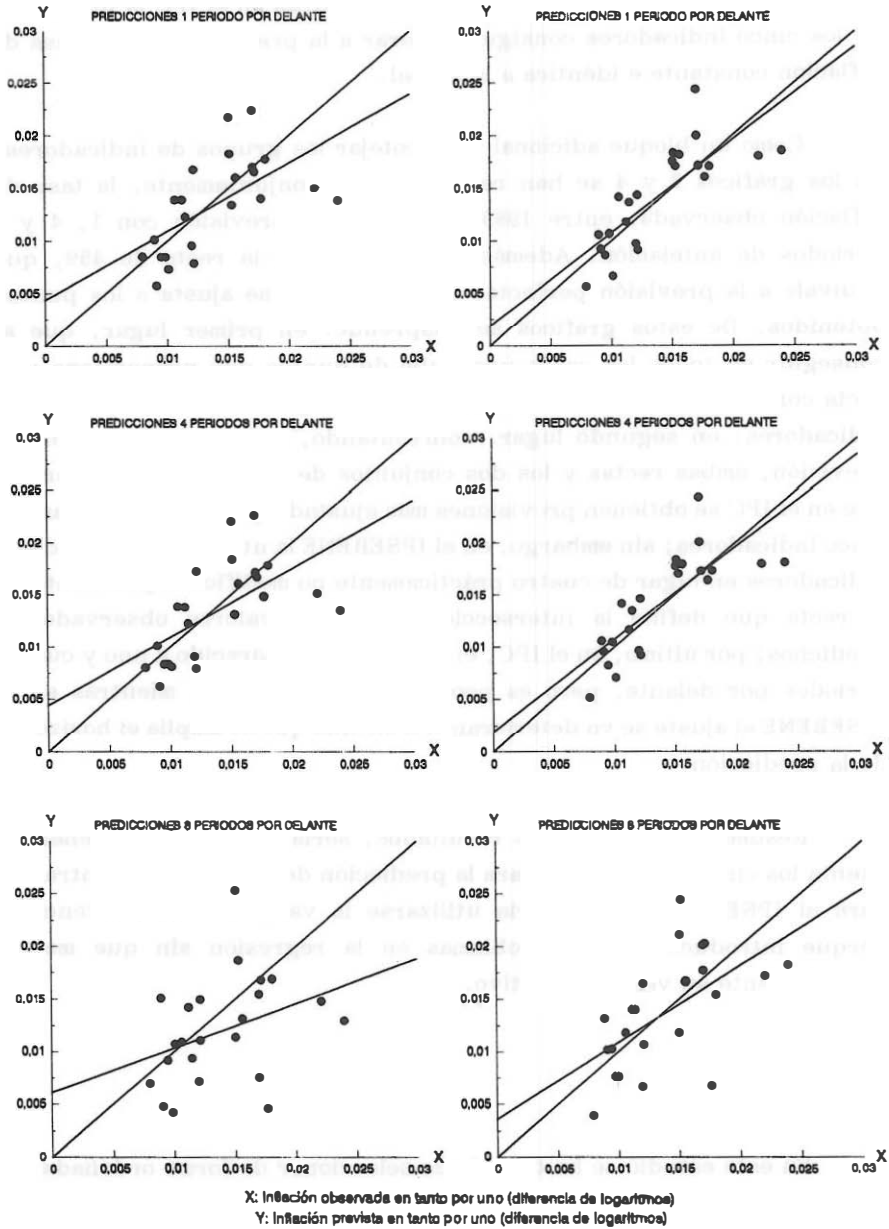
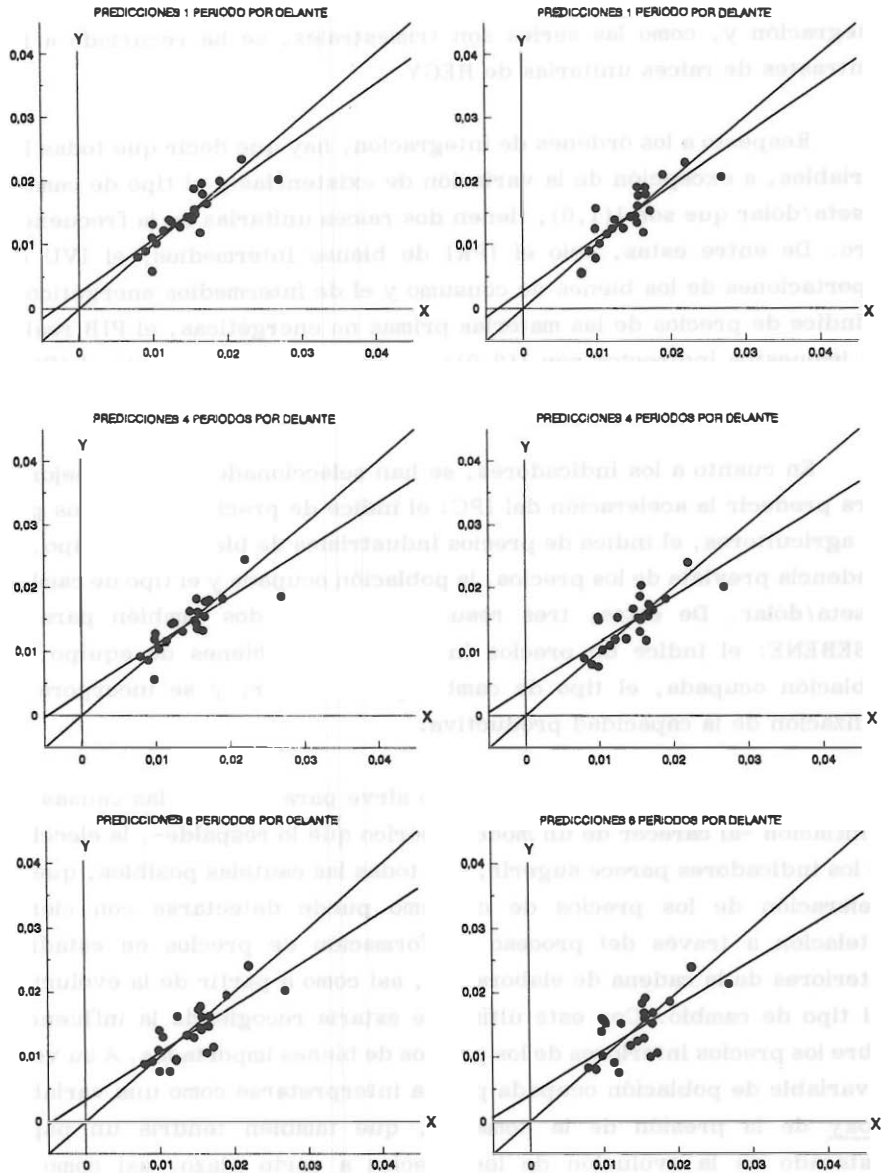


Gráfico 4: Inflación observada y prevista del IPSEBENE

Con cuatro indicadores

Con cinco indicadores



X: inflación observada en tanto por uno (diferencia de logaritmos)
Y: inflación prevista en tanto por uno (diferencia de logaritmos)

un conjunto de 25 variables del sector real que se ha completado con otras dos variables representativas del área monetaria. El procedimiento de selección empleado obligaba a trabajar con series estacionarias, para lo cual, primeramente, se han tenido que determinar los órdenes de integración y, como las series son trimestrales, se ha recurrido a los contrastes de raíces unitarias de HEGY.

Respecto a los órdenes de integración, hay que decir que todas las variables, a excepción de la variación de existencias y el tipo de cambio peseta/dólar que son $I(1,0)$, tienen dos raíces unitarias en la frecuencia cero. De entre estas, sólo el IPRI de bienes intermedios, el IVU de importaciones de los bienes de consumo y el de intermedios energéticos, el índice de precios de las materias primas no energéticas, el PIB real y los impuestos indirectos son $I(2,0)$; las restantes, incluyendo el IPC e IPSEBENE, son $I(1,1)$.

En cuanto a los indicadores, se han seleccionado como los mejores para predecir la aceleración del IPC: el índice de precios percibidos por los agricultores, el índice de precios industriales de bienes de equipo, la tendencia prevista de los precios, la población ocupada y el tipo de cambio peseta/dólar. De estos, tres resultan seleccionados también para el IPSEBENE: el índice de precios industriales de bienes de equipo, la población ocupada, el tipo de cambio peseta/dólar; y se incorpora la utilización de la capacidad productiva.

Aunque este tipo de ejercicio no sirve para analizar las causas de la inflación -al carecer de un modelo teórico que lo respalde-, la elección de los indicadores parece sugerir, con todas las cautelas posibles, que la aceleración de los precios de consumo puede detectarse con cierta antelación a través del proceso de formación de precios en estadios anteriores de la cadena de elaboración, así como a partir de la evolución del tipo de cambio. Con este último se estaría recogiendo la influencia sobre los precios interiores de los precios de bienes importados. A su vez, la variable de población ocupada podría interpretarse como una variable proxy de la presión de la demanda, que también tendría un papel destacado en la evolución de los precios a corto plazo, así como la utilización de la capacidad productiva. Como estos resultados se

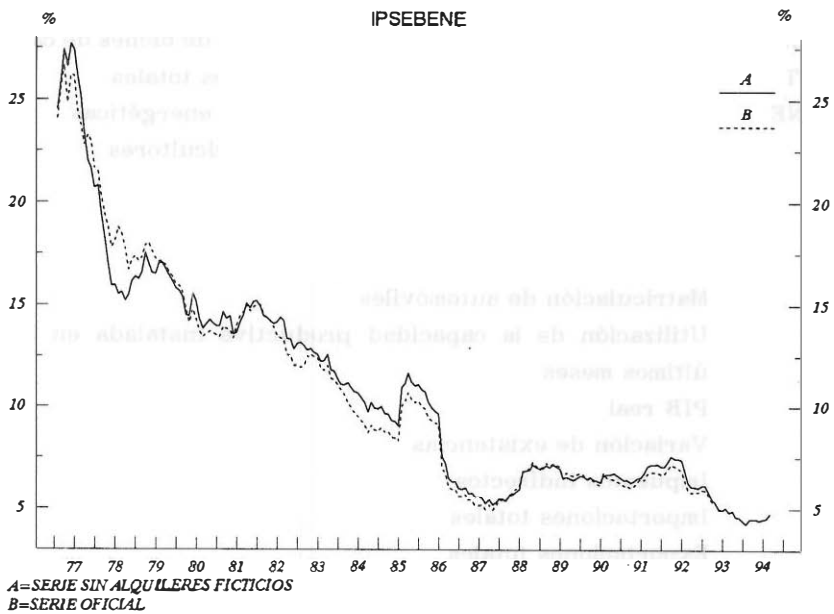
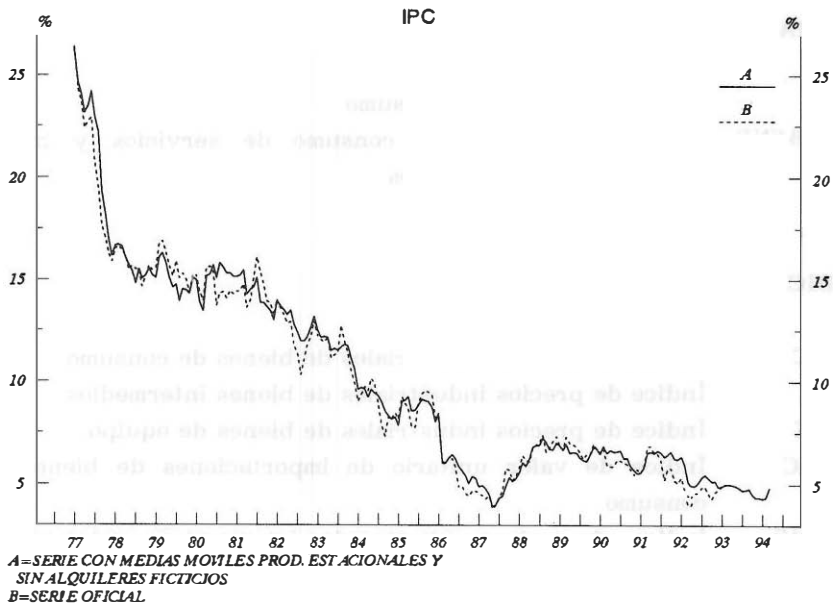
circunscriben al corto plazo, no puede excluirse que otras variables, por ejemplo, la cantidad de dinero o los salarios, tengan un papel destacado en la determinación de la tasa de inflación, con otros horizontes temporales.

APÉNDICE A. SERIES REELABORADAS DEL IPC E IPSEBENE

Durante el período vigente del IPC, para mejorarlo y ponerlo al día, el INE lo ha actualizado en dos ocasiones. No obstante, hay que distinguir de entre los cambios efectuados aquellos derivados de las preferencias de los consumidores y los estrictamente debidos a modificaciones conceptuales y técnicas, ya que habría que eliminar en lo posible las rupturas que los últimos inducen sobre la serie. En este sentido, los dos cambios metodológicos más importantes se introdujeron con la base 1992, al eliminar los alquileres imputados y al variar el tratamiento de los productos estacionales. Por ello, para este estudio se han reconstruido las series del IPC y del IPSEBENE, que difieren de las oficiales únicamente en que, para todo el período, se han excluido los alquileres imputados y se ha utilizado el procedimiento vigente para los productos estacionales. En concreto, tanto para las frutas frescas como para las verduras y hortalizas frescas, se han aplicado medias móviles ponderadas de doce términos, que se asignan a la última observación.

En los gráficos adjuntos se facilitan las tasas interanuales de las nuevas series conjuntamente con las oficiales. Como se puede observar, en general, la exclusión de los alquileres imputados ha elevado las tasas de inflación del IPSEBENE, mientras que el empleo de medias móviles ponderadas ha reducido la variabilidad del IPC.

Gráfico A.1: Tasas interanuales centradas



APÉNDICE B. VARIABLES

VARIABLE DEPENDIENTE

IPC	Índice de precios de consumo
IPSEBENE	Índice de precios de consumo de servicios y bienes elaborados no energéticos

INDICADORES POTENCIALES

IPRIC	Índice de precios industriales de bienes de consumo
IPRII	Índice de precios industriales de bienes intermedios
IPRIE	Índice de precios industriales de bienes de equipo
IVUMC	Índice de valor unitario de importaciones de bienes de consumo
IVUMIE	Índice de valor unitario de importaciones de bienes intermedios energéticos
IVUMINE	Índice de valor unitario de importaciones de bienes intermedios no energéticos
IVUMK	Índice de valor unitario de importaciones de bienes de capital
IVUXT	Índice de valor unitario de exportaciones totales
IPMPNE	Índice de precios de materias primas no energéticas
IPPA	Índice de precios percibidos por los agricultores
TPP	Tendencia prevista de los precios
ECP	Expectativas cartera de pedidos
IPI	Índice de producción industrial
MA	Matriculación de automóviles
UCP	Utilización de la capacidad productiva instalada en los 3 últimos meses
PIB	PIB real
VEX	Variación de existencias
II	Impuestos indirectos
MT	Importaciones totales
XT	Exportaciones totales
TCPD	Tipo de cambio medio mensual ptas. por dólar
CLU	Coste salarial unitario. Sector privado no agrícola

GM	Ganancias medias totales por trabajador y mes
PO	Población ocupada
TP	Tasa de paro
ALP2A	ALP2 más deuda especial
M2	M2.

En los gráficos siguientes, a las series en logaritmos se les denotará añadiéndoles por delante una L.

Gráfico C.1: Medidas de inflación e indicadores potenciales

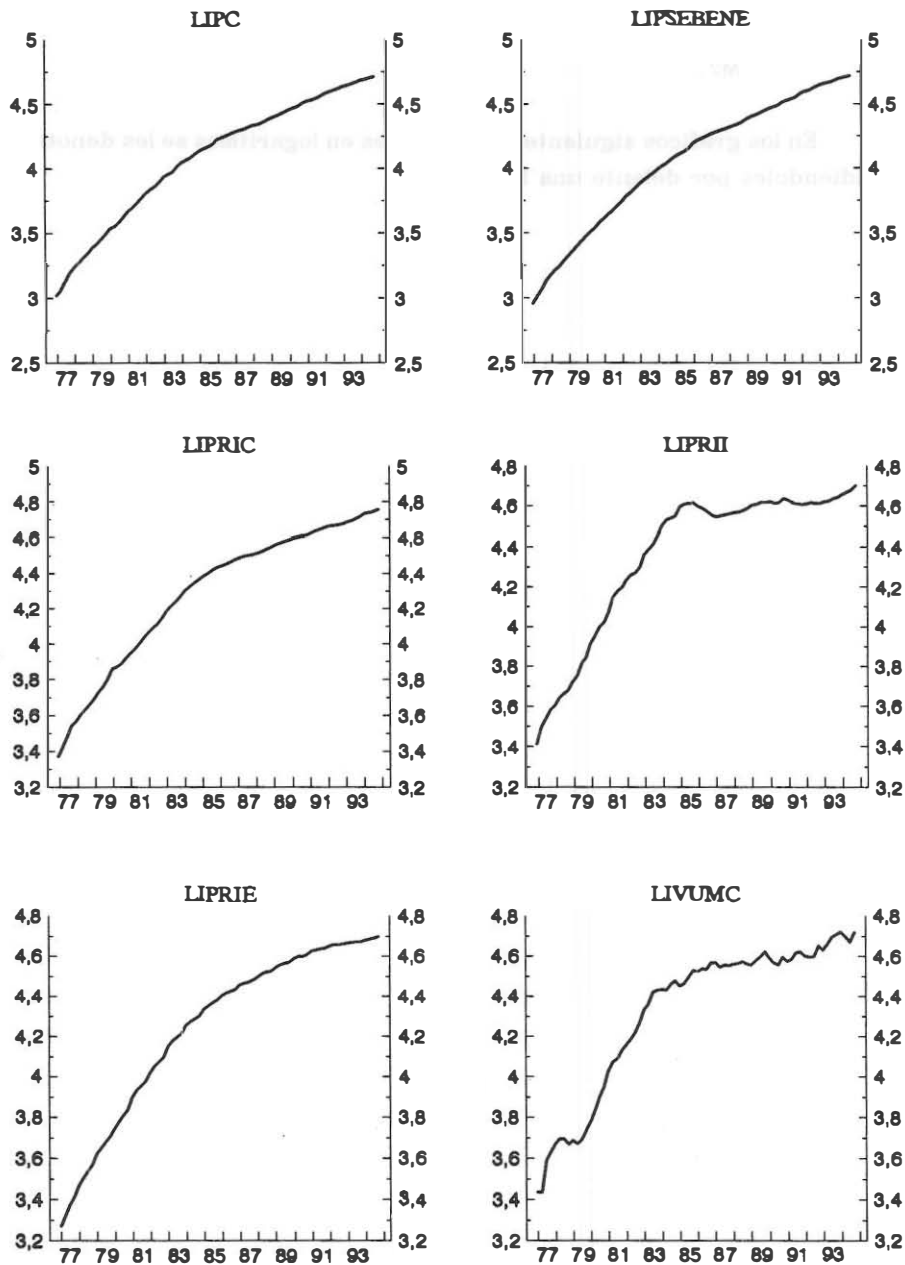


Gráfico C.1: Continuación

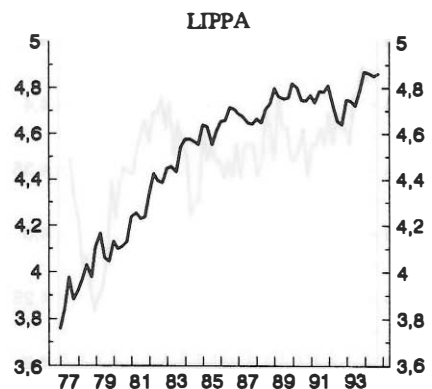
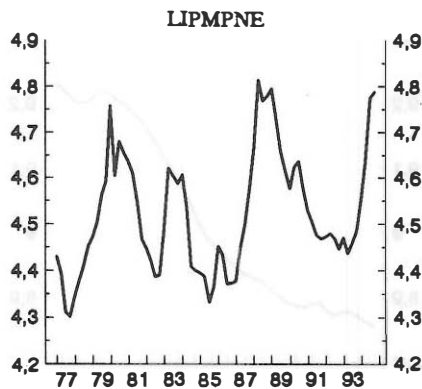
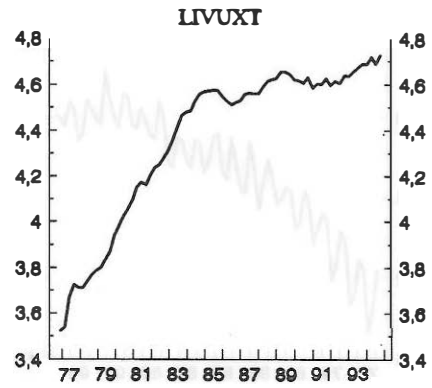
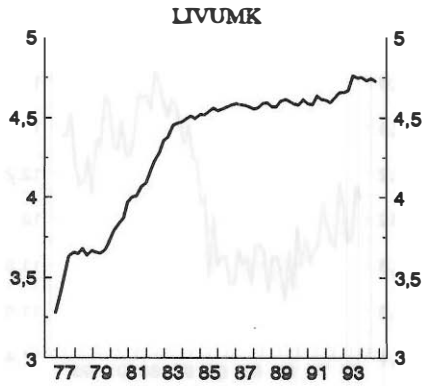
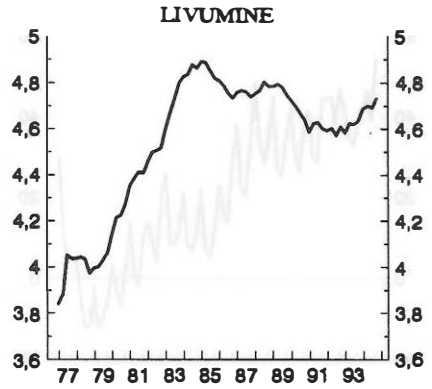
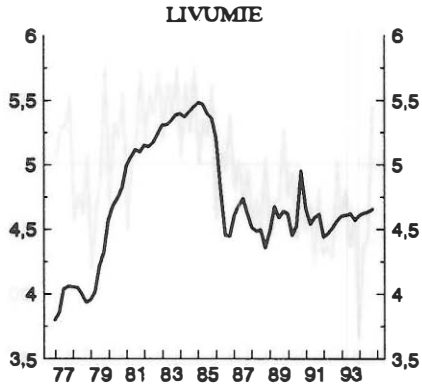


Gráfico C.1: Continuación

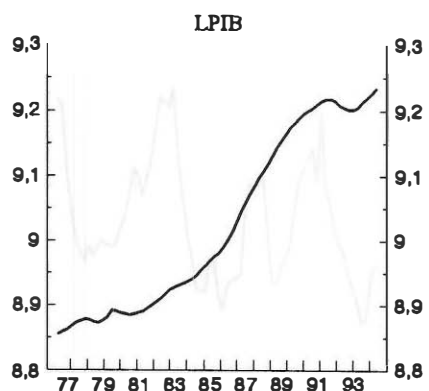
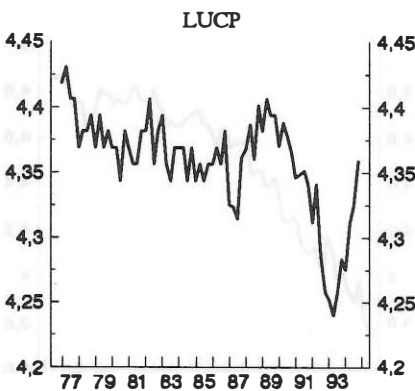
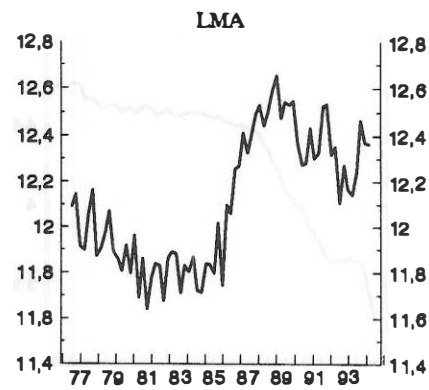
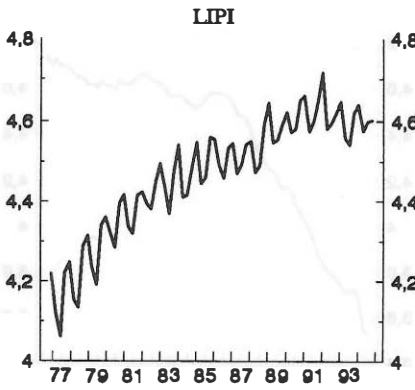
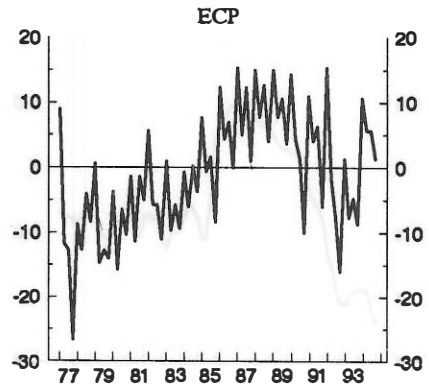
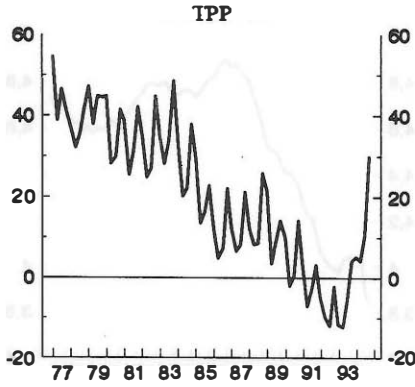


Gráfico C.1: Continuación

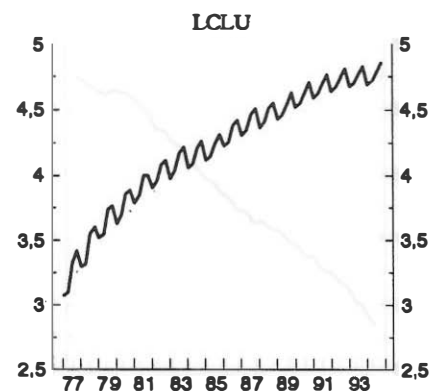
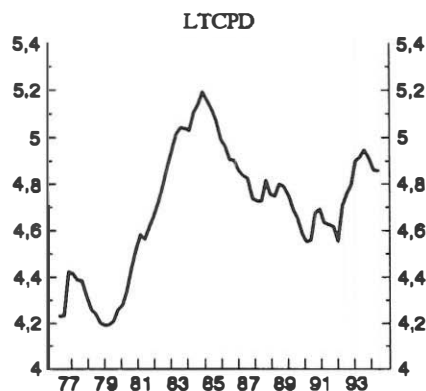
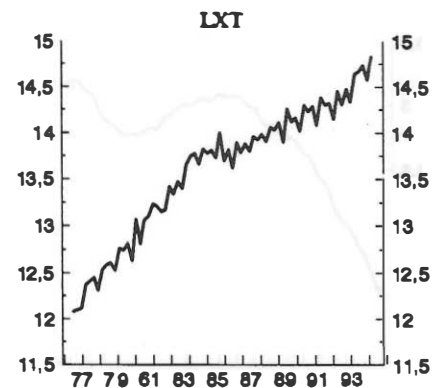
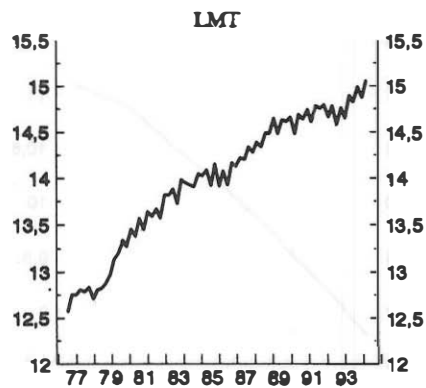
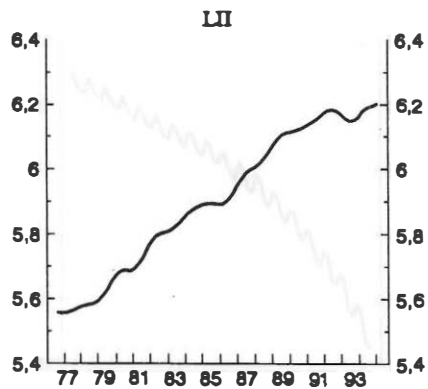
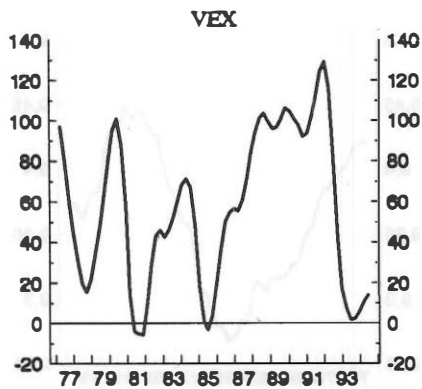


Gráfico C.1: Continuación

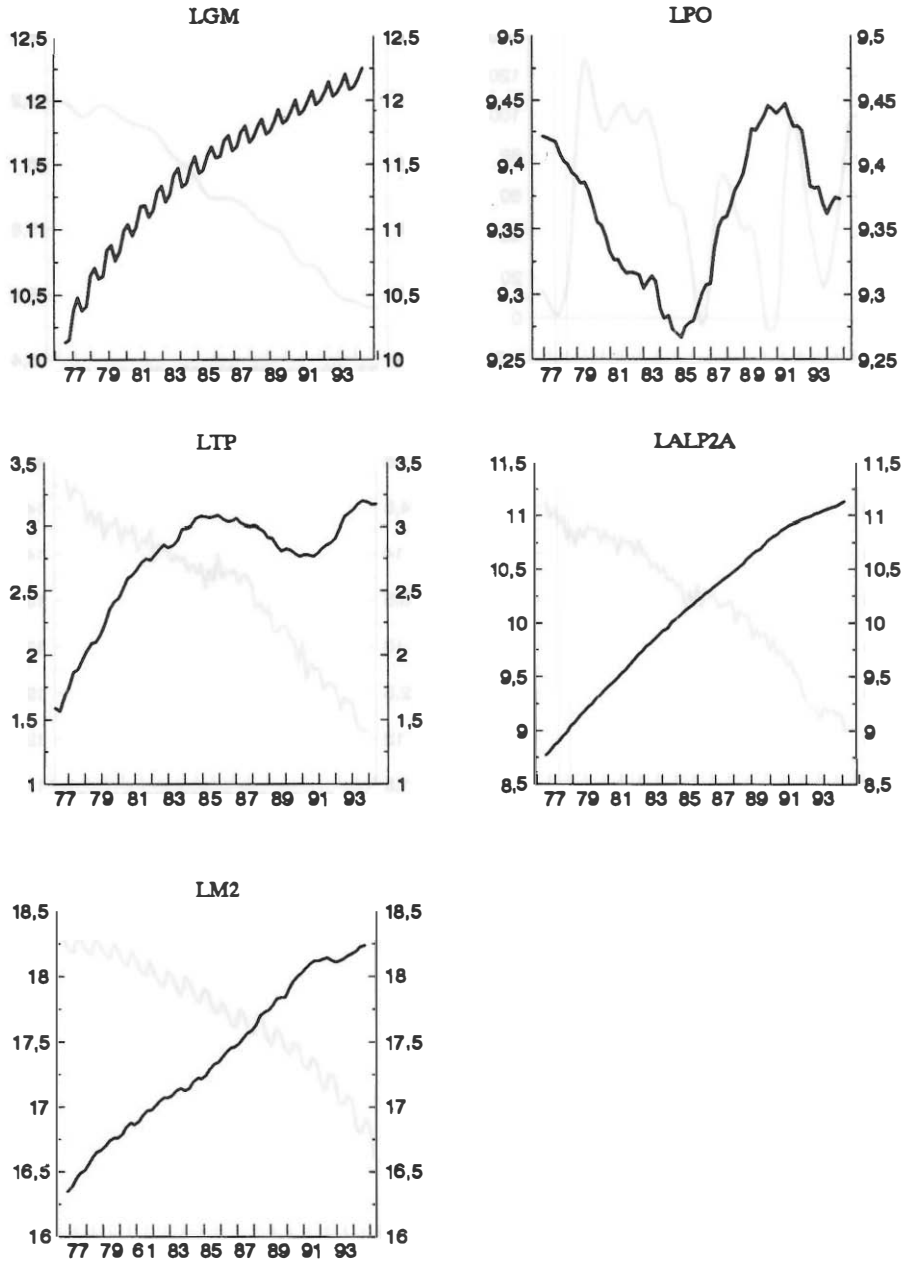
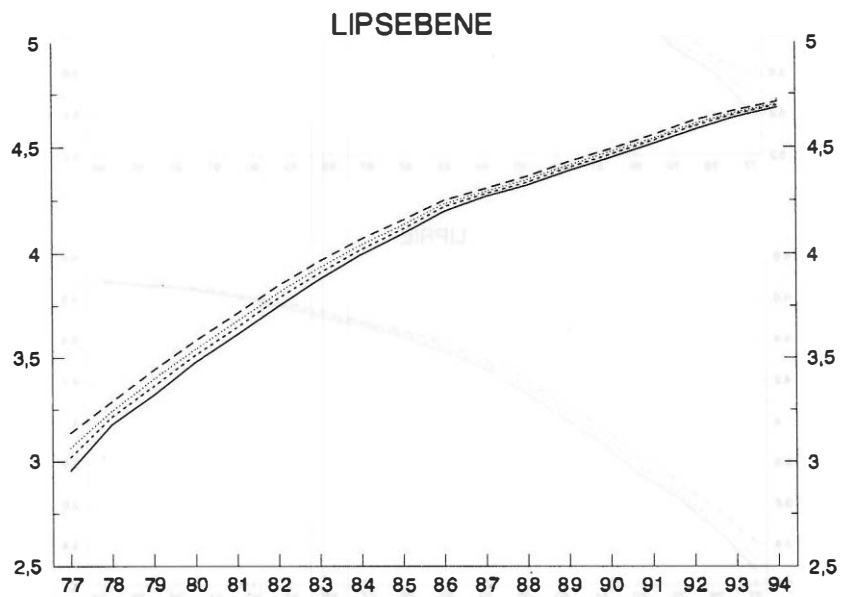
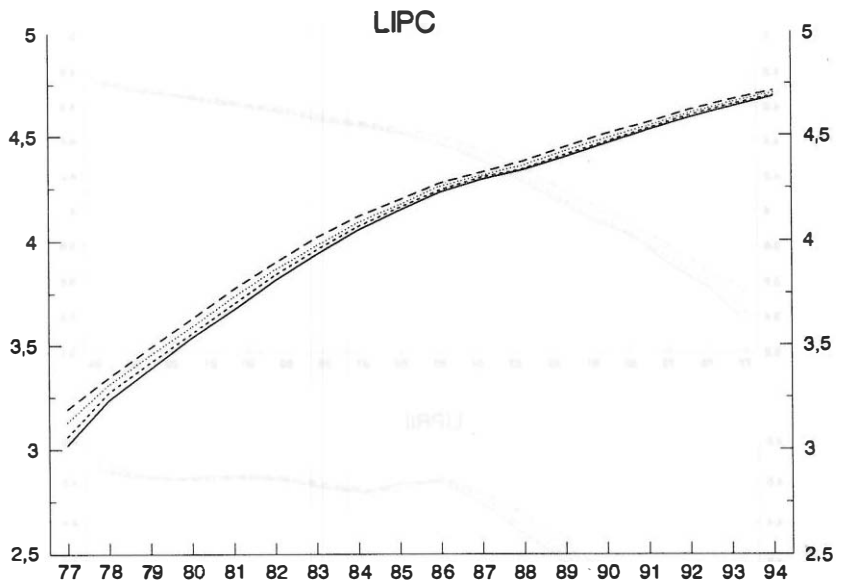


Gráfico C.2: Submuestras estacionales



TRIMESTRE I TRIMESTRE II TRIMESTRE III TRIMESTRE IV

Gráfico C.2: Continuación

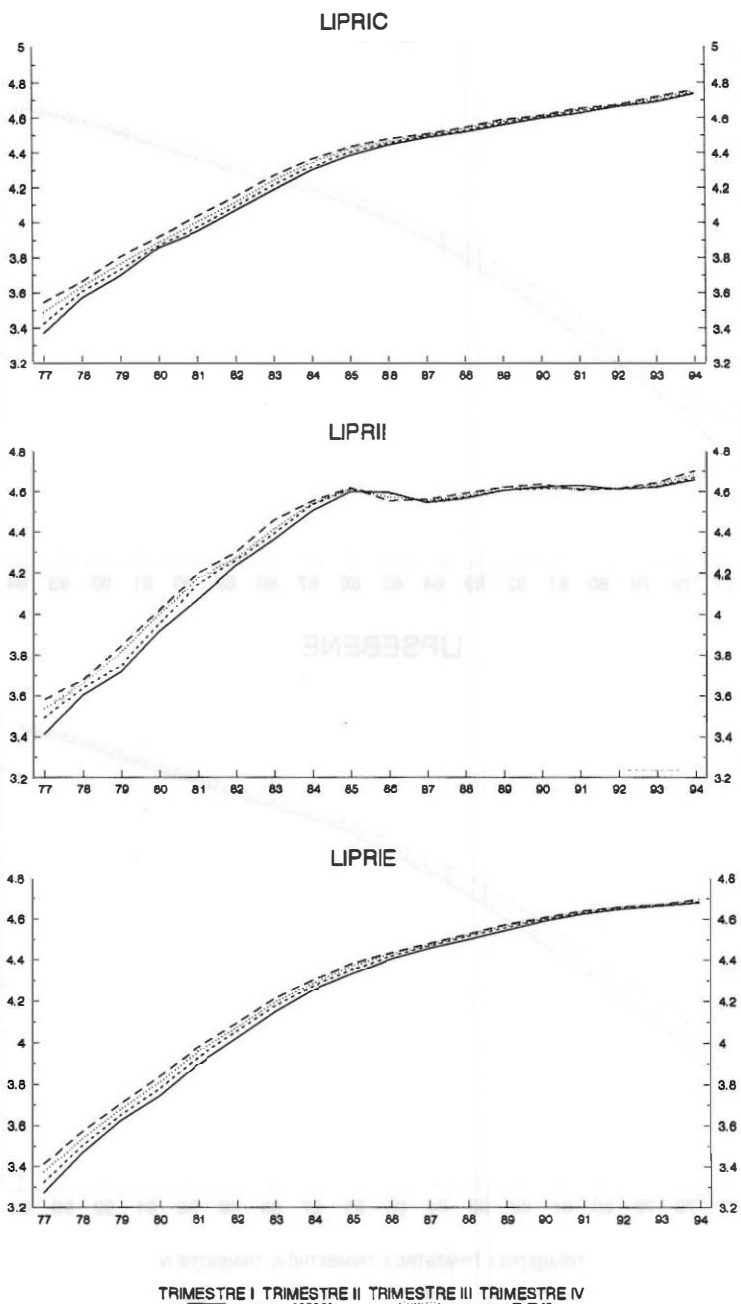
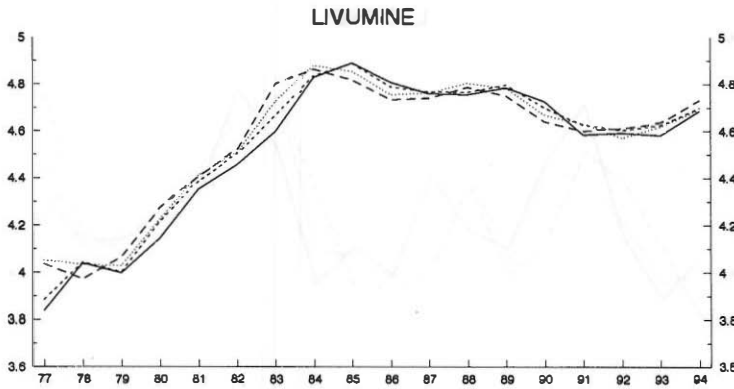
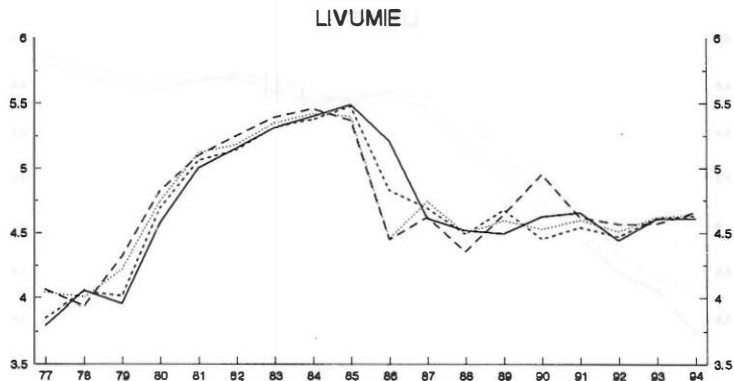
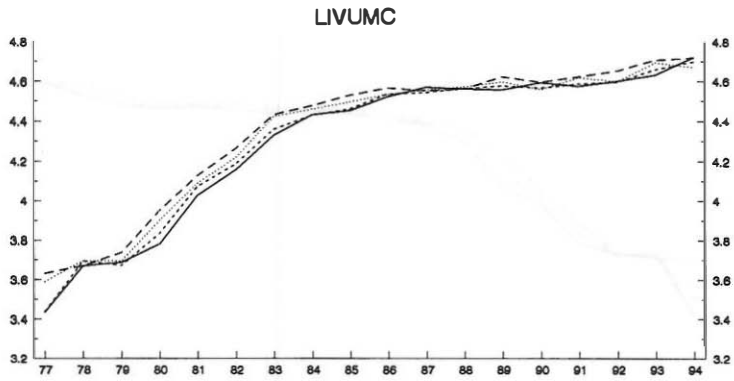


Gráfico C.2: Continuación



TRIMESTRE I TRIMESTRE II TRIMESTRE III TRIMESTRE IV

Gráfico C.2: Continuación

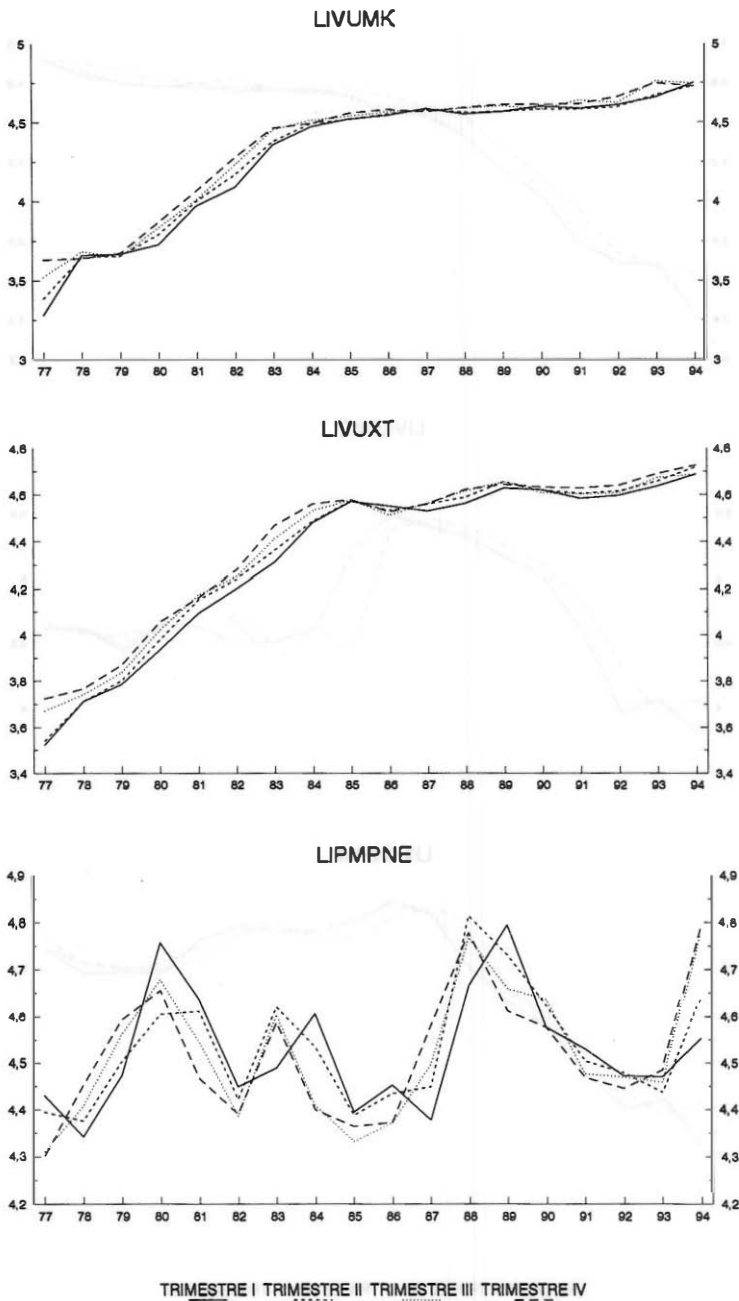


Gráfico C.2: Continuación

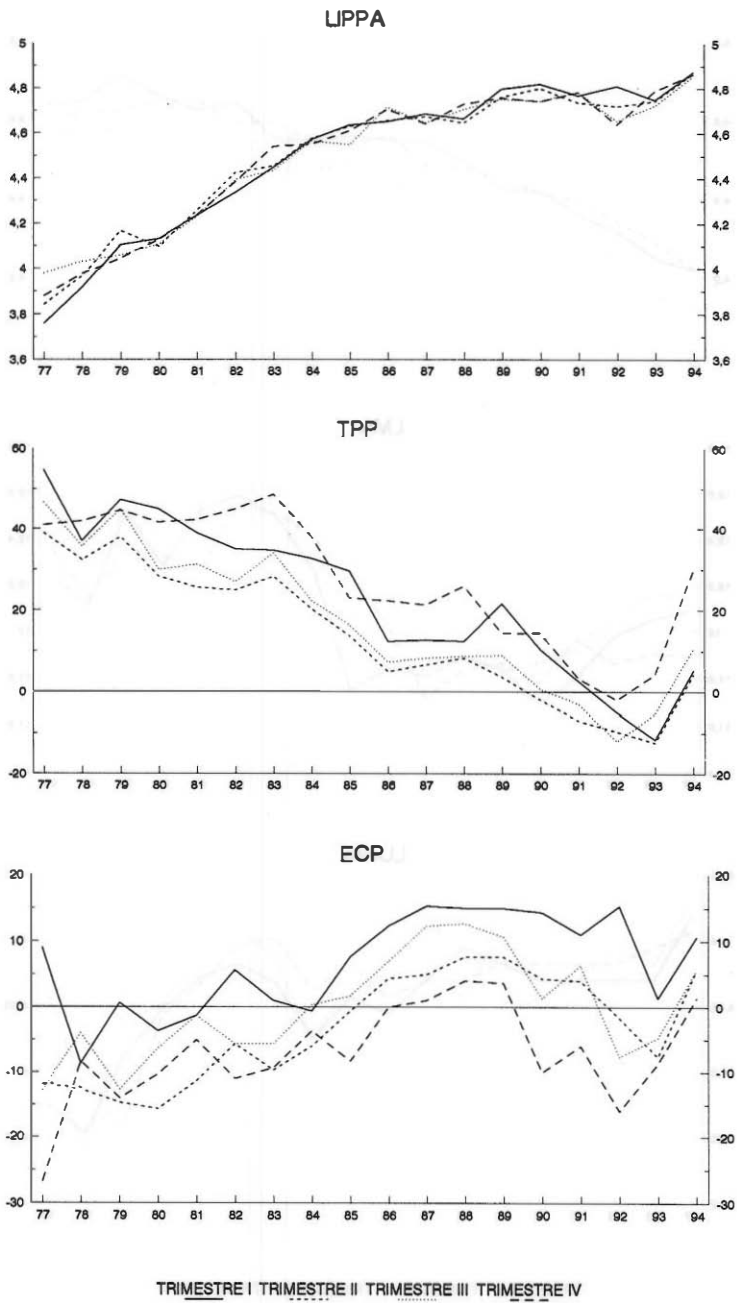


Gráfico C.2: Continuación

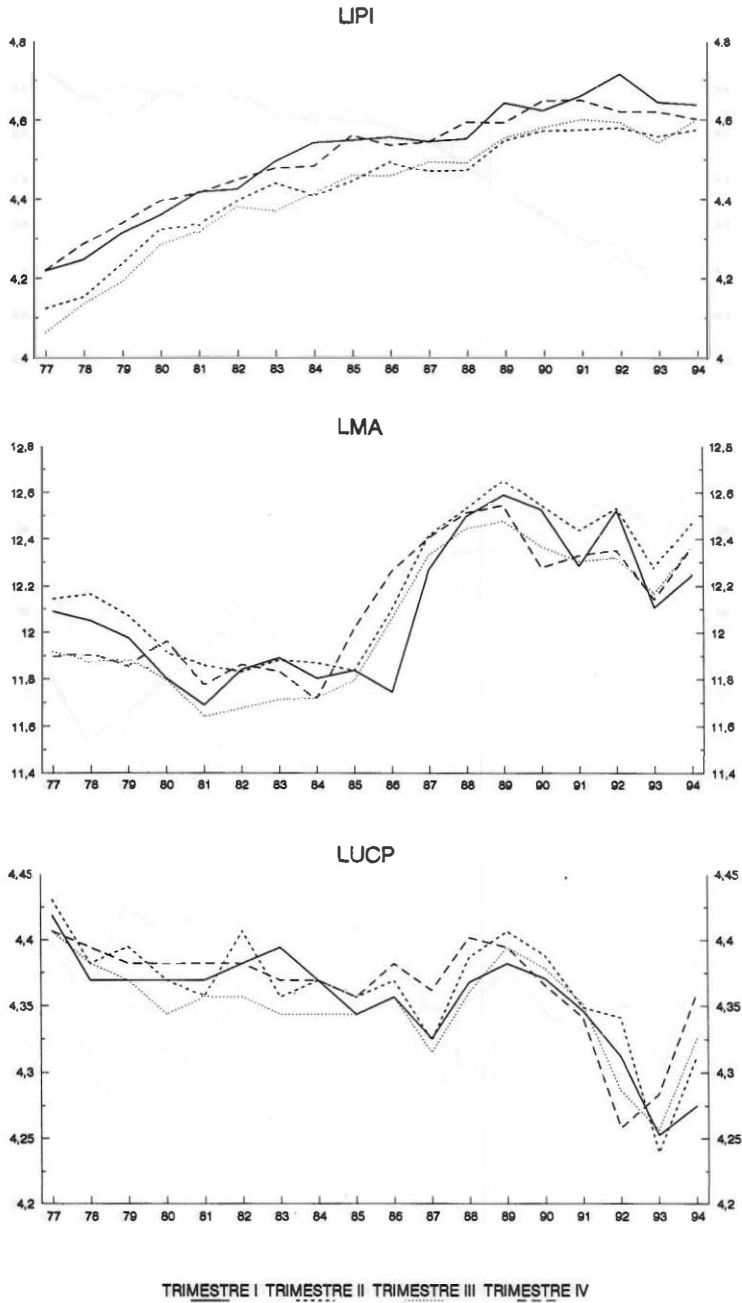


Gráfico C.2: Continuación

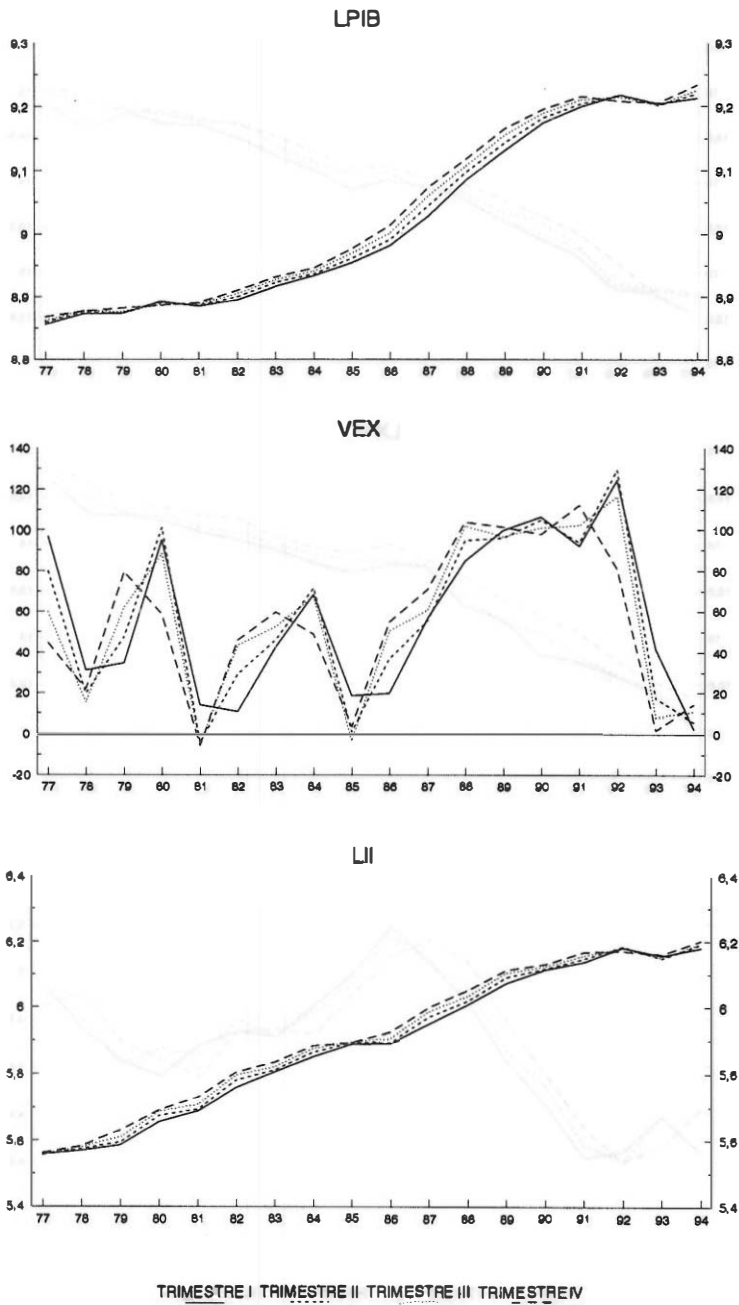


Gráfico C.2: Continuación

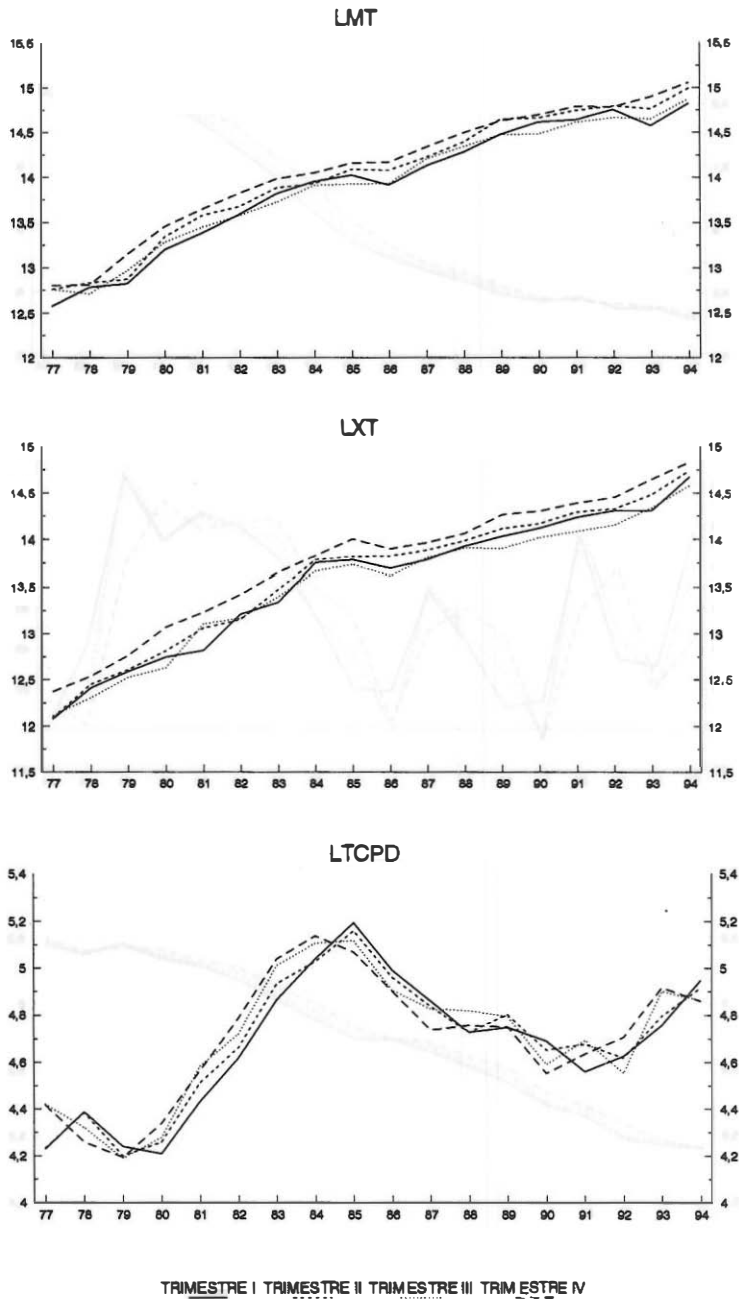


Gráfico C.2: Continuación

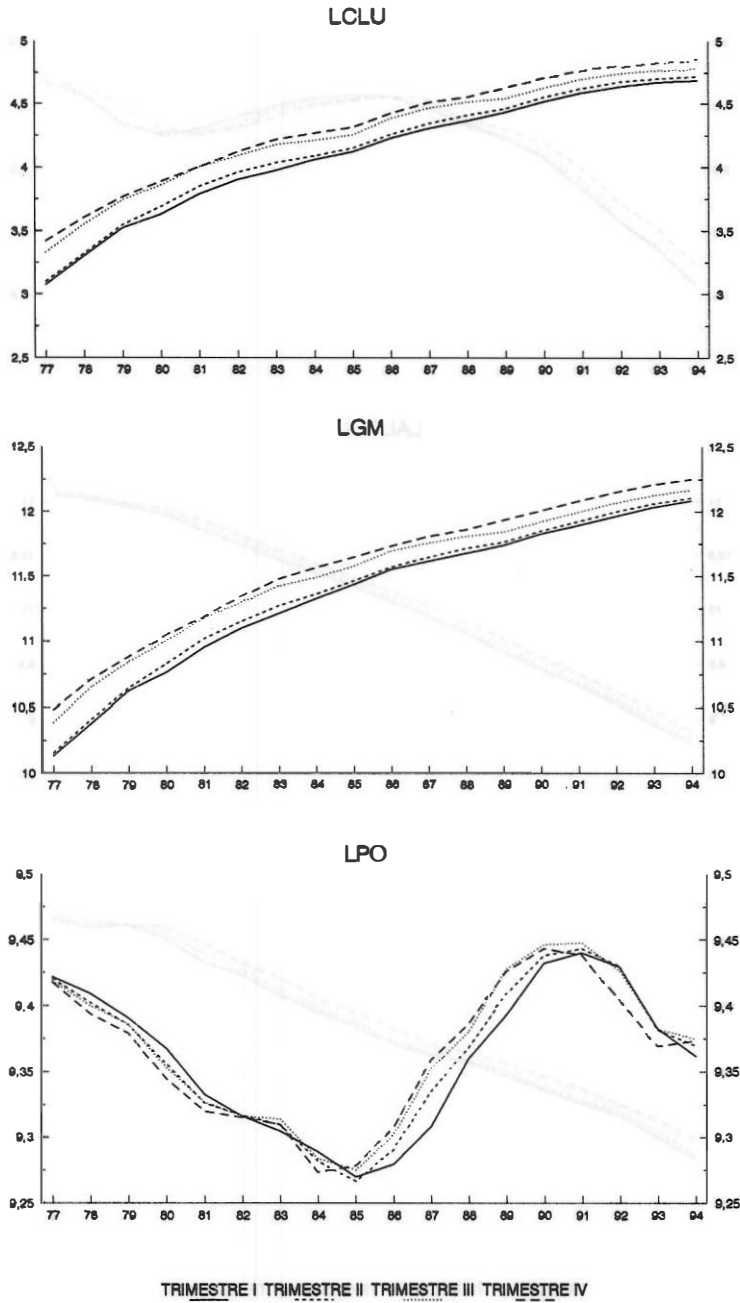
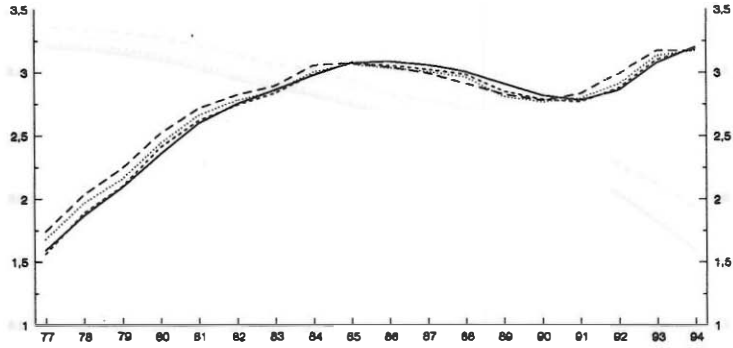
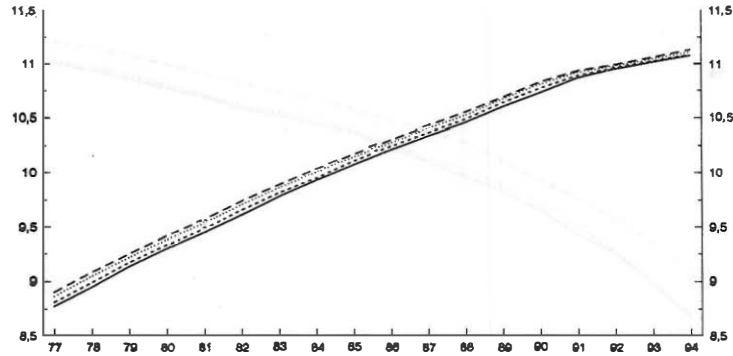


Gráfico C.2: Continuación

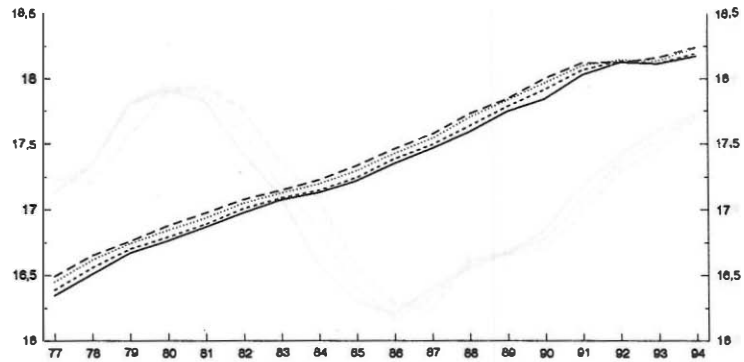
LTP



LALP2A



LM2



TRIMESTRE I TRIMESTRE II TRIMESTRE III TRIMESTRE IV

Gráfico C.3: Transformaciones estacionarias

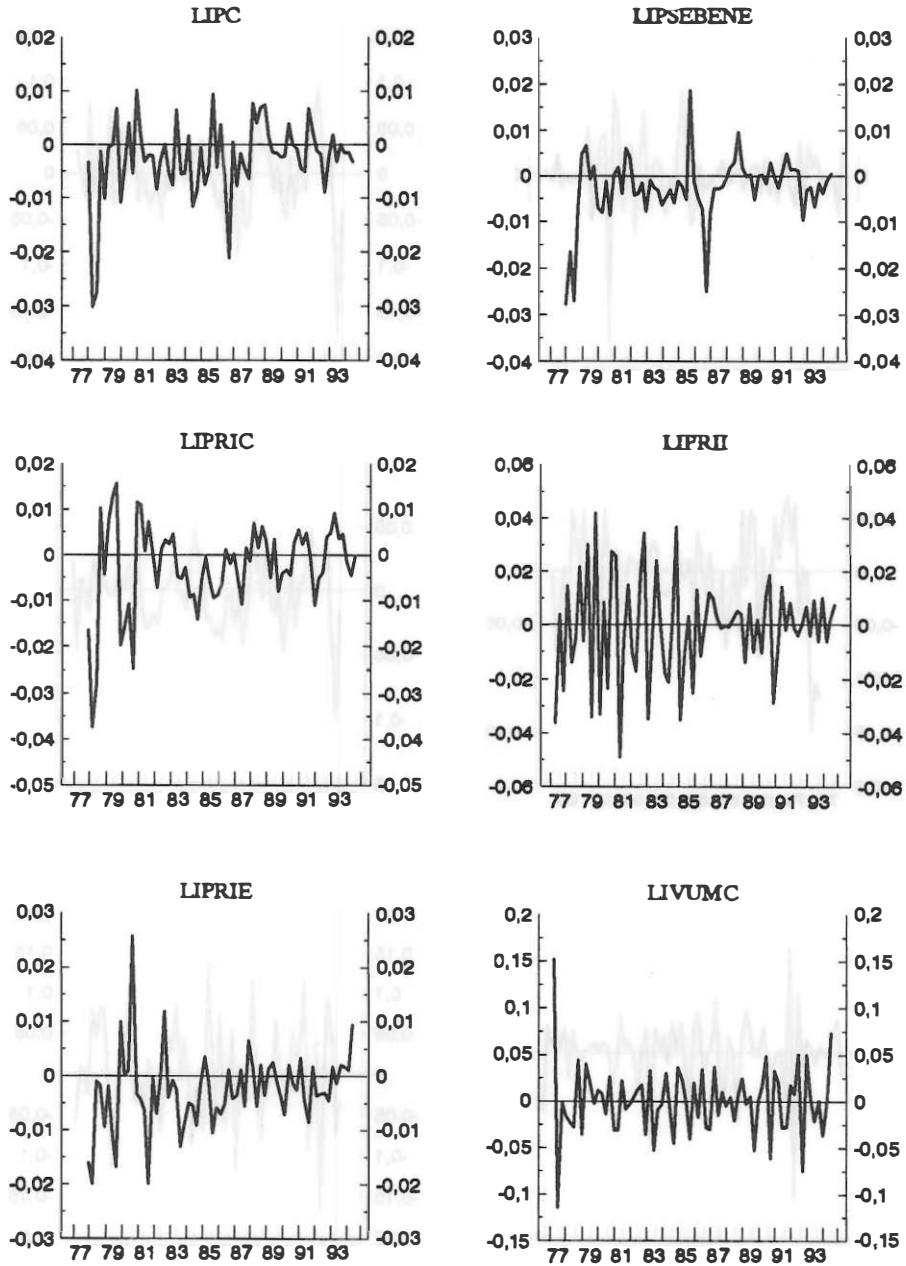


Gráfico C.3: Continuación

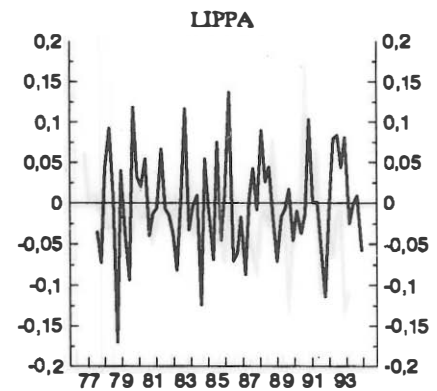
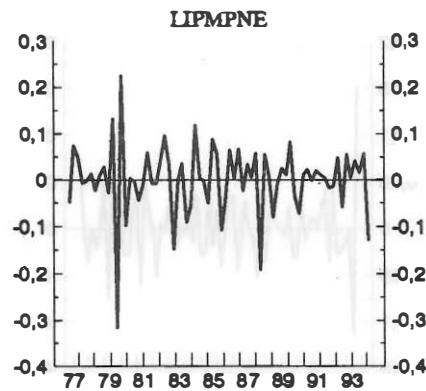
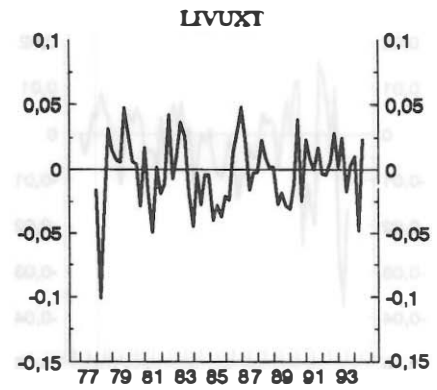
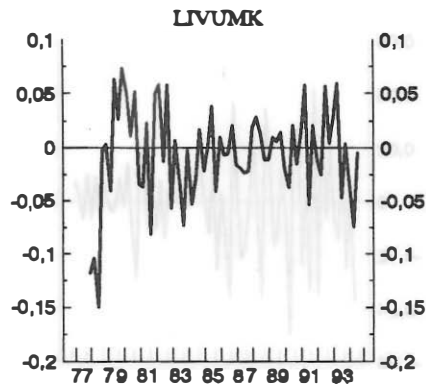
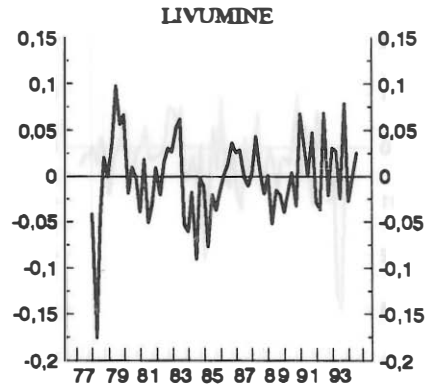
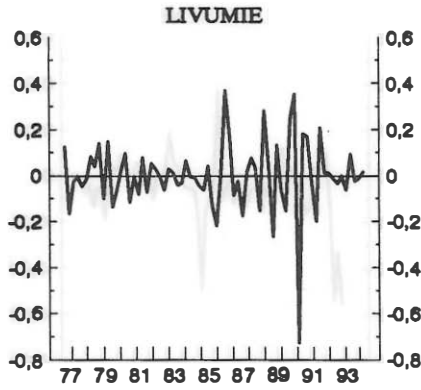


Gráfico C.3: Continuación

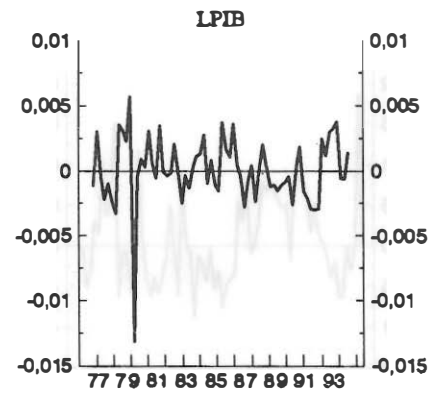
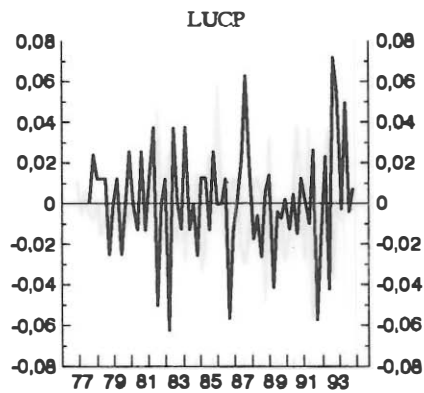
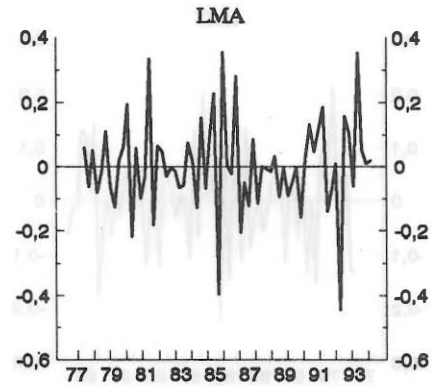
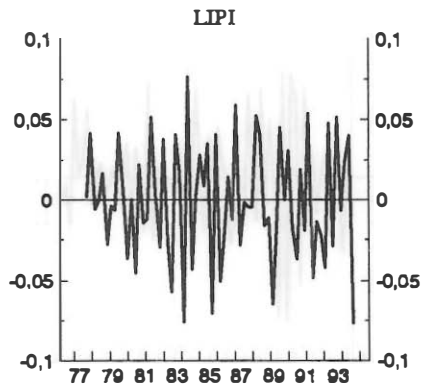
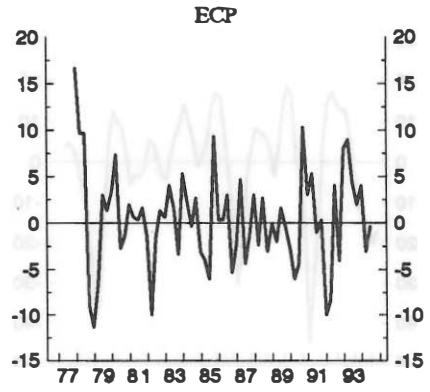
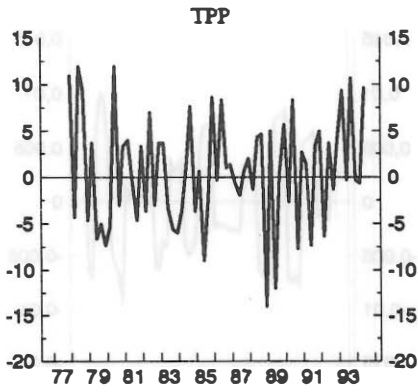


Gráfico C.3: Continuación

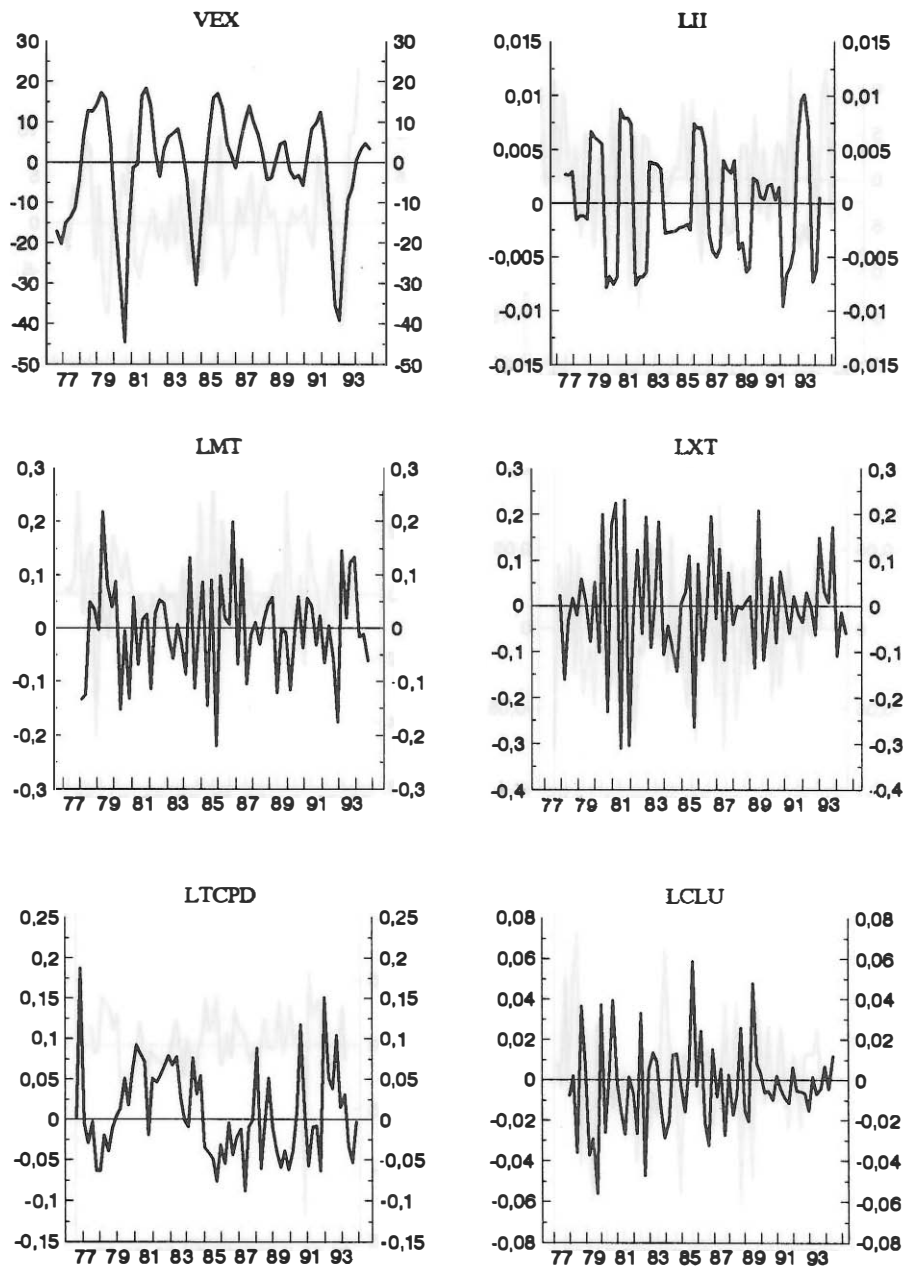


Gráfico C.3: Continuación

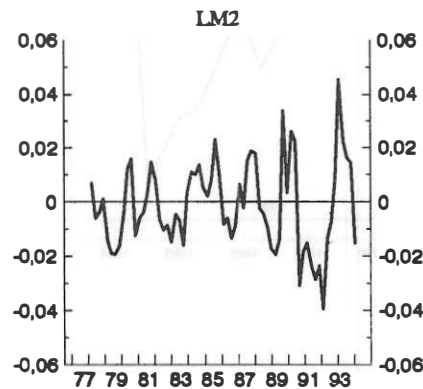
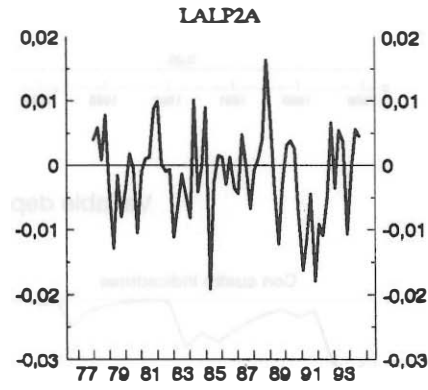
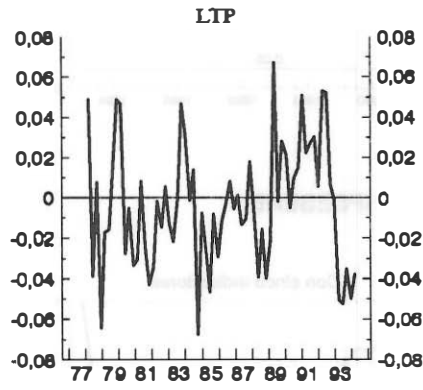
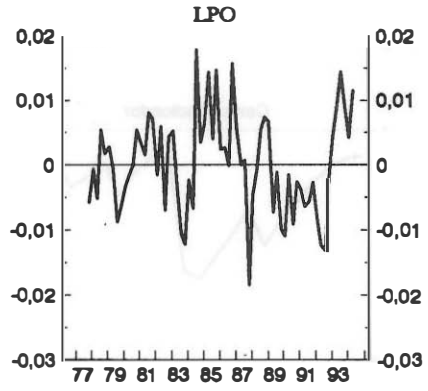
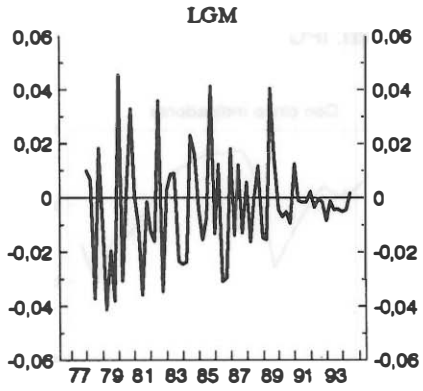
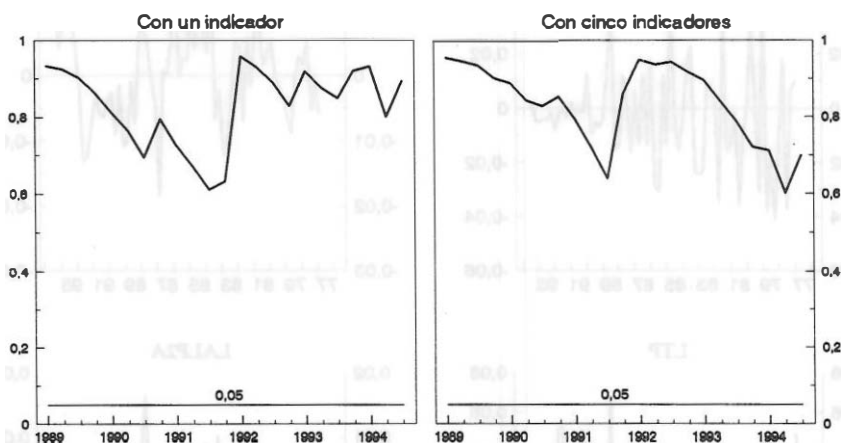
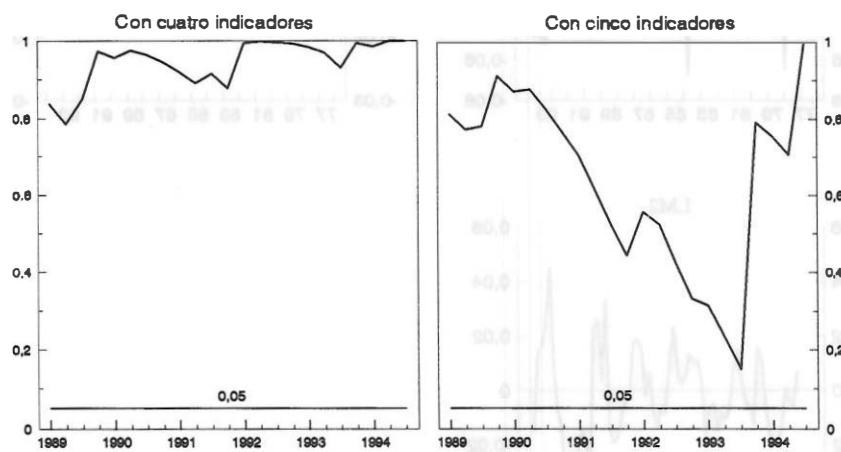


Gráfico C.4: Estabilidad de las regresiones
Test de Chow recursivo
p-valor

Variable dependiente: IPC



Variable dependiente: IPSEBENE



REFERENCIAS

CANOVA, F. y GHYSELS, E. (1994): "Changes in seasonal patterns. Are they cyclical?", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 18, p.1143-1171.

DICKEY, D.A.; HASZA, D.P., y FULLER, W.A. (1984): "Testing for unit roots in seasonal time series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 79, nº 386, p.355-367.

FRANSES, P.H. (1991): "Model selection and seasonality in time series", Tinbergen Institute, Amsterdam.

FRANSES, P.H. y HALDRUP, N. (1993): "The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration", European University Institute, Florence, Working Paper ECO nº 93/16.

FRANSES, P.H. y VOGELSANG, T.J. (1995): "Testing for seasonal unit roots in the presence of changing seasonal means", Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute, Report 9532/A.

GHYSELS, E.; LEE, H.S., y NOH, J. (1991): "Testing for unit roots in seasonal time Series. Some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation", Université de Montréal, Département de sciences économiques, cahier nº 9131.

GHYSELS, E.; LEE, H.S., y SIKLOS, P.L. (1993): "On the (Mis) Specification of seasonality and its consequences: an empirical investigation with US data", *Empirical Economics*, Vol. 18, nº 4, p.747-760.

HENRY, S.G.B. y PESARAN, B. (1993): "VAR models of inflation", *Bank of England, Quarterly Bulletin*, mayo, p.231-239.

HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J., y YOO, B.S. (1990): "Seasonal integration and cointegration", *Journal of Econometrics*, vol. 44, p.213-238.

LÜTKEPOHL, H. (1993): "Introduction to multiple time series analysis", Springer-Verlag, segunda edición.

MATEA, M.LL. (1993): "Análisis de la inflación en España", en Espasa, A. y Cancelo, J.R. editores, "Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica", Alianza Editorial, p. 555-604.

MATEA, M.LL. (1994): "Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC", *Revista española de economía*, Vol. 11, nº 1, p.7-25.

MARTÍN, F.J.; CANO, V.S. y CÁCERES, J.J. (1993): "Unit roots and cointegration in agricultural prices indexes", Universidad de La Laguna, Mimeo.

NILSSON, C. y NILSSON, J. (1994): "A time series approach to selecting inflation indicators", *Sveriges Riksbank, Arbetsrapport*, nº 16.

OSBORN, D.R.; CHUI, A.P.L.; SMITH, J.P., y BIRCHENHALL, C.R. (1988): "Seasonality and the order of integration for consumption", *Oxford Bulletin of economics and statistics*, Vol. 50, nº 4, p.361-377.

PERRON, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, Vol.57, nº 6, p.1361-1401.

SAID, S.E., y DICKEY, D.A. (1984): "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, vol. 71, p.599-607.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9525 **Aurora Alejano y Juan M.ª Peñalosa:** La integración financiera de la economía española: efectos sobre los mercados financieros y la política monetaria.
- 9526 **Ramón Gómez Salvador y Juan J. Dolado:** Creación y destrucción de empleo en España: un análisis descriptivo con datos de la CBBE.
- 9527 **Santiago Fernández de Lis y Javier Santillán:** Regímenes cambiarios e integración monetaria en Europa.
- 9528 **Gabriel Quirós:** Mercados financieros alemanes.
- 9529 **Juan Ayuso Huertas:** ¿Existe un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9530 **Fernando Restoy:** Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo.
- 9531 **Juan Ayuso y María Pérez Jurado:** Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9532 **Paul Schulstad and Ángel Serrat:** An Empirical Examination of a Multilateral Target Zone Model.
- 9601 **Juan Ayuso, Soledad Núñez and María Pérez-Jurado:** Volatility in Spanish financial markets: The recent experience.
- 9602 **Javier Andrés e Ignacio Hernando:** ¿Cómo afecta la inflación al crecimiento económico? Evidencia para los países de la OCDE.
- 9603 **Barbara Dluhosch:** On the fate of newcomers in the European Union: Lessons from the Spanish experience.
- 9604 **Santiago Fernández de Lis:** Classifications of Central Banks by Autonomy: A comparative analysis.
- 9605 **M.ª Cruz Manzano Frías y Sofía Galmés Belmonte:** Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9606 **Malte Krüger:** Speculation, Hedging and Intermediation in the Foreign Exchange Market.
- 9607 **Agustín Maravall:** Short-Term Analysis of Macroeconomic Time Series.
- 9608 **Agustín Maravall and Christophe Planas:** Estimation Error and the Specification of Unobserved Component Models.
- 9609 **Agustín Maravall:** Unobserved Components in Economic Time Series.
- 9610 **Matthew B. Canzoneri, Behzad Diba and Gwen Eudey:** Trends in European Productivity and Real Exchange Rates.
- 9611 **Francisco Alonso, Jorge Martínez Pagés y María Pérez Jurado:** Agregados monetarios ponderados: una aproximación empírica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9612 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations and Additive Outliers in Time Series Models.
- 9613 **Juan Ayuso and Juan L. Vega:** An empirical analysis of the peseta's exchange rate dynamics.
- 9614 **Juan Ayuso :** Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España.
- 9615 **Enrique Alberola Ila:** Optimal exchange rate targets and macroeconomic stabilization.

- 9616 **A. Jorge Padilla, Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Wage bargaining in industries with market power.
- 9617 **Juan J. Dolado and Francesc Marmol:** Efficient estimation of cointegrating relationships among higher order and fractionally integrated processes.
- 9618 **Juan J. Dolado y Ramón Gómez:** La relación entre vacantes y desempleo en España: perturbaciones agregadas y de reasignación.
- 9619 **Alberto Cabrero y Juan Carlos Delrieu:** Elaboración de un índice sintético para predecir la inflación en España.
- 9620 **Una-Louise Bell:** Adjustment costs, uncertainty and employment inertia.
- 9621 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Indicadores de inflación a corto plazo.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alicala, 50. 28014 Madrid