



Director: Antoni Espasa

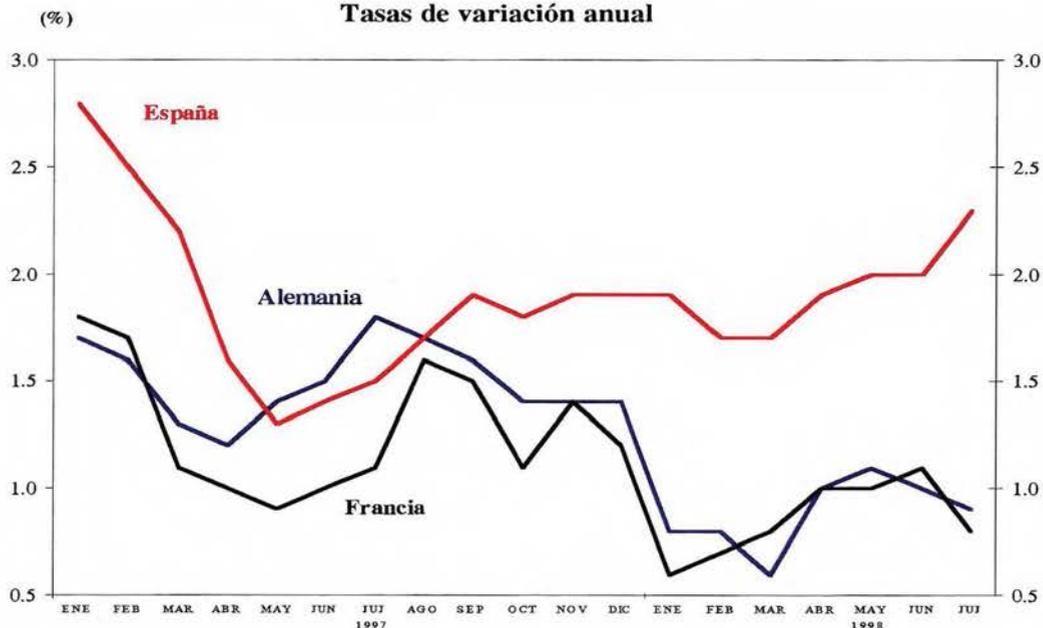
Nº
48

S
E
P
T
I
E
M
B
R
E

1
9
9
8

**LA SOLIDEZ DE LA INFLACIÓN TENDENCIAL ESPAÑOLA (2,2%)
AUMENTA LAS EXPECTATIVAS DE UN DIFERENCIAL DE
INFLACIÓN SIGNIFICATIVO CON ALEMANIA Y FRANCIA**

Indice de precios de consumo armonizado
Tasas de variación anual



TEMA A DEBATE: “Tendencia y ciclos en la economía española”
Antoni Espasa y J. Manuel Martínez

Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico
Instituto Flores de Lemus de Estudios Avanzados en Economía
UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID



BOLETIN Inflación y Análisis Macroeconómico

Indice

Resumen	pg.2
I. Evaluación de los precios relativos al mes de agosto	pg.4
II. Predicciones de inflación para los años 1998, 1999 y 2000	pg.9
III. Diferencial de inflación con Alemania y Francia.....	pg.14
IV. Coyuntura internacional	pg.18
APÉNDICE	pg.24
SPANISH INFLATION REPORT	pg.41
TEMA A DEBATE: "Tendencia y ciclos en la economía española". Antoni Espasa y J. Manuel Martínez	pg.45
PUBLICIDAD	pg.63
TRABAJOS DE INVESTIGACIÓN DE INTERÉS PARA LOS ANALISTAS DE LA COYUNTURA ECONÓMICA: "Un análisis de los efectos cíclicos de la política monetaria en España (1977-1996)". Juan J. Dolado y Ramón María-Dolores	pg.64

CONSEJO EDITORIAL:

Michele Boldrin, Juan José Dolado, Antoni Espasa y Juan Urrutia

DIRECTOR: Antoni Espasa

PREDICCIONES Y ANÁLISIS DE INFLACIÓN:
Eva Senra.

POLÍTICA ECONÓMICA Y ANÁLISIS INTERNACIONAL: Fermín Ezquer.

PREDICCIONES MACROECONÓMICAS:
M^a Dolores Martos y José Manuel Martínez.

COLABORADORES: Rebeca Albacete y Juan de Dios Tena.

COMPOSICIÓN: Gema Marcelo.

RESUMEN

La inflación en el mes de agosto ha sido del 0,27% muy de acuerdo con la predicción realizada en este Boletín del 0,24%, situándose la tasa de crecimiento interanual en el 2,07%.

La inflación tendencial, que recoge el comportamiento de los bienes elaborados no energéticos y servicios excepto las partidas de Aceites, Tabaco y Paquetes Turísticos, registró un aumento del 0,20% frente al 0,11% previsto. La inflación residual –la derivada de los precios de los alimentos no elaborados, energía, aceites, tabaco y Paquetes Turísticos- se comportó mejor de lo esperado, 0,48 frente a 0,68% beneficiándose del buen dato observado en algunos componentes de los Alimentos No Elaborados en el mes de agosto.

La causa del error de predicción en la inflación tendencial hay que buscarla en el sector de servicios, índice SERV-T en el que se eliminan los precios de los paquetes turísticos, que ha registrado una tasa anual del 3,44%, superior a los crecimientos observados los últimos meses. Las expectativas de crecimiento de este índice han empeorado, siendo tres los principales factores de este empeoramiento: (1) el aumento de precio de las tarifas telefónicas, que no sólo no ha sido neutro cómo se anunciaba, sino que ha sido superior a la predicción de crecimiento moderado realizada en esta publicación; (2) el precio de los transportes cuyas tasas de crecimiento han contribuido últimamente a moderar la inflación en el sector de servicios pero que actualmente tienden a tasas más altas, y (3) el precio de los Hoteles que tienden a consolidarse en tasas elevadas. Con todo ello, la inflación tendencial se consolida en el 2,2% para 1998 y el 2,3% para 1999.

RESUMEN (continuación)

A su vez, a medida que pasa el tiempo el intervalo de confianza alrededor de dichos valores se va estrechando y cada vez es más improbable que la inflación en 1999 no supere el 2%.

Las expectativas sobre los precios de los Alimentos No Elaborados y de la energía han mejorado, pero las tasas de crecimiento de la inflación residual se han visto revisadas al alza con los datos de agosto debido al comportamiento del índice XT, formado por Tabaco, Aceites y Paquetes Turísticos. Las medias estimadas para la inflación residual en 1998 y 1999 son el 1,23 y 3,06%, respectivamente.

La tasa de inflación mensual esperada para el mes de septiembre es del 0,25%, debido a un crecimiento del 0,19 % en la inflación tendencial y del 0,47% en la residual. La predicción de la tasa anual del IPC para diciembre de 1998 ha empeorado estimándose ahora en un 2%.

	TASA DE CRECIMIENTO ANUAL MEDIO			
	1997	1998	1999	2000
<i>Inflación Residual</i>	1,07	1,23	3,06	2,77
<i>Inflación Tendencial</i>	2,24	2,21	2,32	2,28
<i>Inflación en el IPC</i>	1,97	1,99	2,48	2,39

La inflación en España se caracteriza por haber tenido una inflación tendencial extraordinariamente estable, mientras que la inflación residual ha evolucionado de forma muy oscilante. Así, durante 1997 y 1998 la inflación residual ha contribuido favorablemente debido al comportamiento de los aceites y de la energía, pero no se espera que eso sea así en 1999. En consecuencia, la probabilidad de que la inflación en el IPC esté por encima de la inflación tendencial –estimada en el 2,32%- en 1999 es alta. En concreto el crecimiento anual medio de IPC previsto para 1999 se sitúa en el 2,48Y%.

A partir de este mes se incorporan las predicciones de inflación para el año 2000. Al igual que en 1999, la inflación tendencial se mantendrá estable durante el año 2000 en valores alrededor del 2,3%, alcanzando una media anual del 2,28%. La inflación residual tampoco tendrá un comportamiento favorable en el 2000 con un crecimiento medio superior al tendencial y estimado en el 2,77%. Con todo ello la tasa de crecimiento medio anual del IPC en el 2000 será el 2,39%.

La tasa de inflación anual en Alemania en el mes de agosto cayó al 0,8%, el nivel más bajo desde 1991. Este hecho unido a la estabilidad de la inflación tendencial española en el 2,2% en 1998 con posibilidades de subir al 2,3% en 1999 hace que se consoliden expectativas de diferenciales significativos con Francia y Alemania.

La tormenta financiera desencadenada a partir de las dificultades surgidas en Rusia, Asia y Latinoamérica ha llevado a una corrección a la baja en las expectativas de crecimiento de las economías desarrolladas.

De este modo el temor a próximos repuntes en el tipo de interés en Alemania y EEUU ante el riesgo de una evolución al alza de la inflación se aleja en el tiempo. La desaceleración en el componente exterior de la demanda agregada compensará el vigoroso componente doméstico de estas economías, permitiendo una estabilidad de precios que no se verá interrumpida hasta que cesen los condicionantes externos. Es de prever entonces que no sea hasta la segunda mitad de 1999 cuando se observe una tendencia al alza en los tipos de intervención.

I EVALUACIÓN DE LOS PRECIOS RELATIVOS AL MES DE AGOSTO

La inflación en el mes de agosto fue el 0,27%, muy de acuerdo con la predicción del 0,24%.

La inflación tendencial creció el 0,20%, por encima del 0,11% previsto, mientras que la inflación residual se comportó mejor de lo esperado, 0,48% frente a 0,68%.

El índice BENE-X, que recoge la inflación tendencial en bienes, se comportó muy de acuerdo con lo esperado.

El error cometido en la inflación tendencial en los mercados de servicios (SERV-T) ha sido debido principalmente a la subida de los precios del teléfono (5,3%), pero también a otras partidas como la inflación en el sector del transporte (0,17%) y hoteles (2,06%).

Los precios de la energía (ENE) se comportaron exactamente según lo previsto. El índice XT creció el 1,62%, por encima de la predicción del 0,63%.

La inflación en el mes de agosto ha sido del 0,27% muy de acuerdo con la predicción realizada en este Boletín del 0,24%, situándose la tasa de crecimiento interanual en el 2,07%.

La inflación tendencial, que recoge el comportamiento de los bienes y servicios no energéticos excepto las partidas de Aceites, Tabaco y Paquetes Turísticos, registró un aumento del 0,20% frente al 0,11% previsto, debido principalmente al comportamiento de los servicios. La tasa interanual de la inflación tendencial alcanzada en agosto ha sido del 2,26%, rompiendo ligeramente la estabilidad dominante en este componente durante 17 meses en torno al 2,2%. La inflación residual se comportó mejor de lo esperado, 0,48 frente a 0,68%, beneficiándose del buen dato observado en algunos componentes de los Alimentos No Elaborados en el mes de agosto.

La inflación tendencial mensual en los mercados de bienes, recogida por el índice BENE-X (que agrupa los precios de los bienes elaborados no energéticos excluidos aceites y tabaco), ha sido del 0,08% frente a la predicción del 0,07%. No obstante, es preciso destacar el ligero repunte de los precios de los automóviles, que crecieron un 0,30% en lugar del 0,07% previsto, superando en tasa anual el 1% por primera vez en lo que va de año.

La inflación tendencial en el sector de servicios (índice SERV-T), en la que se eliminan los precios de los paquetes turísticos, ha registrado una tasa anual del 3,44% superior a los crecimientos observados los últimos meses. El crecimiento mensual del índice SERV-T ha sido el 0,39% peor que la previsión del 0,18% realizada en el anterior Boletín. El principal error de predicción ha sido debido al comportamiento de los precios del teléfono que aumentaron un 5,63% frente al valor del 2,00% previsto, pero también se han producido errores en otras partidas como transporte (0,17 frente a 0,05%) y hoteles (2,06 frente a 0,99%).

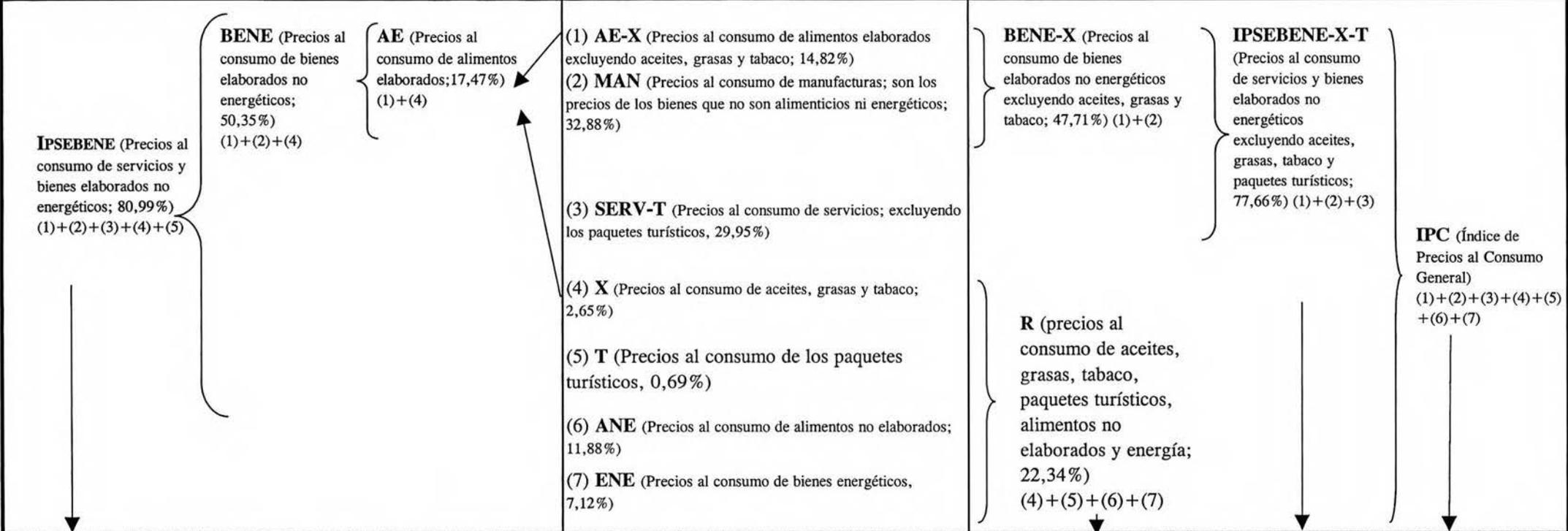
En el comportamiento de los componentes de la inflación residual ha habido disparidad. Los precios de la energía –ENE– se comportaron exactamente según lo previsto descendiendo un 0,73%. Los precios del índice XT, formado por los aceites, tabaco y paquetes turísticos, subieron un 1,62% por encima de la previsión del 0,63%. En los precios del Tabaco no hubo novedad mientras que los precios de los Aceites se mantuvieron constantes en lugar de descender el 0,31%

Cuadro 1

AGREGADOS SOBRE LOS COMPONENTES BÁSICOS

COMPONENTES BÁSICOS

AGREGADOS SOBRE LOS COMPONENTES BÁSICOS



INFLACIÓN SUBYACENTE (Se calcula sobre el IPSEBENE)

INFLACIÓN RESIDUAL (Se calcula sobre R)

INFLACIÓN TENDENCIAL (Se calcula sobre el IPSEBENE-X-T)

INFLACIÓN (Se calcula sobre el IPC)

$$IPC = 0,1482 AE-X + 0,3288 MAN + 0,2995 SERV-T + 0,0265 X + 0,0069 T + 0,1188 ANE + 0,0712 ENE$$

Fuente: INE y elaboración propia
 Fecha de elaboración: 11 de septiembre de 1998

CUADRO 2A

<i>A. Componente innovador (errores de predicción) en los datos de precios al consumo en España</i>			
<i>Indices de Precios al Consumo (IPC)</i>	<i>Crecimiento observado en el mes de agosto</i>	<i>Predicciones con información hasta julio</i>	<i>Intervalos de confianza(*)</i>
<i>(1) AE-X (14.82%)</i>	<i>0.10</i>	<i>0.09</i>	<i>± 0.18%</i>
<i>(2) MAN (32.88%)</i>	<i>0.07</i>	<i>0.06</i>	<i>± 0.16%</i>
<i>BENE-X [1+2] (47.41%)</i>	<i>0.08</i>	<i>0.07</i>	<i>± 0.14%</i>
<i>(3) SERV-T (29.95%)</i>	<i>0.39</i>	<i>0.18</i>	<i>± 0.17%</i>
<i>IPSEBENE-X-T [1+2+3] (77.66%)</i>	<i>0.20</i>	<i>0.11</i>	<i>± 0.13%</i>
<i>(4) X+T (3.34%)</i>	<i>1.62</i>	<i>0.63</i>	
<i>(5) ANE (11.88%)</i>	<i>0.76</i>	<i>1.56</i>	<i>± 1.09%</i>
<i>(6) ENE (7.12%)</i>	<i>-0.73</i>	<i>-0.73</i>	
<i>R [4+5+6] (22.34%)</i>	<i>0.48</i>	<i>0.68</i>	
<i>IPC [1+2+3+4+5+6] (100%)</i>	<i>0.27</i>	<i>0.24</i>	<i>± 0.15%</i>
<i>(*) Al 80% de significación.</i>			

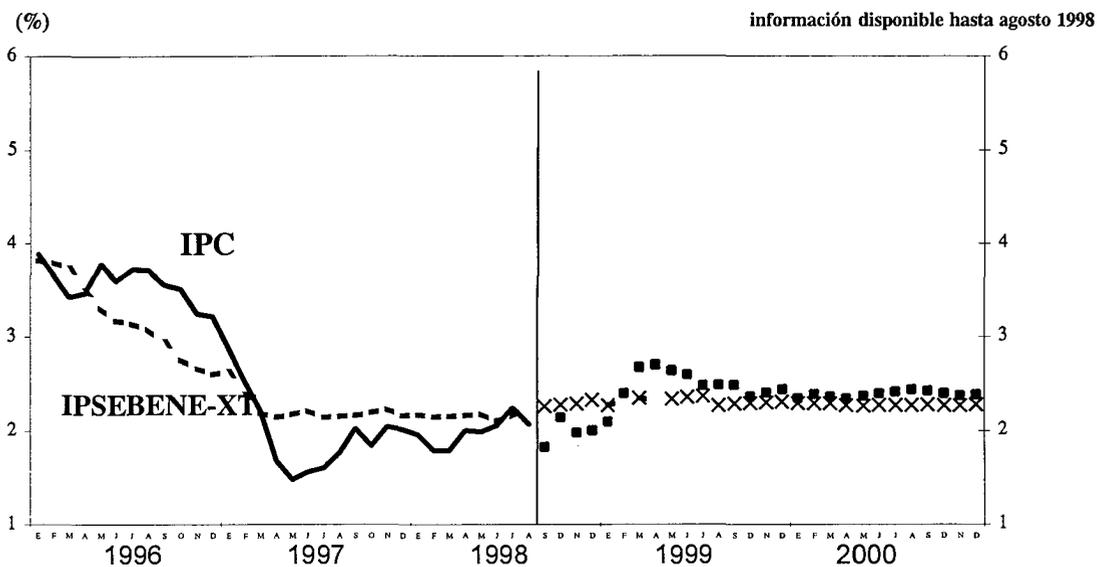
Fuente: INE y elaboración propia
Fecha de elaboración: 11 de septiembre de 1998.

<i>B. Componente innovador (errores de predicción) en los datos de precios al consumo en USA y Alemania</i>			
<i>Indices de Precios al Consumo (IPC)</i>	<i>Crecimiento observado en el mes de agosto</i>	<i>Predicciones con información hasta julio</i>	<i>Intervalos de confianza(*)</i>
USA	0.16	0.14	±0.29%
ALEMANIA	-0.06	0.09	±0.23%
FRANCIA	0.17	0.01	±0.20%
<i>(*) Al 80% de significación.</i>			

Fuente: INE y elaboración propia
Fecha de elaboración: 22 de Septiembre de 1998.

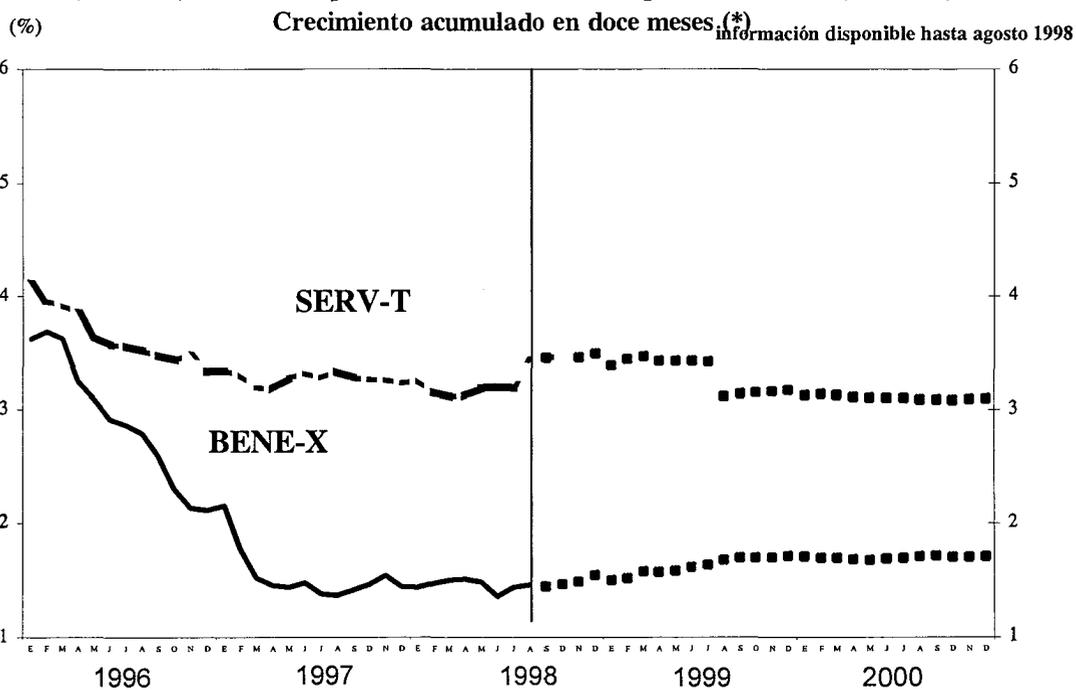
PANEL A

Índice de precios al Consumo (IPC) e Índice de Precios de Servicios y Bienes
Elaborados No Energéticos Sin Grasas, Tabaco y Paquetes turísticos (IPSEBENE-XT)
Crecimiento acumulado en doce meses (*)



PANEL B

Índice de precios de Bienes Elaborados No Energéticos Sin Grasas ni Tabaco
(BENE-X) e Índice de precios de Servicios Sin Paquetes Turísticos (SERV-T)



Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico Universidad Carlos III de Madrid)

Fecha: 22 de septiembre de 1998

(*) Las tasas están asignadas al final del período y desde septiembre de 1998 los datos son predicciones

previsto y Paquetes Turísticos registró una subida del 6,49% muy superior a la predicción del 2,82%.

El buen comportamiento de la inflación residual ha sido debido al índice de Alimentos No Elaborados (ANE) que crecieron el 1,17% frente a la predicción del 1,56%.

En conclusión, se tiene que la inflación en agosto se ha comportado muy de acuerdo con lo esperado y que la sorpresa en la inflación tendencial reside básicamente en que las tarifas telefónicas subieron más del 2% estimado.

Por último en los precios de los Alimentos No Elaborados se han producido empeoramiento de las expectativas en los precios de los Moluscos, Huevos, Frutas y Legumbres, pero han sido superior en importancia las mejoras registradas en los precios de las Carnes y Pescados, con crecimientos del 1,28 y 2,46% frente a las predicciones del 2,46 y 4,29% realizadas en el anterior Boletín.

En conclusión se tiene que los precios al consumo relativos al mes de agosto se han comportado muy de acuerdo con lo esperado. No obstante, este hecho ha sido debido a una ligera innovación al alza en el componente de inflación tendencial que ha sido compensada por un comportamiento mejor de lo previsto en la inflación residual. La sorpresa en la inflación tendencial reside básicamente en que las tarifas telefónicas subieron más del 2% que se había estimado. No obstante, ya se advirtió en el BOLETÍN anterior que tal estimación tendría que ser imprecisa, dado que se desconoce el procedimiento que aplica el INE para repercutir las nuevas tarifas telefónicas en su índice de precios al consumo de los servicios telefónicos.

II PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA LOS AÑOS 1998, 1999 Y 2000

El índice AE-X continúa la desaceleración prevista en anteriores boletines.

Las expectativas de crecimiento del índice de Alimentos Elaborados excluidos el tabaco y los aceites (AE-X) no han variado con la publicación del dato de agosto. Su tasa de crecimiento anual en dicho mes ha sido el 1,12%, continuando el proceso de desaceleración anunciado en los últimos boletines, si bien cabe esperar que en los próximos meses repunte ligeramente. Las predicciones de crecimiento anual medio se sitúan en el 1,46 y 1,51% para 1998 y 1999, valores muy parecidos a los recogidos en el boletín anterior. Para el año 2000 el crecimiento medio esperado es el 1,63%.

Dentro de la estabilidad dominante en los precios de las manufacturas, se han revisado al alza los precios de los automóviles.

Las predicciones de crecimiento anual medio de los precios del vestido (VEST) son del 1,97 y 1,87% para 1998 y 1999, respectivamente, y la de los precios del calzado se sitúan en el 2,38 en 1998 y 2,83% en 1999. Se han revisado ligeramente al alza las predicciones de los precios de los automóviles situándose los crecimientos medios anuales en los años mencionados en el 0,75 y 1,34% respectivamente. Por último han mejorado ligeramente las expectativas de crecimiento del resto de manufacturas (REST) prediciéndose el crecimiento medio de 1998 en el 1,34% y el de 1999 en el 1,54%. Con todo ello, al igual que en el Boletín anterior, se sigue

Cuadro 3																
Crecimientos anuales del índice de precios al consumo 1998-2000 (a)																
Concepto (**)	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Med98/ Med97(b)	Med99/ Med98(c)	Med00/ Med99 (d)
IPSEBENE-XT [(1) + (2) + (3)] = (77,66%)	1998	2.17	2.15	2.15	2.16	2.18	2.11	2.15	2.26	2.26	2.28	2.29	2.34	2.21		
	1999	2.27	2.31	2.35	2.33	2.34	2.36	2.37	2.27	2.29	2.30	2.30	2.31		2.32	
	2000	2.30	2.29	2.29	2.27	2.27	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28		
IPC (100%)	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99		
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44		2.48	
	2000	2.35	2.39	2.37	2.35	2.37	2.40	2.42	2.44	2.43	2.40	2.38	2.39			

* La tasa T1,12 normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales, por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente. por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente.

** En cada concepto se recoge entre paréntesis la ponderación en el IPC general.

(a) A partir de septiembre de 1998 los datos son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(c) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

(d) Tasa de crecimiento del nivel medio del 2000 sobre el nivel medio de 1999.

Cuadro 4																
Crecimientos mensuales del índice de precios al consumo 1998-2000 (a)																
Concepto (*)	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Dic98/ Dic97(b)	Dic99/ Dic98(c)	Dic00/ Dic99(d)
IPSEBENE-XT [(1) + (2) + (3)] = (77,66%)	1998	0.42	0.22	0.13	0.23	0.15	0.11	0.10	0.20	0.19	0.23	0.19	0.13	2.34		
	1999	0.36	0.26	0.18	0.21	0.16	0.12	0.11	0.11	0.21	0.23	0.19	0.14		2.31	
	2000	0.34	0.26	0.18	0.19	0.16	0.13	0.12	0.11	0.21	0.23	0.19	0.15			
IPC (100%)	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	2.00		
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32		2.44	
	2000	0.24	0.10	0.29	0.26	0.09	0.05	0.28	0.29	0.24	0.12	0.07	0.32			

* En cada concepto se recoge entre paréntesis su ponderación en el IPC general.

(a) A partir de septiembre de 1998 los datos son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento de diciembre de 1998 sobre diciembre de 1997.

(c) Tasa de crecimiento de diciembre de 1999 sobre diciembre de 1998.

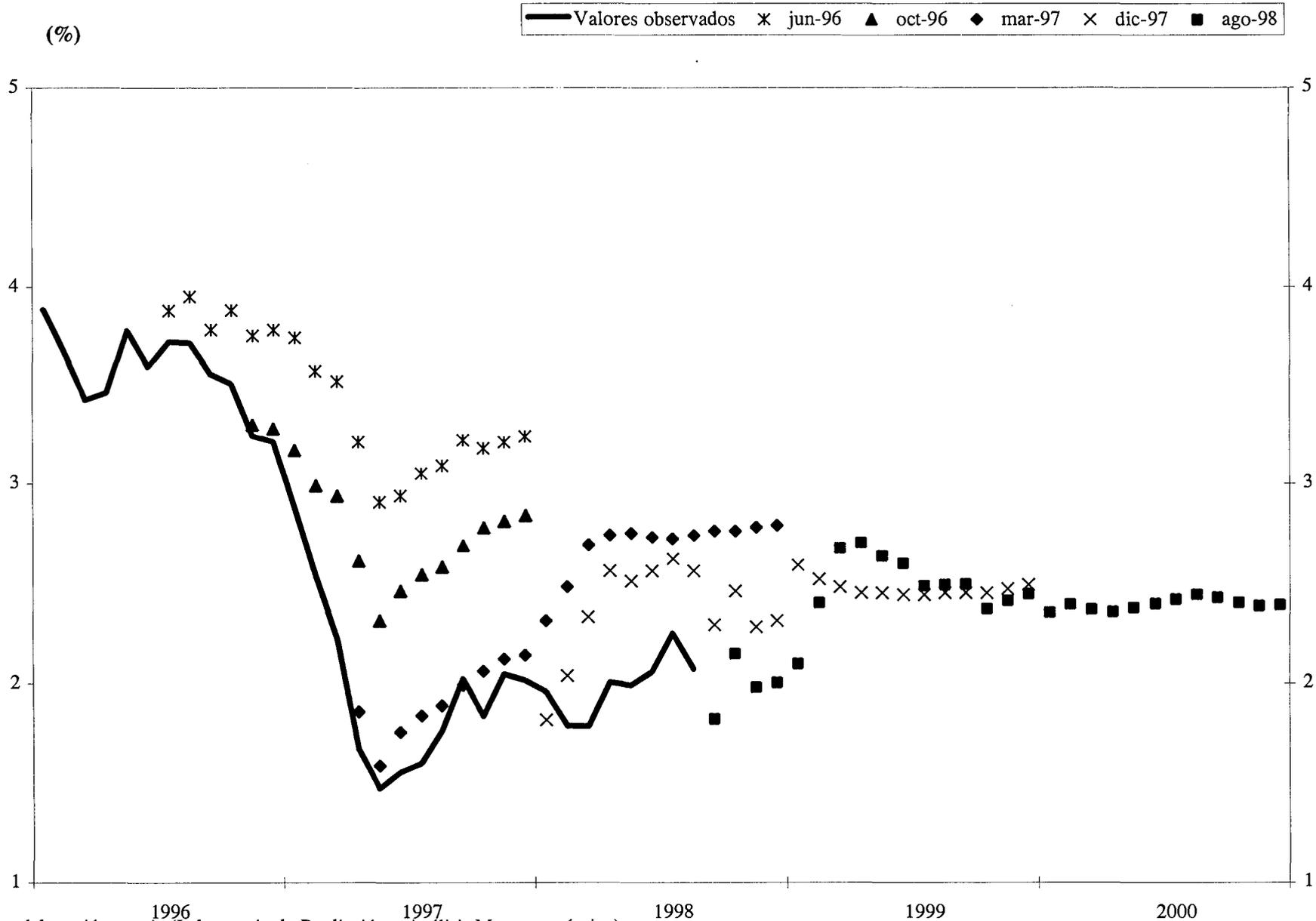
(d) Tasa de crecimiento de diciembre del 2000 sobre diciembre de 1999.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

Evolución de la inflación en 1997 y 1998

Predicciones realizadas desde junio de 1996



Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico)

Universidad Carlos III de Madrid

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998

prediciendo tasas anuales para los precios de las manufacturas (MAN) en torno al 1,6% en lo que queda de año y alrededor del 1,6-1,7% durante los años 1999 y 2000, alcanzando unas medias anuales del 1,47, 1,67 y 1,73% respectivamente.

La inflación tendencial en los mercados de bienes registrará valores medios anuales del 1,47, 1,62 y 1,70% en 1998, 1999 y 2000 respectivamente.

Un buen indicador de la inflación tendencial en los mercados de bienes se obtiene a partir de índice BENE-X que agrupa los índices AE-X y MAN. Las expectativas de crecimiento del índice BENE-X apenas han cambiado. Se espera que la media anual de este índice alcance valores del 1,47 y 1,62% en 1998 y 1999 respectivamente, mientras que en el año 2000 alcanzará el 1,70%.

Los precios del Teléfono, Transportes y Hoteles empeoran las expectativas de inflación tendencial en los mercados de servicios.

La inflación tendencial en servicios viene recogida por el índice SERV-T y han empeorado sus expectativas de crecimiento rompiendo la estabilidad dominante en esta serie. Los causantes de este empeoramiento son principalmente tres: (1) el aumento de precio de las tarifas telefónicas, que no sólo no ha sido neutro cómo se anunciaba, sino que ha sido superior a la predicción de crecimiento moderado realizada en esta publicación; (2) el precio de los transportes cuyas tasas de crecimiento han contribuido últimamente a moderar la inflación en el sector de servicios pero que tienden a tasas más altas (2,39, 2,94 y 3,05% en 1998, 1999 y 2000 respectivamente), y (3) el precio de los Hoteles que tienden a consolidarse en tasas elevadas (5,69 y 4,15% en 1998 y 1999 respectivamente). Con todo esto las expectativas para el índice SERV-T se sitúan en el 3,30% para 1998, 3,31% en 1999, y 3,10% en el 2000.

La inflación tendencial se consolida en el 2,2% en 1998 y en el 2,3% en 1999 y 2000.

Agregando los índices BENE-X y SERV-T se obtiene el índice IPSEBENE-XT que es un buen indicador de la inflación tendencial en la economía española. Con la publicación del dato de inflación de agosto la inflación tendencial se consolida en el 2,2% para 1998 y el 2,3% para 1999 y 2000, tal y como recogen los Cuadros 3 y 4, y el Gráfico 1. A su vez, a medida que pasa el tiempo el intervalo de confianza alrededor de dichos valores se va estrechando y cada vez es más improbable que la inflación en 1999 no supere el 2%.

La inflación residual tendrá un comportamiento favorable para el total de la inflación española durante 1998 con un crecimiento medio del 1,23%.

La inflación residual, índice R, agrega los componentes más oscilantes de la inflación española, tal y como se recoge en el cuadro 1 y sus tasas de crecimiento se han visto revisadas al alza a valores del 1,23 y 3,06% para 1998 y 1999, respectivamente. En concreto, todos los componentes del índice XT, Tabaco, Aceites y Paquetes Turísticos, han sufrido revisiones al alza, lo que sitúa a este índice en unos valores medios anuales del 5,62, 7,34 y 4,15% para 1998, 1999 y 2000 respectivamente, muy superiores al resto de componentes de la inflación. El índice de Alimentos No

Elaborados (ANE) ha mejorado ligeramente sus expectativas de crecimiento con respecto a las publicadas el mes pasado (2,75, 3,46 y 3,03% para 1998, 1999 y 2000 respectivamente), pero aún así sus predicciones se sitúan también en niveles superiores a la tendencial. Por último el único componente que continúa contribuyendo a moderar la inflación residual son los precios de la Energía (ENE) con descensos medios anuales del 3,71 y 0,37% para 1998 y 1999 respectivamente, y una subida media anual del 1,35% en el 2000.

La inflación prevista para el mes de octubre es de 0,25%.

La tasa de inflación esperada para el mes de septiembre es del 0,25%, debido a un crecimiento del 0,19 % en la inflación tendencial y del 0,47% en la residual. La tasa anual para diciembre de 1998 ha empeorado estimándose ahora en un 2,01%. En 1999 el comportamiento de la inflación será volátil pasando del 2,11% en enero al 2,71% en abril para volver a caer al 2,44% en diciembre de 1999, debido al comportamiento de la inflación residual. Las medias anuales también se han visto revisadas al alza esperándose un 1,99% en 1998 y un 2,49% en 1999.

El siguiente cuadro recoge la evolución media de los principales agregados en 1997, 1998, 1999 y 2000:

	Tasa de crecimiento anual medio			
	1997	1998	1999	2000
Inflación Residual				
- Global de precios en la inflación residual	1,06	1,23	3,06	2,77
- Componentes:				
Aceites	-26,9	-9,96	2,49	2,00
Tabaco	16,1	9,25	7,12	0,75
Paquetes Turísticos	14,8	18,48	13,15	8,77
Alim. No Elaborados	0,87	2,75	3,46	3,03
Energía	2,41	-3,71	-0,37	1,35
Inflación Tendencial	2,24	2,21	2,32	2,28
Inflación en el IPC	1,97	1,99	2,48	2,39

La probabilidad de que la inflación en el IPC esté por encima de la inflación tendencial -estimada en el 2,32%- en 1999 es alta.

Tal y como se aprecia en este cuadro, la inflación en España se caracteriza por haber tenido una inflación tendencial extraordinariamente estable, mientras que la inflación residual ha evolucionado de forma muy oscilante. Así, durante 1997 y 1998 la inflación residual ha contribuido favorablemente debido al comportamiento de los aceites y de la energía, pero no se

espera que eso sea así en 1999. En consecuencia, la probabilidad de que la inflación en el IPC esté por encima de la inflación tendencial –estimada en el 2,32%– en 1999 es alta. En concreto el crecimiento anual medio del IPC previsto para 1999 se sitúa en el 2,49%.

Al igual que en 1999, la inflación tendencial se mantendrá estable durante el año 2000 en valores alrededor del 2,3%, alcanzando una media anual del 2,28%. La inflación residual tampoco tendrá un comportamiento favorable en el 2000 con un crecimiento medio superior al tendencial y estimado en el 2,77%. Con todo ello la tasa de crecimiento medio anual del IPC en el 2000 será el 2,39%.

III DIFERENCIAL DE INFLACIÓN CON ALEMANIA Y FRANCIA

Las tasas de inflación anual en Alemania y Francia fueron el 0,8 y el 0,7% respectivamente en el mes de agosto.

La tasa de inflación anual en Alemania en el mes de agosto descendió el 0,8%, el nivel más bajo desde 1991, situándose su crecimiento medio en el 1,09%. En Francia, la tasa de inflación anual se ha situado en el 0,7% con lo que la inflación media esperada en 1998 es el 0,84%. Por su parte, la inflación española ha registrado durante 1997 y 1998 tasas anuales de crecimiento inferiores al 2%, que han supuesto también mínimos históricos.

Los diferenciales de los precios españoles con Francia y Alemania en los principales grupos del IPCA han permanecido constantes, e incluso han empeorado en algunos sectores como Alimentación y Bebidas No Alcohólicas.

Los Gráficos 3 y 4 recogen la evolución de los índices de precios al consumo armonizados (IPCA) de España, Francia y Alemania para los principales grupos. Si se analizan los diferenciales resultantes de la comparación de estos índices, se tiene que en 1997 y 1998 tales diferenciales no se han reducido, sino que, en el mejor de los casos, se han mantenido constantes. Destaca además el comportamiento del grupo de Alimentación y Bebidas No Alcohólicas, donde la influencia de los precios de Aceites y grasas (índice ACEGRA) y de los Alimentos No Elaborados (índice ANE) ha sido beneficiosa durante 1997 y los primeros cuatro meses de 1998, causando un diferencial de inflación negativo en este sector. No obstante, este efecto ya ha desaparecido y el diferencial de inflación vuelve a ser positivo.

Durante estos últimos años en la economía española ha habido un gran avance en la lucha contra la inflación, pero tal y como se viene señalando en anteriores boletines y se puede comprobar en el Gráfico 1, la inflación tendencial (índice IPSEBENE-XT) ha permanecido estable en el 2,2% desde marzo de 1997. Este hecho pone de manifiesto que los buenos datos de inflación registrados durante 1997 y 1998 han sido debidos al comportamiento de la inflación residual (índice R) formada por los elementos más oscilantes de la inflación.

CUADRO 5

<u>Cuadro Macroeconómico e Indicadores</u>	<u>Tasas Anuales</u>	
	1998	1999
Consumo privado nacional	3,5	3,5
Consumo público	2,0	2,2
Formación bruta capital fijo	7,6	6,6
- Equipo	10,0	8,4
- Construcción	6,0	5,4
Variación de existencias ¹	0,0	0,1
Demanda nacional	4,2	4,1
Exportación bienes y servicios	11,5	10,6
Importación bienes y servicios	12,5	11,7
Saldo exterior ¹	-0,5	-0,6
PIB	3,7	3,5
PIB, precios corrientes	5,7	5,9

Precios y Costes

IPC, media anual	2,0	2,5
IPC, dic/dic.	2,0	2,4
Remuneración (coste laboral) por asalariado	2,4	2,5
Coste laboral unitario	1,8	2,0

Mercado de Trabajo

Población Activa (% variación)	0,9	0,7
Empleo:		
- variación media en %	3,4	3,0
- variación media en miles	436,0	390,0
Tasa de paro (% población activa)	18,8	17,1

Otros Equilibrios Básicos

Sector exterior		
Saldo de la balanza por cta. cte.(m.m.pts)	290,0	70,0
Capacidad (+) o necesidad (-) de financiación (% PIB) ²	1,2	0,9
AA.PP. (Total)		
Capacidad(+)o Necesidad (-) de financiación (% del PIB)	-2,4	-1,9

Otros Indicadores Económicos

Índice de Producción Industrial	5,8	4,6
---------------------------------	-----	-----

25 de Septiembre de 1998

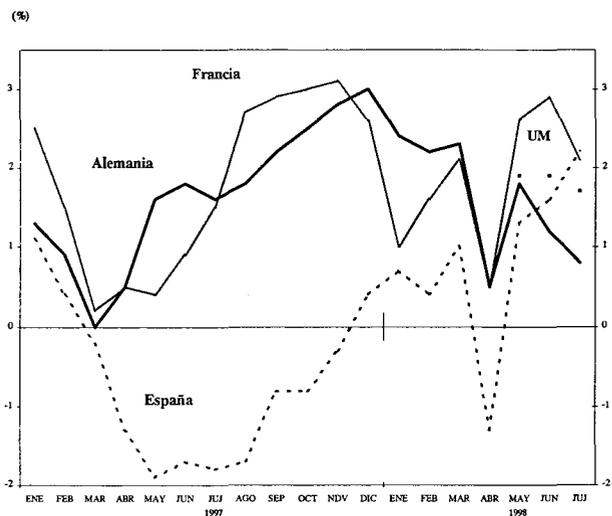
¹ Contribución al crecimiento del PIB, en puntos porcentuales.

² En términos de contabilidad nacional.

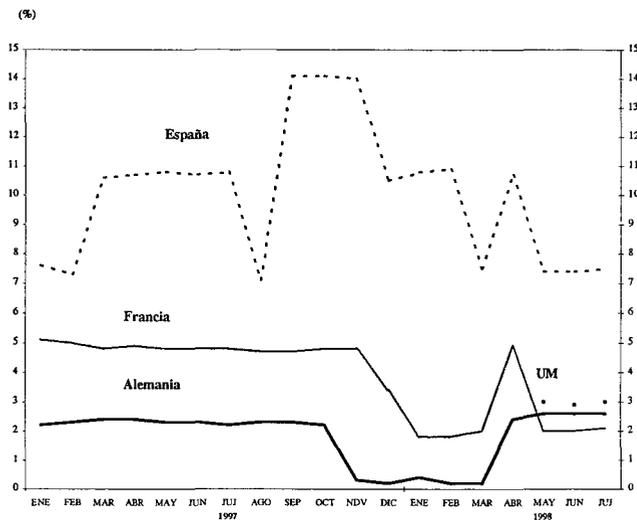
(*) Sección patrocinada por la Cátedra Fundación Universidad Carlos III de Predicción y Análisis Macroeconómico.

INDICE DE PRECIOS DE CONSUMO ARMONIZADO TASAS DE VARIACION ANUAL

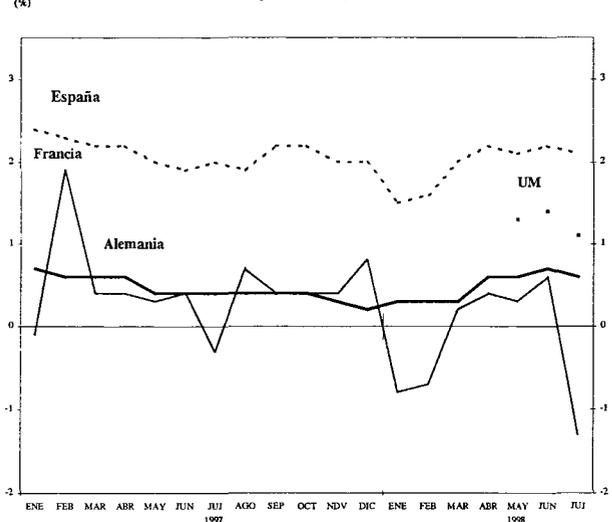
Alimentos y bebidas no alcohólicas (27.25%)



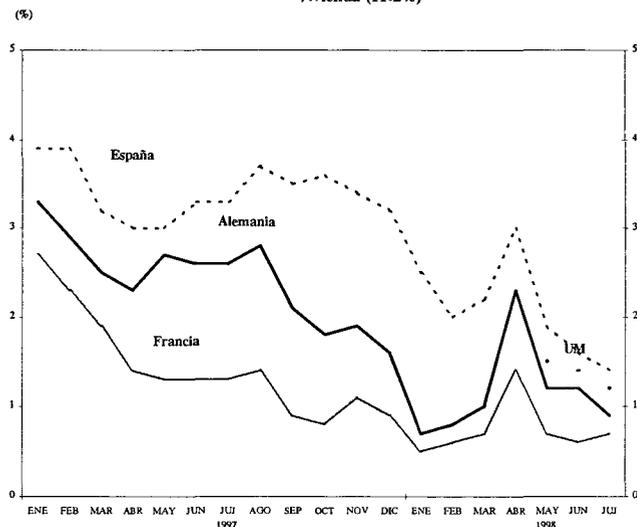
Bebidas alcohólicas y tabaco (3.2%)



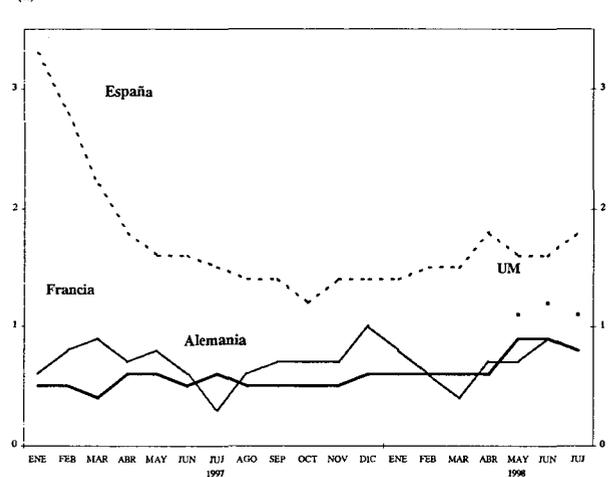
Vestido y calzado (11.4%)



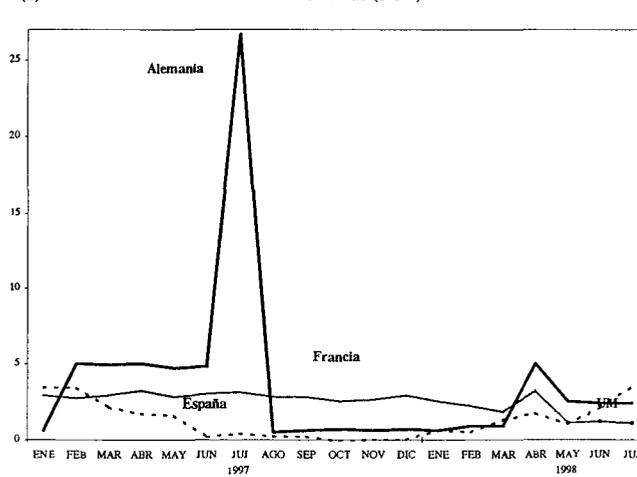
Vivienda (11.2%)



Menaje (6.5%)



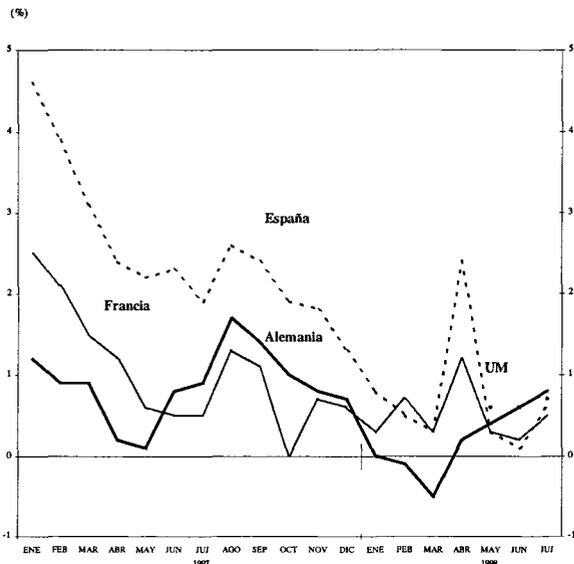
Medicinas (0.8%)



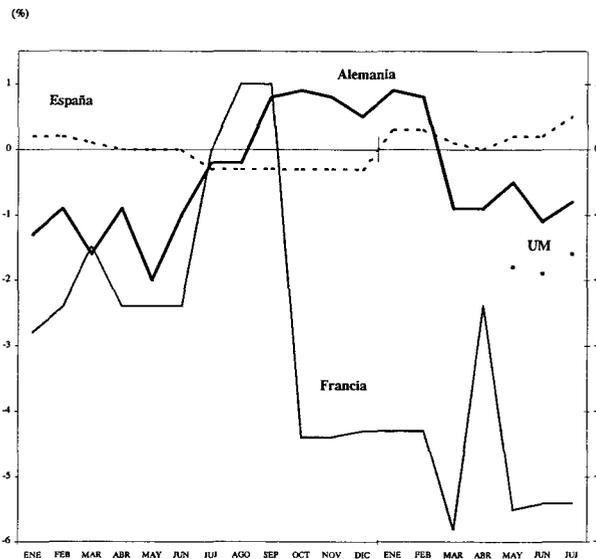
Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).
Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

INDICE DE PRECIOS DE CONSUMO ARMONIZADO
TASA DE VARIACIÓN ANUAL

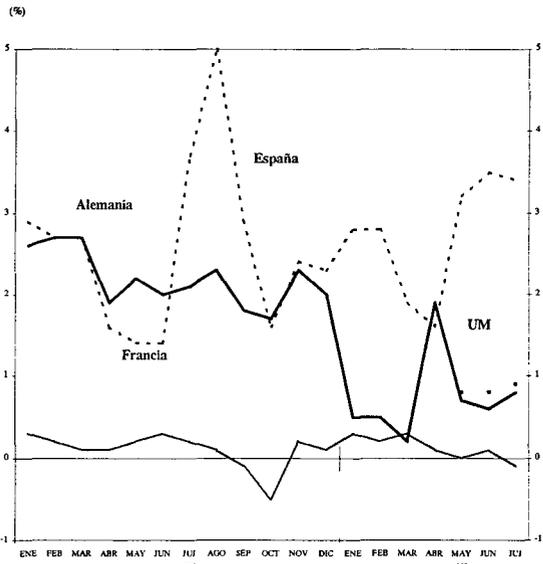
Transporte (14.6%)



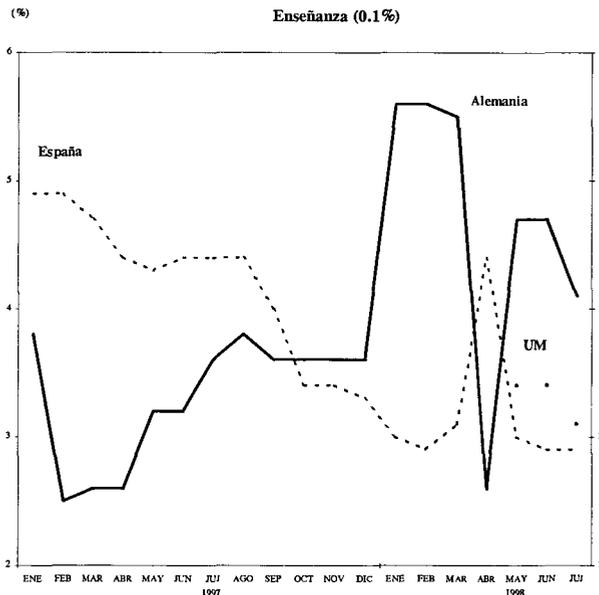
Comunicaciones (1.6%)



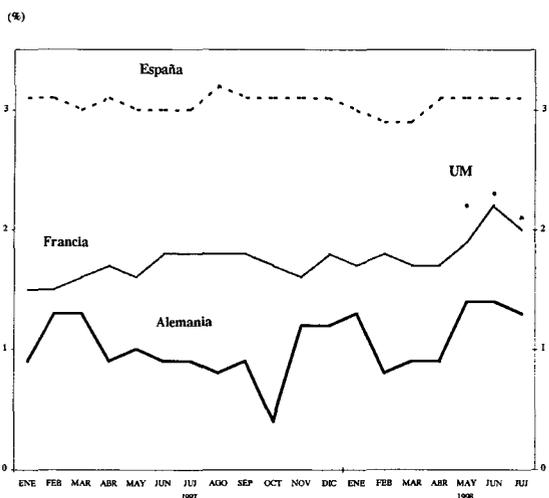
Ocio y cultura (6.9%)



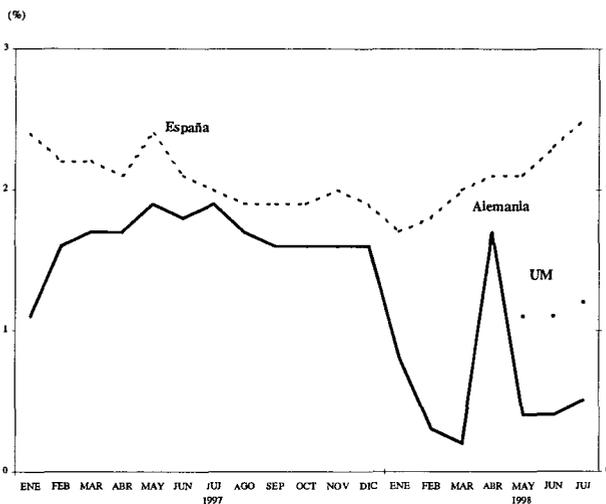
Enseñanza (0.1%)



Hoteles, restaurantes y cafeterías (11.8%)



Otros (4.4%)



Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).
Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

Se consolidan las expectativas de un diferencial de inflación significativo con Francia y Alemania.

Tal y como se ha comentado en la sección anterior las expectativas de inflación tendencial en la economía española se sitúan en el 2,3% para 1999, lo que unido a una contribución negativa de la inflación residual, situarán la inflación española en el 2,48%, lo que hace que se consoliden expectativas de diferenciales de inflación significativas con Francia y Alemania.

IV COYUNTURA INTERNACIONAL

La tormenta financiera desatada en los últimos meses a raíz de las dificultades surgidas en Rusia, Asia y Latinoamérica han minado la confianza de los inversores y las perspectivas de crecimiento para los países desarrollados. Sin embargo, la situación descrita ha alejado el riesgo de recalentamiento de las principales economías tal como se detalla a continuación:

Estados Unidos.

Las actuales turbulencias del contexto internacional han deteriorado las cuentas exteriores americanas, lo que en términos del PNB ha dado lugar a una tasa de crecimiento anualizada del 1,6%, muy por debajo del 5,5% del primer trimestre.

El descenso de la actividad en el sudeste asiático y los problemas financieros en Sudamérica y Rusia han contribuido al deterioro de las cuentas exteriores norteamericanas. En el segundo trimestre el déficit comercial alcanzaba los 14,7 billones tras registrar 11,6 billones en el primer trimestre y 8.8 billones hace un año. Todo ello a pesar del descenso en la factura importadora gracias al menor precio del crudo.

En términos del PNB, esto ha dado lugar a una tasa de crecimiento anualizada del 1,6%, muy por debajo del 5,5% del primer trimestre.

Por el contrario, el sector doméstico de la economía sigue comportándose con vigor. La demanda agregada crece aupada por el consumo y la inversión, fundamentalmente en vivienda.

Por el contrario, el sector doméstico de la economía sigue comportándose con vigor. La demanda agregada crece aupada por el consumo y la inversión, fundamentalmente en vivienda.

Por lo que se refiere al empleo, su crecimiento alcanza ya el 2% lo que ha dejado la tasa de paro de agosto en el 4,5%.

En cuanto a la inflación y los tipos de interés, encontramos dos fuerzas opuestas que condicionan en gran medida el futuro a medio plazo.

Por un lado, el deterioro de las cuentas exteriores sugeriría la posibilidad de un descenso en los tipos de interés ante la tendencia a la baja que sobre los precios tiene un menor crecimiento del PNB.

El gobernador reconoce que las turbulencias en el contexto internacional harían viable un descenso de tipos, pero considera que la economía doméstica presenta serios síntomas de inflación lo cual aconseja cierta prudencia. De ahí que sea poco probable que la próxima reunión del FOMC el 29 de septiembre altere el tipo de intervención.

Por el contrario, la pujanza del sector doméstico unido a una tasa de paro supuestamente inferior a la compatible con la estabilidad de precios hacen temer la aparición de tensiones inflacionistas en cuanto desaparezcan los efectos de la tormenta financiera. De hecho, la inflación subyacente, la que no incluye energía y alimentación, subió un 0,2% en agosto elevando la tasa anual al 2,5% desde el 2,2% de julio. Se rompe así la tendencia a la baja registrada desde diciembre de 1995.

En resumen, el gobernador Greenspan reconoce que las turbulencias en el contexto internacional harían viable un descenso de tipos, pero insiste en que la economía doméstica presenta serios síntomas de inflación lo cual aconseja cierta prudencia. De ahí que en su declaración del 16 de septiembre admitiese que la política monetaria daría un giro hacia la neutralidad.

Es de esperar por ello que en la próxima reunión del FOMC el 29 de septiembre, se mantenga el tipo de los " Fed funds". La revisión al alza del mismo podría producirse a mediados de 1999 una vez que se normalice la situación exterior.

Unión Europea.

La actividad económica en Alemania ha sido menor en el segundo trimestre que en el primero.

La recesión económica en el sudeste asiático ha llevado a una desaceleración de las exportaciones netas europeas. Sin embargo, el continuo fortalecimiento del sector doméstico actúa como contrapeso de la economía y permite mantener unas expectativas de crecimiento optimistas.

En Alemania, la actividad ha sido menor en el segundo trimestre que en el primero. Esta evolución puede explicarse tanto por las menores exportaciones al sudeste asiático como por factores domésticos. Entre estos últimos destaca el trasvase de consumo del segundo trimestre al primero en previsión del incremento del IVA el 1 de abril.

Sin embargo, es de esperar que retome la senda alcista y crezca en torno al 3% en 1999. La mejora en las expectativas del sector empresarial (índice IFO) y los bajos tipos de interés estarían en la base de esta recuperación.

Sin embargo, es de esperar que Alemania retome la senda alcista y crezca en torno al 3% en 1999. La mejora en las expectativas del sector empresarial (índice IFO) y los bajos tipos de interés estarían en la base de esta recuperación. Francia por su parte sufre también la crisis asiática en mayor medida de lo esperado pero nuevamente el consumo y la inversión, principalmente en stocks, sostienen una tendencia positiva en el crecimiento. Para el próximo año se espera la introducción de medidas fiscales que incentiven el empleo lo que daría lugar a un nuevo avance en el consumo.

La mejora en el empleo ha sido mucho mayor en España y el Reino Unido que en Francia e Italia. Alemania por su parte ha registrado un aumento en el número de parados en el último trimestre. En los próximos meses es de esperar que el paro continúe su tendencia a la baja en toda Europa salvo en el Reino Unido a consecuencia del menor ritmo de crecimiento del PNB.

La inflación sigue contenida en valores reducidos en los países de la UEM, lo que aleja la posibilidad de repuntes en los tipos de interés hasta 1999. En el Reino Unido la inflación camina hacia valores más europeos. De seguir la actual tendencia el tipo repo podría estar en el 5% a finales de 1999.

La nota de contraste la pone el Reino Unido donde se va desacelerando el crecimiento a causa de unos tipos de interés superiores a los de su entorno, un menor dinamismo de la demanda doméstica y la apreciación de la libra.

El mercado de trabajo ha registrado una evolución dispar en los países de la Unión. La mejora en el empleo ha sido mucho mayor en España y el Reino Unido que en Francia e Italia. Alemania por su parte ha registrado un aumento en el número de parados en el último trimestre.

En los próximos meses es de esperar que el paro continúe su tendencia a la baja en toda Europa salvo en el Reino Unido a consecuencia del menor ritmo de crecimiento del PNB.

Por último, en lo que respecta a la inflación, es de esperar que se mantenga estable en los actuales valores, al menos a medio plazo, gracias al enfriamiento del sector exterior y a que existe un cierto exceso de capacidad.

La inflación interanual en Agosto fue el 0,8% en Alemania y el 0,7% en Francia (véase el Cuadro 2B). Las previsiones para fin de año son del 1,07% y el 0,86% respectivamente (tal y como se recoge en los Cuadros A5 y A6 en el Apéndice). En el Reino Unido los precios se comportaron algo mejor que los últimos meses permitiendo que la inflación interanual en el mes de agosto fuera del 3,3% frente al 3,5% de julio. La previsión para fin de año es del 3,1%. De continuar esta tendencia a la baja en los precios no sería de extrañar que el Banco de Inglaterra redujese el tipo de los repos al 5% a finales de 1999.

Este buen comportamiento de los precios aleja en el tiempo la posibilidad de un repunte en los tipos de intervención por parte del Bundesbank. Sin embargo no se descarta que el BCE aumente los tipos en 50 puntos básicos en 1999.

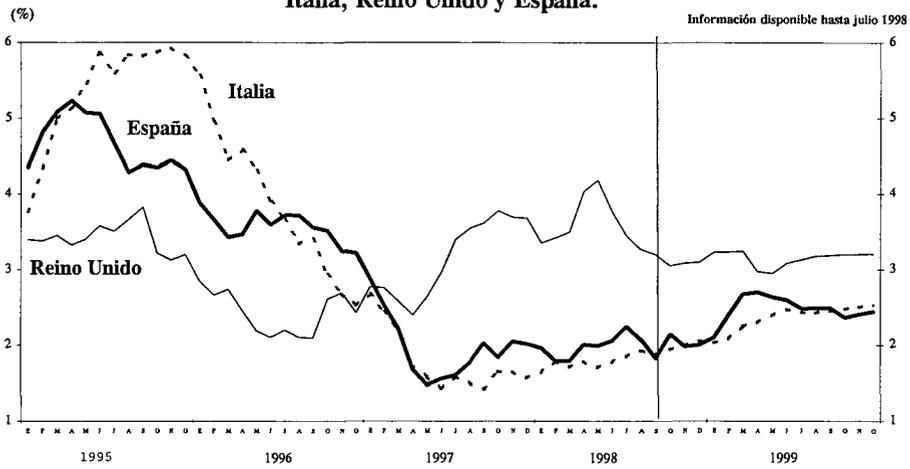
25 de septiembre de 1998

CUADRO RESUMEN DE CRECIMIENTO E INFLACIÓN INTERNACIONAL

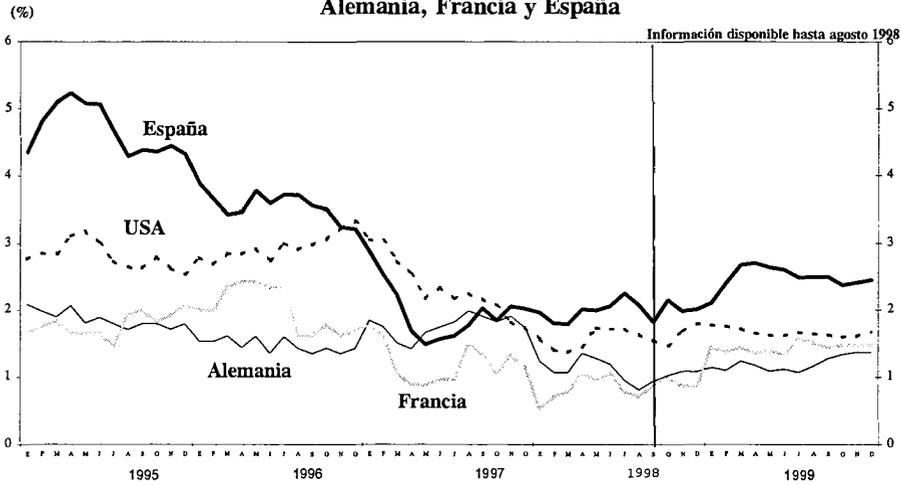
	CONSUMO	INVERSION	SECTOR EXTERIOR	CRECIMIENTO	INFLACION	EMPLEO
ALEMANIA	En expansión	En expansión	Deterioro de la exportación por la crisis asiática	Ralentización	Contenida	200.000 ocupados menos
FRANCIA	En expansión. Incremento de la confianza del consumidos	En expansión, especialmente en existencias	Importante efecto negativo de la crisis asiática	Afectado por la crisis	Contenida por debajo del 1%	Reducción del paro en 250.000 personas
ITALIA	Recuperándose	Es el motor del crecimiento	Ralentización	Estabilizado	Contenida. Previsión del 2% a fin de año	Ligera reducción del paro (250.000 personas)
GRAN BRETAÑA	Menor dinamismo	Ralentización, elevados tipos de interés	Libra muy apreciada	Ralentización	Se va reduciendo. Se espera un 3,1% en diciembre	Bajo desempleo, por debajo de la NAIRU
ESTADOS UNIDOS	Vigoroso	Vigoroso	Sufre la crisis asiática. Incremento del déficit comercial: 14,7 bill.\$	Importante desaceleración	Contenida en el 1,87 para 1998	Bajo desempleo, por debajo de la NAIRU

Gráfico 5

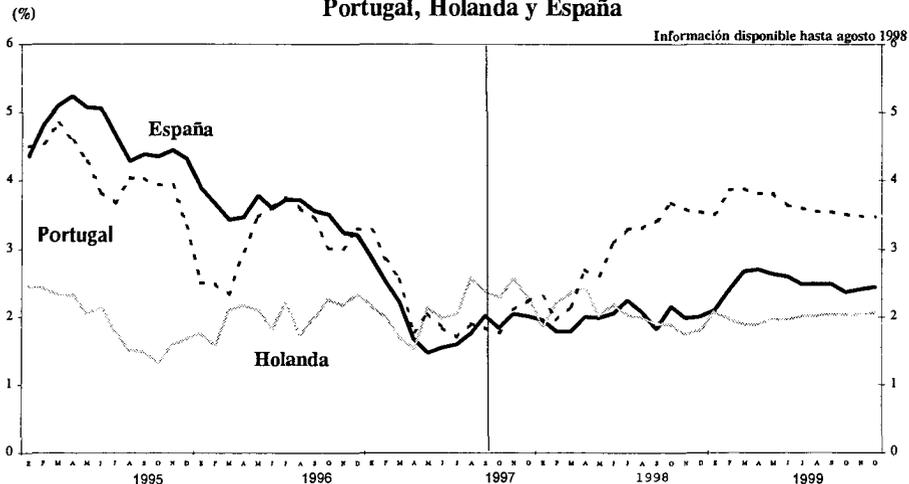
Crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo General para Italia, Reino Unido y España.



Crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo General para USA, Alemania, Francia y España

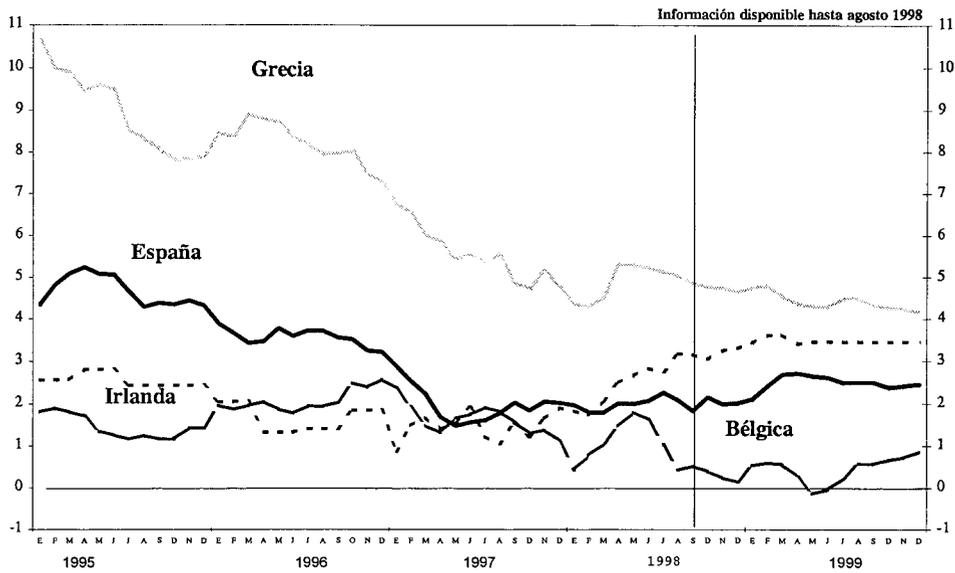


Crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo General para Portugal, Holanda y España

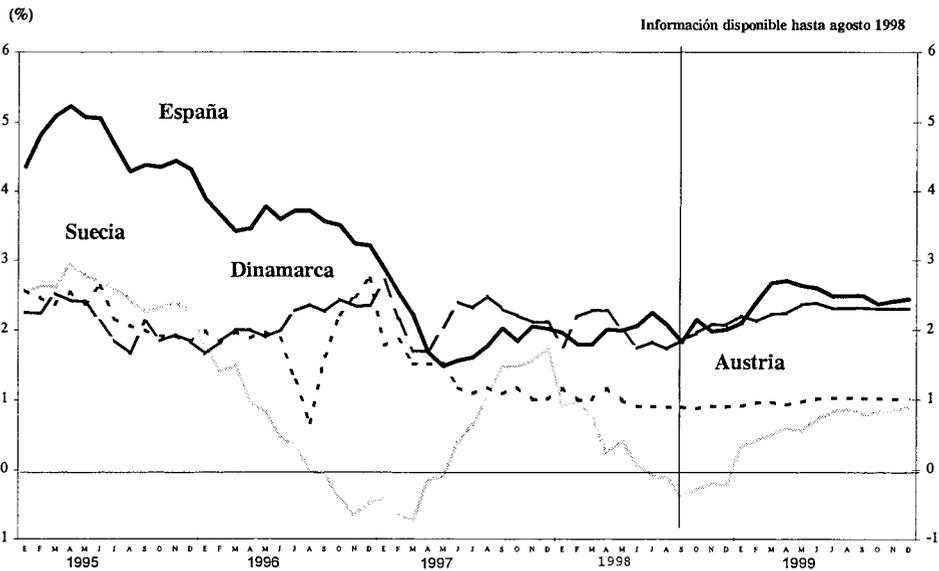


Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Universidad Carlos III de Madrid). (*) Las tasas están asignadas al final del periodo y desde septiembre de 1998 los datos representados son predicciones.
 Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

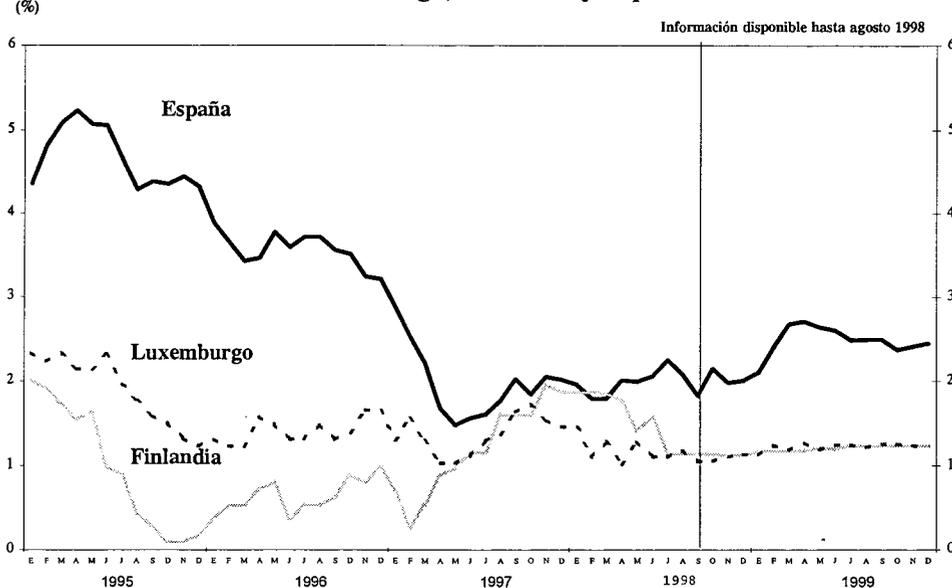
Crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo General para Bélgica, Grecia, Irlanda y España Gráfico 6



Crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo General para Suecia, Dinamarca, Austria y España



Crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo General para Luxemburgo, Finlandia y España



Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico.)
 Universidad Carlos III de Madrid.
 Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

(*) Las tasas están asignadas al final del periodo y desde septiembre de 1998 los datos representados son predicciones

APÉNDICE

ÍNDICE:

CUADROS:

A.1: Crecimientos anuales del IPC, IPC Armonizado, IPSEBENE-X y sus componentes.

A.2: Crecimientos mensuales de IPC, IPC Armonizado, IPSEBENE-X y sus componentes.

A.3A: Crecimientos anuales 1998 y 1999 del IPC, sus componentes básicos y agregados intermedios.

A.3B: Crecimientos anuales 1999 y 2000 del IPC, sus componentes básicos y agregados intermedios.

A.4A: Crecimientos mensuales 1998 y 1999 del IPC, sus componentes básicos y agregados intermedios.

A.4B: Crecimientos mensuales 1999 y 2000 del IPC, sus componentes básicos y agregados intermedios.

A.5A: Crecimientos mensuales 1998 y 1999 del IPC, para España, Alemania, Estados Unidos, Italia, Francia y Reino Unido.

A.5B: Crecimientos mensuales 1998 y 1999 del IPC, para España, Portugal, Holanda, Bélgica, Grecia y Suecia.

A.5C: Crecimientos mensuales 1998 y 1999 del IPC, para España, Austria, Dinamarca, Finlandia, Irlanda y Luxemburgo.

A.6A: Crecimientos anuales 1998 y 1999 del IPC, para España, Alemania, Estados Unidos, Italia, Francia y Reino Unido.

A.6B: Crecimientos anuales 1998 y 1999 del IPC, para España, Portugal, Holanda, Bélgica, Grecia y Suecia.

A.6C: Crecimientos anuales 1998 y 1999 del IPC, para España, Austria, Dinamarca, Finlandia, Irlanda y Luxemburgo.

GRÁFICOS:

A1: Crecimientos anuales de los principales componentes del índice SERV.

A2: Crecimientos anuales de los principales componentes del índice MAN.

A3: Crecimientos anuales de los principales componentes del índice AE.

A4: Crecimientos anuales de los principales componentes del índice ANE.

Crecimientos anuales del índice de precios al consumo
Crecimientos de un mes sobre el mismo mes del año anterior (T1,12)

1998-2000 (a)



Indicador
retrasado*

Concepto (**)	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Media98/ Media97 (b)	Media99/ Media98 (c)	Media00/ Media99 (d)
R (X,ANE,ENE,T) [(4)+(5)+(6)+(7)]=(22,34%)	1998	1.25	0.55	0.53	1.45	1.35	1.89	2.58	1.42	0.34	1.69	0.93	0.88	1.23		
	1999	1.51	2.72	3.80	4.00	3.66	3.43	2.89	3.25	3.18	2.62	2.78	2.89		3.06	
	2000	2.54	2.74	2.63	2.63	2.73	2.82	2.91	2.99	2.92	2.83	2.75	2.74			2.77
IPSEBENE-XT (sin Tabaco-Acegra y Paquetes turísticos) [(1)+(2)+(3)]=(77,65%)	1998	2.17	2.15	2.15	2.16	2.18	2.11	2.15	2.26	2.26	2.28	2.29	2.34	2.21		
	1999	2.27	2.31	2.35	2.33	2.34	2.36	2.37	2.27	2.29	2.30	2.30	2.31		2.32	
	2000	2.30	2.29	2.29	2.27	2.27	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28			2.28
IPC (100%)	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99		
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44		2.48	
	2000	2.35	2.39	2.37	2.35	2.37	2.40	2.42	2.44	2.43	2.40	2.38	2.39			2.39
IPC Armonizado	1998	1.86	1.70	1.69	1.90	1.89	1.96	2.17	1.97	1.72	2.07	1.88	1.89	1.89		
	1999	1.99	2.31	2.59	2.62	2.55	2.51	2.40	2.40	2.40	2.27	2.31	2.35		2.39	
	2000	2.25	2.29	2.26	2.25	2.27	2.30	2.32	2.35	2.33	2.31	2.29	2.29			2.29

* La tasa T1,12 normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales.

** En cada concepto se recoge entre paréntesis la ponderación en el IPC general.

(a) Los datos a partir de septiembre de 1998 son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(c) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

(d) Tasa de crecimiento del nivel medio del 2000 sobre el nivel medio de 1999.

**Crecimientos mensuales del índice de precios al consumo
1998-2000 (a)**

Concepto (*)	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Dic98/ Dic97 (b)	Dic99/ Dic98 (c)	Dic00/ Dic99 (d)
R (X,ANE,ENE T) [(4)+(5)+(6)+(7)]=(22,34%)	1998	-0.40	-1.79	-0.26	0.30	0.08	-0.09	1.30	0.48	0.47	0.40	-0.42	0.83	0.88		
	1999	0.22	-0.62	0.79	0.50	-0.25	-0.31	0.77	0.84	0.41	-0.14	-0.27	0.94		2.89	
	2000	-0.12	-0.43	0.68	0.49	-0.15	-0.22	0.85	0.92	0.34	-0.24	-0.34	0.93			2.74
IPSEBENE-XT (sin Tabaco-Acegra y Paquetes turístico) [(1)+(2)+(3)]=(77,65%)	1998	0.42	0.22	0.13	0.23	0.15	0.11	0.10	0.20	0.19	0.23	0.19	0.13	2.34		
	1999	0.36	0.26	0.18	0.21	0.16	0.12	0.11	0.11	0.21	0.23	0.19	0.14		2.31	
	2000	0.34	0.26	0.18	0.19	0.16	0.13	0.12	0.11	0.21	0.23	0.19	0.15			2.28
IPC (100%)	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	2.44		
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32		2.00	
	2000	0.24	0.10	0.29	0.26	0.09	0.05	0.28	0.29	0.24	0.12	0.07	0.32			2.39
IPC Armonizado	1998	0.17	-0.28	0.04	0.24	0.13	0.07	0.39	0.27	0.25	0.26	0.04	0.29	1.89		
	1999	0.27	0.03	0.32	0.27	0.06	0.03	0.27	0.28	0.25	0.13	0.08	0.33		2.35	
	2000	0.18	0.08	0.29	0.25	0.08	0.06	0.30	0.30	0.23	0.11	0.06	0.33			2.29

* En cada concepto se recoge entre paréntesis la ponderación en el IPC general.

(a) Los datos a partir de septiembre de 1998 son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento de diciembre de 1998 sobre diciembre de 1997.

(c) Tasa de crecimiento de diciembre de 1999 sobre diciembre de 1998.

(d) Tasa de crecimiento de diciembre del 2000 sobre diciembre de 1999.

Crecimientos anuales del índice de precios al consumo

Crecimientos de un mes sobre el mismo mes del año anterior (T_{12}^1)

1998-1999 (a)

Concepto (**)	Tasa													Med98/ Med97(b)	Med99/ Med98 (c)
		E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D		
(1) AE-X (sin Tabaco-Acegra) (14,82%)	1998	1.74	1.78	1.87	1.83	1.68	1.22	1.18	1.12	1.15	1.20	1.33	1.43	1.46	
	1999	1.33	1.32	1.36	1.41	1.47	1.50	1.54	1.57	1.62	1.64	1.68	1.70		1.51
(2) MAN (32,88%)	1998	1.30	1.33	1.34	1.37	1.40	1.42	1.55	1.61	1.58	1.57	1.56	1.59	1.47	
	1999	1.57	1.60	1.67	1.64	1.64	1.67	1.68	1.73	1.73	1.72	1.71	1.72		1.67
BENE - X (sin Tabaco-Acegra) [(1) + (2)] = (47,41%)	1998	1.44	1.47	1.50	1.51	1.48	1.36	1.44	1.46	1.45	1.46	1.49	1.54	1.47	
	1999	1.50	1.52	1.58	1.57	1.59	1.62	1.64	1.68	1.70	1.70	1.70	1.71		1.62
(3) SERV-T (Servicios sin Paquetes turísticos) (29,95%)	1998	3.25	3.15	3.11	3.12	3.19	3.20	3.19	3.44	3.46	3.47	3.46	3.49	3.30	
	1999	3.39	3.45	3.47	3.43	3.43	3.43	3.42	3.12	3.14	3.15	3.16	3.17		3.31
IPSEBENE-XT (sin Tabaco-Acegra -Paquetes turísticos) [(1) + (2) + (3)] = (77,66%)	1998	2.17	2.15	2.15	2.16	2.18	2.11	2.15	2.26	2.26	2.28	2.29	2.34	2.21	
	1999	2.27	2.31	2.35	2.33	2.34	2.36	2.37	2.27	2.29	2.30	2.30	2.31		2.32
(4) XT (Tabaco-Acegra-Paquetes turísticos) (3,34%)	1998	1.56	3.87	1.94	5.13	6.20	7.55	8.08	7.61	3.75	7.99	6.95	6.81	5.62	
	1999	7.43	7.72	9.81	9.48	9.92	9.39	6.89	6.17	7.15	5.18	4.75	4.70		7.34
(5) ANE (11,88%)	1998	2.58	1.00	1.79	2.19	2.00	2.95	4.10	3.82	2.96	4.28	2.91	2.43	2.75	
	1999	2.65	4.21	5.05	5.36	4.06	3.27	2.77	3.19	2.79	2.40	2.84	3.01		3.46
(6) ENE (7,12%)	1998	-1.05	-2.07	-2.25	-1.83	-2.48	-3.01	-3.03	-5.93	-5.82	-6.05	-5.73	-5.16	-3.71	
	1999	-3.95	-2.73	-1.91	-1.60	-0.94	-0.13	0.41	1.35	1.18	1.27	1.36	1.46		-0.37
IPC (100%)	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99	
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44		2.48

* La tasa $T_{1,12}$ normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales, por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente.

** En cada concepto se recoge entre paréntesis su ponderación en el IPC general.

(a) A partir de septiembre de 1998 los datos son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(c) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

Concepto (**)	Tasa	Crecimientos anuales del índice de precios al consumo 1999-2000 (a)												Med99/ Med98(b)	Med00/ Med99(c)
		E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D		
(1) AE-X (sin Tabaco-Acegra) (14,82%)	1999	1.33	1.32	1.36	1.41	1.47	1.50	1.54	1.57	1.62	1.64	1.68	1.70	1.51	
	2000	1.00	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	2.50	2.50	2.50	1.63
(2) MAN (32,88%)	1999	1.57	1.60	1.67	1.64	1.64	1.67	1.68	1.73	1.73	1.72	1.71	1.72	1.67	
	2000	1.72	1.72	1.73	1.71	1.71	1.72	1.73	1.75	1.75	1.74	1.73	1.73		1.73
BENE - X (sin Tabaco-Acegra) [(1)+(2)] = (47,41%)	1999	1.50	1.52	1.58	1.57	1.59	1.62	1.64	1.68	1.70	1.70	1.70	1.71	1.62	
	2000	1.71	1.70	1.70	1.68	1.68	1.69	1.69	1.71	1.71	1.71	1.70	1.71		1.70
(3) SERV-T (Servicios sin Paquetes turísticos) (29,95%)	1999	3.39	3.45	3.47	3.43	3.43	3.43	3.42	3.12	3.14	3.15	3.16	3.17	3.31	
	2000	3.13	3.14	3.13	3.11	3.10	3.10	3.10	3.09	3.08	3.08	3.09	3.09		3.10
IPSEBENE-XT (sin Tabaco-Acegra -Paquetes turísticos) [(1)+(2)+(3)] = (77,66%)	1999	2.27	2.31	2.35	2.33	2.34	2.36	2.37	2.27	2.29	2.30	2.30	2.31	2.32	
	2000	2.30	2.29	2.29	2.27	2.27	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28		2.28
(4) XT (Tabaco-Acegra-Paquetes turísticos) (3,34%)	1999	7.43	7.72	9.81	9.48	9.92	9.39	6.89	6.17	7.15	5.18	4.75	4.70	7.34	
	2000	2.85	4.27	4.32	4.34	4.41	4.44	4.50	4.54	4.51	3.92	3.78	3.81		4.15
(5) ANE (11,88%)	1999	2.65	4.21	5.05	5.36	4.06	3.27	2.77	3.19	2.79	2.40	2.84	3.01	3.46	
	2000	3.05	2.89	2.64	2.61	2.79	2.95	3.10	3.24	3.29	3.35	3.26	3.23		3.03
(6) ENE (7,12%)	1999	-3.95	-2.73	-1.91	-1.60	-0.94	-0.13	0.41	1.35	1.18	1.27	1.36	1.46	-0.37	
	2000	1.46	1.46	1.46	1.46	1.46	1.46	1.46	1.46	1.15	1.15	1.15	1.15		1.35
IPC (100%)	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44	2.48	
	2000	2.35	2.39	2.37	2.35	2.37	2.40	2.42	2.44	2.43	2.40	2.38	2.39		2.39

* La tasa T1,12 normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales, por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente.

** En cada concepto se recoge entre paréntesis su ponderación en el IPC general.

(a) A partir de septiembre de 1998 los datos son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

(c) Tasa de crecimiento del nivel medio del 2000 sobre el nivel medio de 1999.

**Crecimientos mensuales del índice de precios al consumo
1998-1999 (a)**

Concepto (*)	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Med98/ Med97(b)	D98/ D97(c)
(1) AE-X (sin Tabaco-Acegra) (14,82%)	1998	0.36	0.23	0.07	0.02	-0.02	-0.01	0.03	0.10	0.14	0.18	0.14	0.18	1.46	
	1999	0.26	0.22	0.11	0.06	0.04	0.03	0.06	0.13	0.19	0.20	0.19	0.20		1.43
(2) MAN (32,88%)	1998	0.13	0.08	0.05	0.25	0.14	0.08	0.10	0.07	0.13	0.23	0.22	0.11	1.47	
	1999	0.11	0.11	0.12	0.22	0.14	0.10	0.11	0.11	0.14	0.22	0.20	0.12		1.59
BENE - X (sin Tabaco-Acegra) [(1)+(2)] = (47,41%)	1998	0.20	0.13	0.05	0.18	0.09	0.05	0.08	0.08	0.13	0.22	0.19	0.13	1.47	
	1999	0.16	0.15	0.11	0.17	0.11	0.08	0.10	0.12	0.15	0.21	0.20	0.15		1.54
(3) SERV-T (Servicios sin Paquetes turísticos) (29,95%)	1998	0.75	0.36	0.25	0.30	0.23	0.19	0.14	0.39	0.27	0.26	0.17	0.12	3.30	
	1999	0.65	0.42	0.27	0.27	0.24	0.18	0.14	0.09	0.29	0.27	0.18	0.13		3.49
IPSEBENE-XT (sin Tabaco-Acegra -Paquetes turísticos) [(1)+(2)+(3)]=(77,66%)	1998	0.42	0.22	0.13	0.23	0.15	0.11	0.10	0.20	0.19	0.23	0.19	0.13	2.21	
	1999	0.36	0.26	0.18	0.21	0.16	0.12	0.11	0.11	0.21	0.23	0.19	0.14		2.34
(4) XT (Tabaco-Acegra-Paquetes turísticos) (3,34%)	1998	-0.17	-0.35	0.00	0.97	0.65	1.02	3.92	1.62	-1.56	1.38	-1.65	0.88	5.62	
	1999	0.41	-0.08	1.94	0.67	1.05	0.53	1.55	0.93	-0.65	-0.48	-2.04	0.83		6.81
(5) ANE (11,88%)	1998	0.32	-2.77	-0.12	0.31	0.21	-0.19	1.03	0.76	1.65	0.30	-0.25	1.23	2.75	
	1999	0.53	-1.30	0.68	0.59	-1.02	-0.94	0.54	1.17	1.26	-0.09	0.19	1.40		2.43
(6) ENE (7,12%)	1998	-1.71	-1.05	-0.64	-0.11	-0.47	-0.61	0.06	-0.73	-0.13	-0.09	0.11	0.11	-3.71	
	1999	-0.45	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.40	0.10	-0.10	0.00	0.10	0.10		-5.16
IPC (100%)	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	1.99	
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32		2.00

* En cada concepto se pone entre paréntesis la ponderación en el IPC general.

(a) A partir de septiembre de 1998 los datos son predicciones.

(b) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(c) Tasa de crecimiento de diciembre de 1998 sobre diciembre de 1997.

**Crecimientos mensuales del índice de precios al consumo
1999-2000 (a)**

Concepto (*)	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Med99/ Med98(b)	Med00/ Med99 (c)
(1) AE-X (sin Tabaco-Acegra) (14,82%)	1999	0.26	0.22	0.11	0.06	0.04	0.03	0.06	0.13	0.19	0.20	0.19	0.20	1.51	
	2000	0.24	0.18	0.09	0.06	0.04	0.02	0.07	0.13	0.20	0.20	0.20	0.20		1.63
(2) MAN (32,88%)	1999	0.11	0.11	0.12	0.22	0.14	0.10	0.11	0.11	0.14	0.22	0.20	0.12	1.67	
	2000	0.12	0.11	0.12	0.20	0.14	0.12	0.12	0.14	0.14	0.21	0.19	0.13		1.73
BENE - X (sin Tabaco-Acegra) [(1)+(2)] = (47,41%)	1999	0.16	0.15	0.11	0.17	0.11	0.08	0.10	0.12	0.15	0.21	0.20	0.15	1.62	
	2000	0.15	0.13	0.11	0.16	0.11	0.09	0.10	0.13	0.16	0.20	0.20	0.15		1.70
(3) SERV-T (Servicios sin Paquetes turísticos) (29.95%)	1999	0.65	0.42	0.27	0.27	0.24	0.18	0.14	0.09	0.29	0.27	0.18	0.13	3.31	
	2000	0.61	0.43	0.26	0.25	0.23	0.18	0.13	0.08	0.29	0.26	0.19	0.14		3.10
IPSEBENE-XT (sin Tabaco-Acegra -Paquetes turísticos) [(1)+(2)+(3)]=(77,66%)	1999	0.36	0.26	0.18	0.21	0.16	0.12	0.11	0.11	0.21	0.23	0.19	0.14	2.32	
	2000	0.34	0.26	0.18	0.19	0.16	0.13	0.12	0.11	0.21	0.23	0.19	0.15		2.28
(4) XT (Tabaco-Acegra-Paquetes turísticos) (3,34%)	1999	0.41	-0.08	1.94	0.67	1.05	0.53	1.55	0.93	-0.65	-0.48	-2.04	0.83	7.34	
	2000	-1.37	1.30	1.99	0.70	1.11	0.56	1.61	0.97	-0.68	-1.05	-2.17	0.86		4.15
(5) ANE (11,88%)	1999	0.53	-1.30	0.68	0.59	-1.02	-0.94	0.54	1.17	1.26	-0.09	0.19	1.40	3.46	
	2000	0.57	-1.45	0.44	0.57	-0.86	-0.78	0.68	1.31	1.31	-0.03	0.10	1.37		3.03
(6) ENE (7,12%)	1999	-0.45	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.40	0.10	-0.10	0.00	0.10	0.10	-0.37	
	2000	-0.45	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.60	0.20	-0.60	0.00	0.20	0.20		1.35
IPC (100%)	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32	2.48	
	2000	0.24	0.10	0.29	0.26	0.09	0.05	0.28	0.29	0.24	0.12	0.07	0.32		2.39

* En cada concepto se recoge entre paréntesis su ponderación en el IPC general.

(a) A partir de septiembre de 1998 los datos son predicciones

(b) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

(c) Tasa de crecimiento del nivel medio del 2000 sobre el nivel medio de 1999.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

**PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA ESPAÑA, ALEMANIA, ESTADOS
UNIDOS, ITALIA, FRANCIA Y REINO UNIDO**

Cuadro A5A

CRECIMIENTOS MENSUALES DEL IPC⁽¹⁾

	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Dic98/ Dic97 (2)	Dic99/ Dic98 (3)
IPC España	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	2.00	
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32		2.44
IPC Alemania	1998	0.00	0.24	-0.16	0.28	0.34	0.08	0.25	-0.06	-0.12	0.01	0.06	0.15	1.07	
	1999	0.06	0.20	-0.03	0.22	0.25	0.11	0.20	0.03	0.00	0.07	0.10	0.15		1.36
IPC USA	1998	0.16	0.16	0.19	0.22	0.18	0.14	0.08	0.16	0.16	0.17	0.14	0.02	1.79	
	1999	0.14	0.14	0.14	0.16	0.15	0.13	0.13	0.14	0.14	0.14	0.14	0.10		1.68
IPC Italia	1998	0.29	0.22	0.00	0.22	0.15	0.07	0.07	0.07	0.18	0.36	0.34	0.06	2.06	
	1999	0.26	0.28	0.16	0.27	0.25	0.15	0.03	0.07	0.21	0.39	0.36	0.08		2.53
IPC Francia	1998	-0.35	0.35	0.17	0.26	0.09	0.09	-0.43	0.17	0.35	0.12	0.04	0.00	0.86	
	1999	0.23	0.28	0.24	0.17	0.14	0.00	-0.19	0.11	0.29	0.15	0.05	0.00		1.48
IPC Reino Unido	1998	-0.32	0.47	0.31	1.10	0.54	0.00	-0.31	0.46	0.41	0.02	0.03	0.33	3.10	
	1999	-0.19	0.48	0.32	0.84	0.52	0.13	-0.26	0.51	0.42	0.03	0.04	0.33		3.21

(1) Los datos en negrita son predicciones.

(2) Tasa de crecimiento de diciembre de 1998 sobre diciembre de 1997.

(3) Tasa de crecimiento de diciembre de 1999 sobre diciembre de 1998.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

**PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA ESPAÑA,
PORTUGAL, HOLANDA, BÉLGICA, GRECIA Y SUECIA**

Cuadro A5B

CRECIMIENTOS MENSUALES DEL IPC⁽¹⁾

	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Dic98/ Dic97 (2)	Dic99/ Dic98 (3)
IPC España	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	2.00	
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32		2.44
IPC Portugal	1998	0.40	-0.13	0.27	0.73	0.59	0.20	0.19	0.55	0.04	0.12	0.37	0.17	3.54	
	1999	0.36	0.22	0.28	0.66	0.59	0.04	0.14	0.50	0.03	0.08	0.35	0.16		3.47
IPC Holanda	1998	-0.33	0.50	0.91	0.16	-0.08	-0.41	0.25	0.23	0.73	0.08	0.02	-0.27	1.81	
	1999	-0.08	0.40	0.84	0.17	0.00	-0.42	0.30	0.24	0.75	0.08	0.03	-0.27		2.05
IPC Bélgica	1998	0.00	0.17	-0.17	0.43	0.51	-0.08	0.25	-0.42	-0.33	-0.12	0.10	-0.19	0.14	
	1999	0.40	0.23	-0.20	0.13	0.10	0.00	0.52	-0.06	-0.33	-0.03	0.16	-0.07		0.85
IPC Grecia	1998	-0.85	-0.50	2.49	1.63	0.39	0.30	-1.98	0.00	1.53	0.57	0.28	0.77	4.65	
	1999	-0.76	-0.44	2.23	1.46	0.35	0.27	-1.78	0.00	1.37	0.51	0.25	0.69		4.16
IPC Suecia	1998	-0.88	-0.08	0.16	0.24	0.16	-0.24	-0.16	-0.03	0.69	0.02	-0.08	-0.01	-0.21	
	1999	-0.34	0.00	0.25	0.33	0.12	-0.08	-0.05	0.00	0.62	0.05	-0.04	0.02		0.89

(1) Los datos en negrita son predicciones.

(2) Tasa de crecimiento de diciembre de 1998 sobre diciembre de 1997.

(3) Tasa de crecimiento de diciembre de 1999 sobre diciembre de 1998.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

**PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA ESPAÑA, AUSTRIA,
DINAMARCA, FINLANDIA, IRLANDA Y LUXEMBURGO**

Cuadro A5C

CRECIMIENTOS MENSUALES DEL IPC⁽¹⁾

	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Dic98/ Dic97 (2)	Dic99/ Dic98 (3)
IPC España	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	2.00	
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32		2.44
IPC Austria	1998	0.08	0.25	0.08	0.16	-0.08	-0.08	0.00	-0.02	0.00	0.31	0.04	0.15	0.90	
	1999	0.09	0.28	0.10	0.13	-0.04	-0.04	0.01	-0.01	-0.01	0.31	0.04	0.15		1.01
IPC Dinamarca	1998	-0.09	0.43	0.17	0.26	0.43	0.00	-0.17	0.33	0.39	0.18	0.22	-0.11	2.06	
	1999	0.05	0.35	0.28	0.27	0.56	0.02	-0.25	0.34	0.39	0.17	0.22	-0.11		2.31
IPC Finlandia	1998	0.09	0.00	0.26	0.43	-0.09	0.26	-0.26	0.17	0.08	0.18	0.00	-0.01	1.12	
	1999	0.13	0.00	0.26	0.44	-0.05	0.24	-0.22	0.17	0.08	0.18	-0.01	-0.01		1.23
IPC Irlanda	1998	-0.59	0.51	0.51	0.51	0.34	0.50	-0.25	0.25	0.49	0.07	0.62	0.31	3.31	
	1999	-0.47	0.69	0.52	0.29	0.39	0.50	-0.25	0.25	0.49	0.07	0.62	0.31		3.46
IPC Luxemburgo	1998	0.08	0.00	0.00	-0.25	0.34	-0.08	0.25	0.24	0.13	0.26	0.22	-0.06	1.14	
	1999	0.08	0.10	-0.05	-0.18	0.26	-0.03	0.25	0.22	0.17	0.26	0.21	-0.07		1.23

(1) Los datos en negrita son predicciones.

(2) Tasa de crecimiento de diciembre de 1998 sobre diciembre de 1997.

(3) Tasa de crecimiento de diciembre de 1999 sobre diciembre de 1998.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

**PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA ESPAÑA, ALEMANIA, ESTADOS
UNIDOS, ITALIA, FRANCIA
Y REINO UNIDO**

Cuadro A6A



CRECIMIENTOS ANUALES DEL IPC⁽¹⁾
Crecimientos de un mes sobre el mismo mes del año anterior (T1,12)

	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Media98/ Media97 (2)	Media99/ Media98 (3)
IPC España	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99	
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44		2.48
IPC Alemania	1998	1.23	1.06	1.06	1.34	1.27	1.19	0.95	0.81	0.94	1.02	1.08	1.07	1.09	
	1999	1.14	1.09	1.23	1.17	1.08	1.11	1.06	1.15	1.27	1.33	1.37	1.36		1.20
IPC USA	1998	1.56	1.39	1.36	1.44	1.73	1.71	1.71	1.62	1.54	1.46	1.68	1.79	1.58	
	1999	1.77	1.75	1.71	1.65	1.62	1.61	1.66	1.64	1.62	1.59	1.60	1.68		1.66
IPC Italia	1998	1.64	1.78	1.71	1.78	1.70	1.78	1.85	1.92	1.88	1.95	1.99	2.06	1.84	
	1999	2.02	2.09	2.25	2.30	2.40	2.48	2.43	2.43	2.46	2.48	2.51	2.53		2.37
IPC Francia	1998	0.52	0.70	0.78	1.04	0.95	1.04	0.78	0.69	0.87	0.99	0.86	0.86	0.84	
	1999	1.44	1.36	1.44	1.34	1.40	1.32	1.56	1.50	1.43	1.47	1.47	1.48		1.43
IPC Reino Unido	1998	3.35	3.42	3.49	4.04	4.18	3.76	3.44	3.26	3.20	3.05	3.09	3.10	3.45	
	1999	3.22	3.23	3.24	2.98	2.95	3.08	3.13	3.18	3.19	3.20	3.20	3.21		3.15

* La tasa T1,12 normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales, por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente

(1) Los datos en negrita son predicciones.

(2) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(3) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

**PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA ESPAÑA, PORTUGAL, HOLANDA ,
BÉLGICA, GRECIA Y SUECIA**

Cuadro A6B



CRECIMIENTOS ANUALES DEL IPC⁽¹⁾
Crecimientos de un mes sobre el mismo mes del año anterior (T1,12)

	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Media98/ Media97 (2)	Media99/ Media98 (3)
IPC España	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99	
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44		2.48
IPC Portugal	1998	2.30	1.96	2.16	2.70	2.61	3.09	3.29	3.30	3.41	3.67	3.57	3.54	2.97	
	1999	3.50	3.86	3.87	3.81	3.81	3.64	3.59	3.55	3.54	3.50	3.48	3.47		3.63
IPC Holanda	1998	1.87	2.21	2.36	2.44	2.01	2.19	2.02	2.00	1.89	1.89	1.74	1.81	2.04	
	1999	2.07	1.97	1.89	1.89	1.97	1.96	2.02	2.02	2.04	2.04	2.05	2.05		2.00
IPC Bélgica	1998	0.43	0.77	1.03	1.46	1.80	1.63	1.02	0.42	0.52	0.40	0.24	0.14	0.82	
	1999	0.53	0.59	0.57	0.27	-0.14	-0.05	0.21	0.57	0.57	0.66	0.73	0.85		0.45
IPC Grecia	1998	4.37	4.29	4.52	5.30	5.28	5.22	5.13	5.04	4.85	4.78	4.74	4.65	4.85	
	1999	4.74	4.80	4.53	4.36	4.31	4.28	4.50	4.50	4.33	4.27	4.24	4.16		4.42
IPC Suecia	1998	0.90	0.98	0.74	0.24	0.41	0.08	-0.08	-0.11	-0.39	-0.28	-0.20	-0.21	0.17	
	1999	0.33	0.42	0.51	0.60	0.56	0.72	0.83	0.86	0.79	0.82	0.86	0.89		0.68

* La tasa T1,12 normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales, por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente

(1) Los datos en negrita son predicciones.

(2) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(3) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

PREDICCIONES DE INFLACIÓN PARA ESPAÑA, AUSTRIA, DINAMARCA, FINLANDIA, IRLANDA Y LUXEMBURGO

Cuadro A6C

CRECIMIENTOS ANUALES DEL IPC⁽¹⁾

Crecimientos de un mes sobre el mismo mes del año anterior (T1,12)

Indicador
retrasado*

	Tasa	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Media98/ Media97 (2)	Media99/ Media98 (3)
IPC España	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99	
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44		2.48
IPC Austria	1998	1.16	0.99	0.99	1.16	0.99	0.91	0.91	0.89	0.89	0.88	0.91	0.90	0.97	
	1999	0.91	0.95	0.97	0.93	0.97	1.01	1.02	1.03	1.02	1.01	1.01	1.01		0.99
IPC Dinamarca	1998	1.76	2.20	2.28	2.28	2.00	1.73	1.83	1.72	1.86	1.95	2.09	2.06	1.98	
	1999	2.20	2.12	2.23	2.24	2.37	2.39	2.31	2.31	2.32	2.31	2.31	2.31		2.28
IPC Finlandia	1998	1.86	1.86	1.86	1.76	1.40	1.58	1.14	1.14	1.13	1.14	1.13	1.12	1.42	
	1999	1.17	1.17	1.17	1.18	1.21	1.19	1.24	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23		1.21
IPC Irlanda	1998	1.82	1.72	2.06	2.49	2.66	2.82	2.74	3.17	3.15	3.05	3.25	3.31	2.69	
	1999	3.43	3.61	3.62	3.40	3.46		3.48							
IPC Luxemburgo	1998	1.45	1.11	1.28	1.02	1.28	1.11	1.10	1.17	1.05	1.06	1.11	1.14	1.16	
	1999	1.14	1.24	1.19	1.26	1.19	1.24	1.24	1.22	1.26	1.25	1.24	1.23		1.22

* La tasa T1,12 normalmente refleja los cambios fundamentales en el crecimiento de los precios con seis meses de retraso respecto a los crecimientos mensuales, por lo que es necesario analizar sus predicciones para evaluar el momento inflacionista presente.

(1) Los datos en negrita son predicciones.

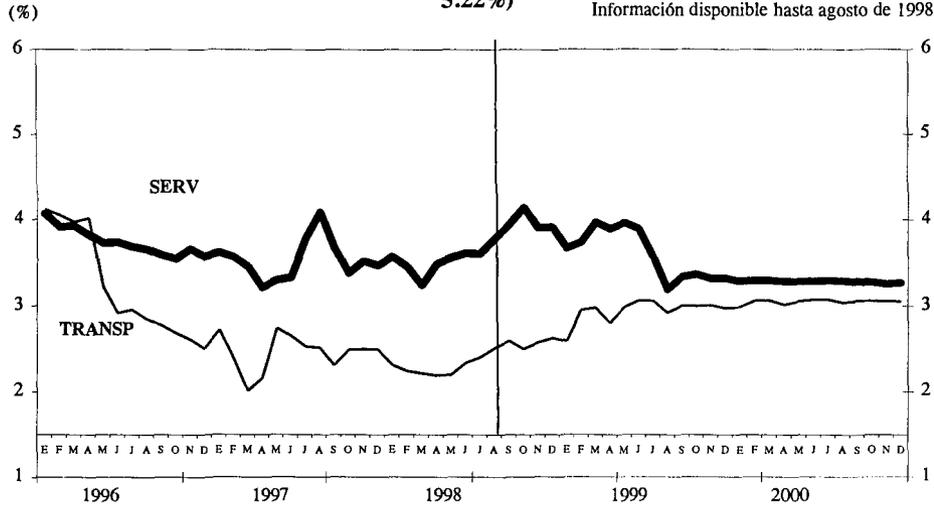
(2) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1998 sobre el nivel medio de 1997.

(3) Tasa de crecimiento del nivel medio de 1999 sobre el nivel medio de 1998.

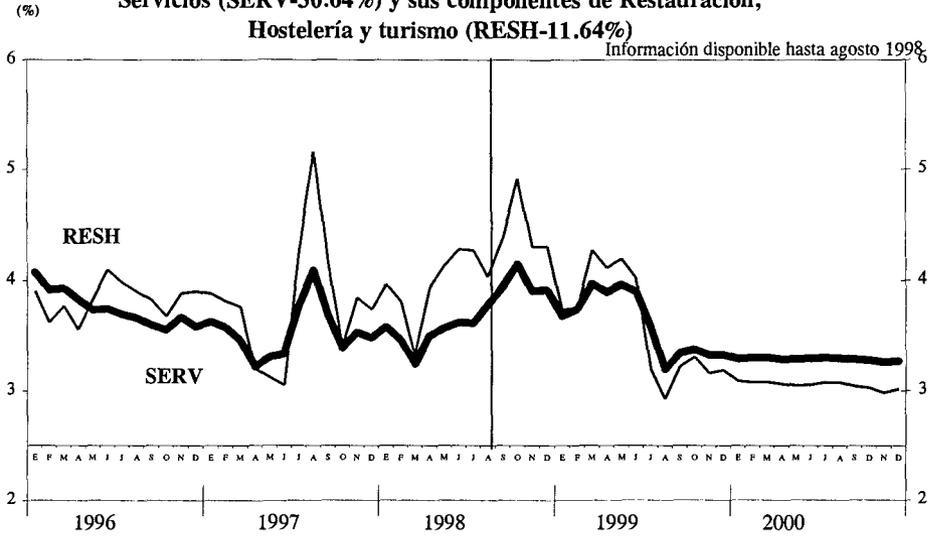
Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico, Instituto Flores de Lemus, Universidad Carlos III de Madrid).

Fecha de elaboración: 22 de septiembre de 1998.

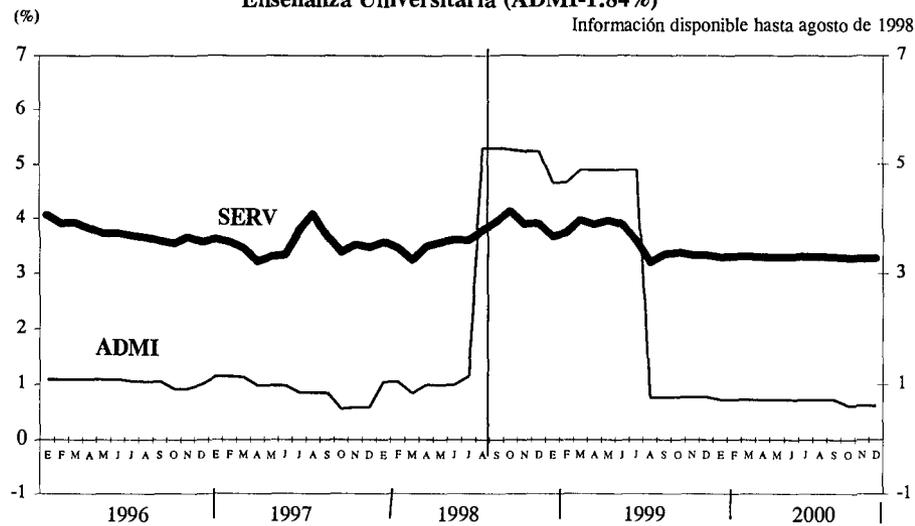
Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Servicios (SERV-30.64%) y su componente de Transporte (TRANSP-5.22%)



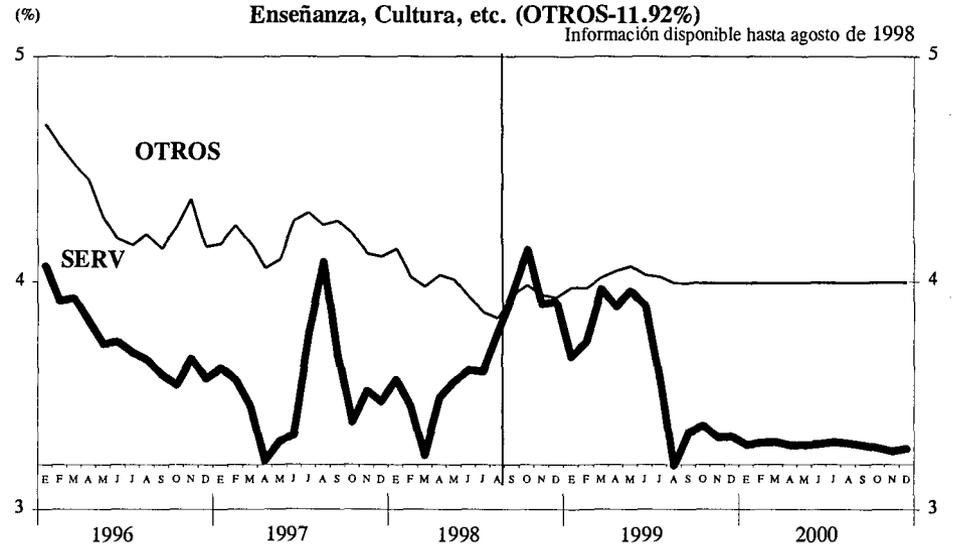
Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Servicios (SERV-30.64%) y sus componentes de Restauración, Hostelería y turismo (RESH-11.64%)



Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Servicios (SERV-30.64%) y sus componentes de Correo, Teléfono, y Enseñanza Universitaria (ADMI-1.84%)



Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Servicios (SERV-30.64%) y sus componentes de Vivienda, Medicina, Enseñanza, Cultura, etc. (OTROS-11.92%)

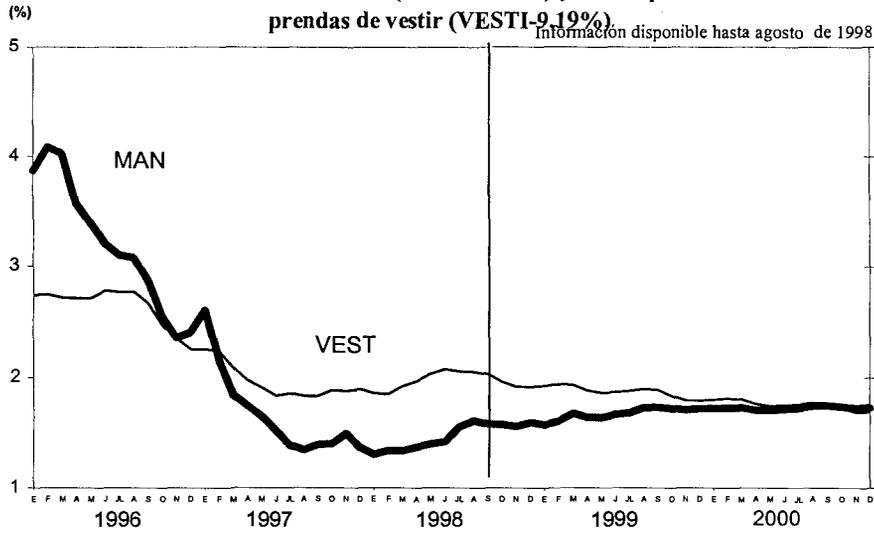


Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico Universidad Carlos III de Madrid)

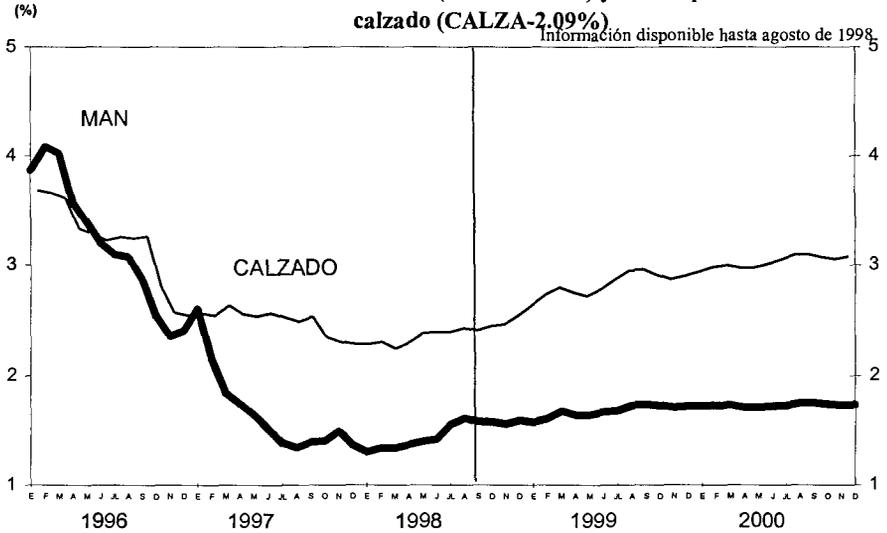
(*) Las tasas están asignadas al final del periodo y a partir de septiembre de 1998 son predicciones

Fecha: 22 de septiembre de 1998.

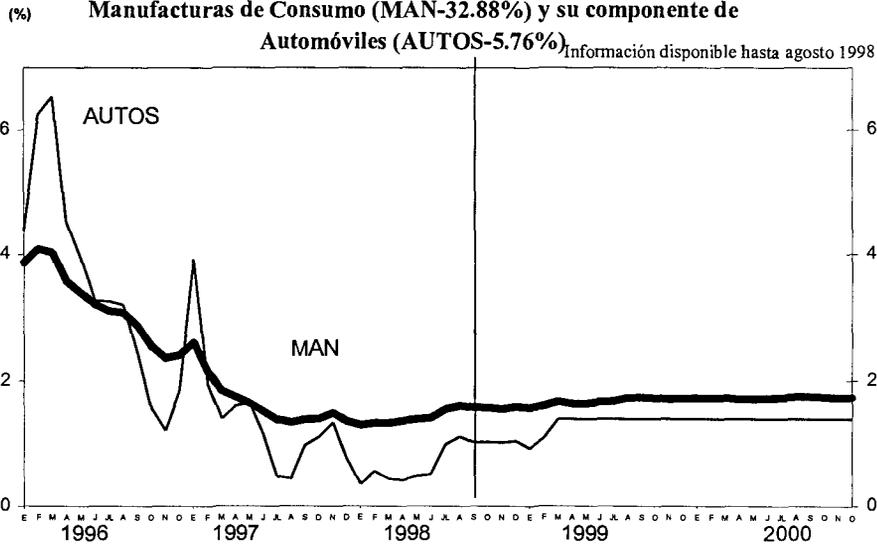
Crecimiento anual acumulado de los Índices de precios de manufacturas de consumo (MAN-32.88%) y su componente de prendas de vestir (VESTI-9.19%)



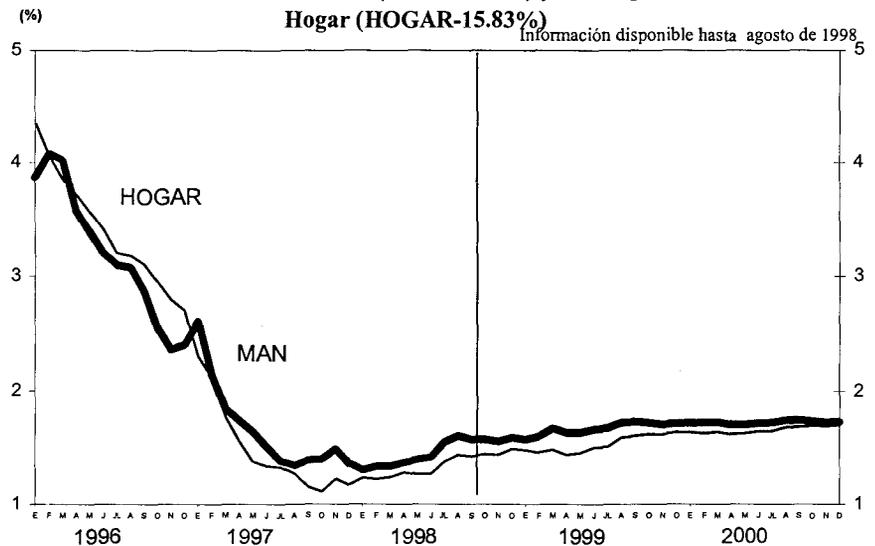
Crecimiento anual acumulado de los Índices de precios de manufacturas de consumo (MAN-32.88%) y su componente de calzado (CALZA-2.09%)



Crecimiento anual acumulado de los Índices de Precios de Manufacturas de Consumo (MAN-32.88%) y su componente de Automóviles (AUTOS-5.76%)



Crecimiento anual acumulado de los Índices de Precios de Manufacturas de Consumo (MAN-32.88%) y su componente de Hogar (HOGAR-15.83%)



Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico Universidad Carlos III de Madrid).

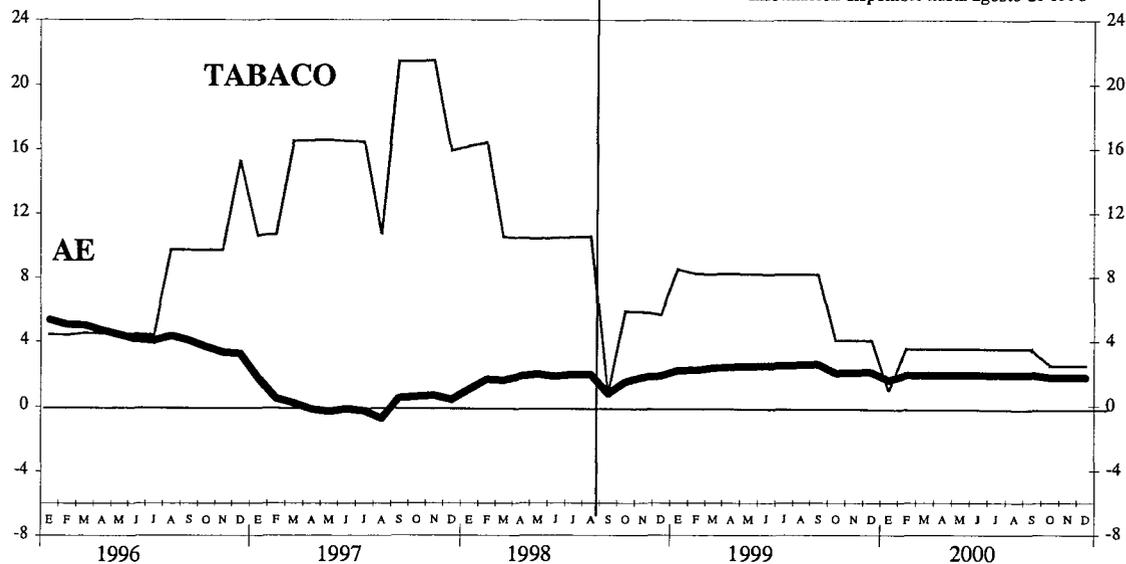
(* Las tasas están asignadas al final del periodo y desde septiembre de 1998 los datos son predicciones.

Fecha: 22 de septiembre de 1998.

Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Alimentos

Elaborados (AE-17.47%) y su componente de Tabaco (1.54%)

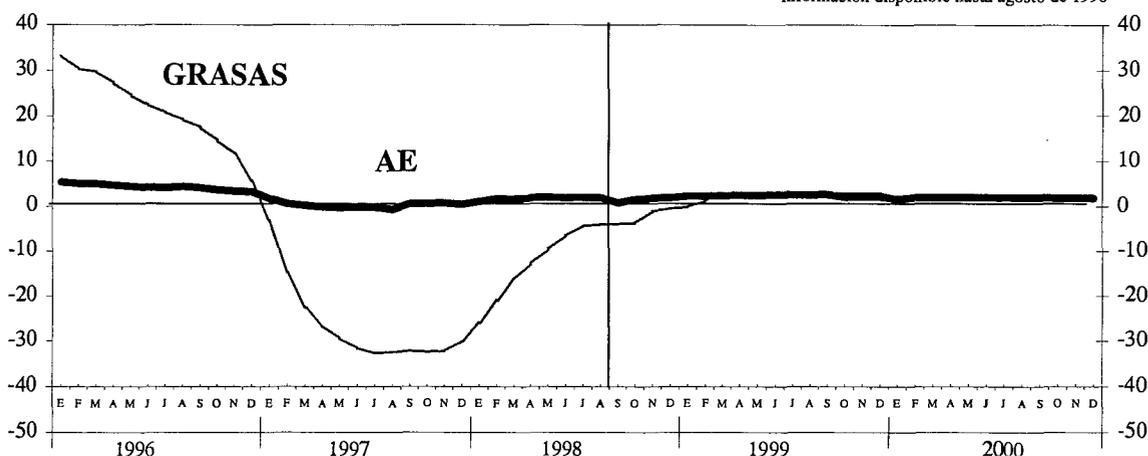
Información disponible hasta agosto de 1998



Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Alimentos

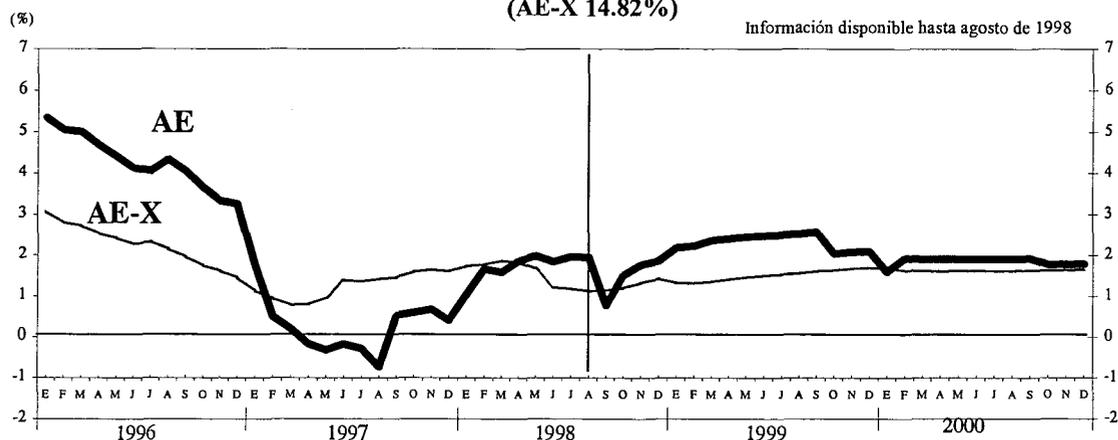
Elaborados (AE-17.47%) y su componente de Aceites y Grasas (1.12%)

Información disponible hasta agosto de 1998



Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de Alimentos Elaborados Total (AE-17.47%) sin los componentes de Tabaco y Aceites y Grasas (AE-X 14.82%)

Información disponible hasta agosto de 1998

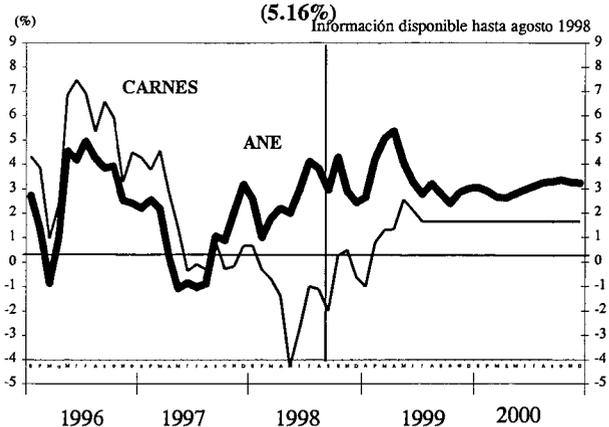


Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de predicción y Análisis Macroeconómico U.Carlos III de Madrid).

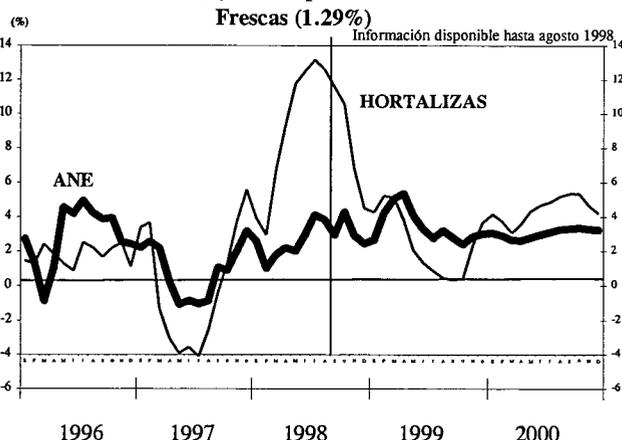
(*) Tasas asignadas a final del periodo y desde septiembre de 1998 son predicciones.

Fecha: 22 de septiembre de 1998.

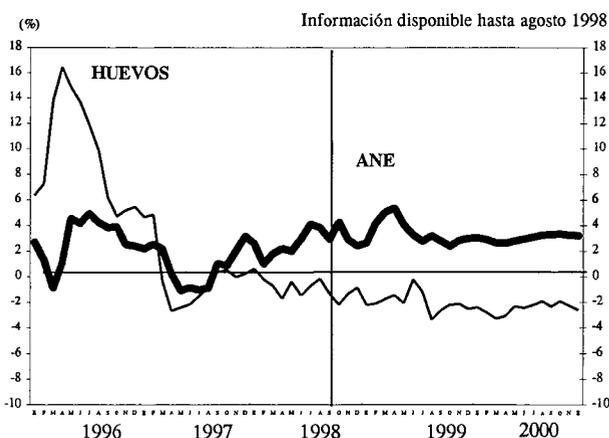
Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de alimentos no elaborados (ANE-11.88%) y su componente de Carnes (5.16%)



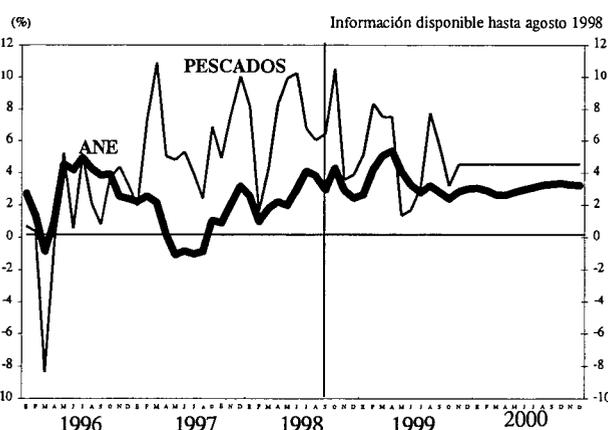
Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de alimentos no elaborados (ANE-11.88%) y su componente de Hortalizas Frescas (1.29%)



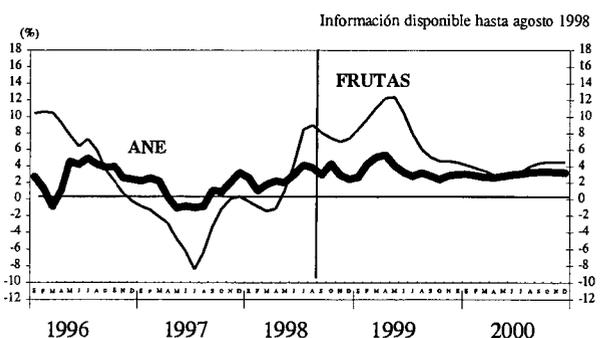
Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de alimentos no elaborados (ANE-11.88%) y su componente de Huevos (0.48%)



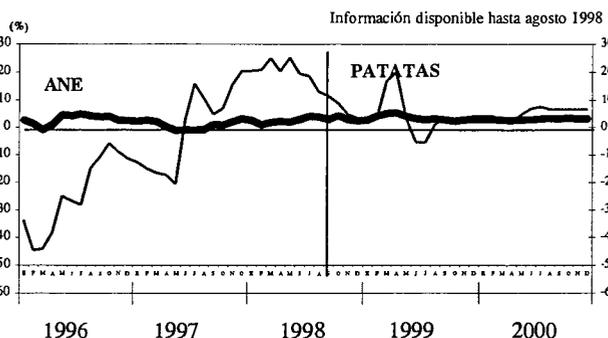
Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de alimentos no elaborados (ANE-11.88%) y su componente de Pescados Frescos (2.41%)



Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de alimentos no elaborados (ANE-11.88%) y su componente de Frutas Frescas (2.30%)



Crecimiento anual acumulado de los índices de precios al consumo de alimentos no elaborados (ANE-11.88%) y su componente de Patatas (0.38%)



Fuente: INE y elaboración propia (Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico Universidad Carlos III de Madrid)

Fecha: 22 de septiembre de 1998.

(*) Las tasas están asignadas al final del periodo y desde septiembre de 1998 los datos son predicciones

SPANISH INFLATION REPORT

THE SOLIDITY OF SPANISH CORE INFLATION (2,2%) INCREASES THE EXPECTATION OF A SIGNIFICANT INFLATION DIFFERENTIAL WITH RESPECT TO GERMAN INFLATION

SUMMARY

Inflation during the month of August was 0,27, much in accordance with the prediction of 0.24% made in this Boletín, the interannual rate moves to 2,07%.

Core inflation, which includes the behaviour of prices of non-energy manufactured goods and services except those of oils, tobacco and tourism, showed an increase of 0,20% as opposed to the 0,11% foreseen. Residual inflation, that which is derived from the prices of fresh food, energy products, oils, tobacco and tourism, behaved better than was expected, 0,48% as opposed to 0,68%, benefiting from the good figure observed in some components of fresh foods in the month of August.

The reason for the prediction error in core inflation is to be found in the services sector, in the index which eliminates prices of tourist packages, which has registered an annual rate of 3,44%, higher than growth rates observed over recent months. Growth expectations for this index have worsened, three factors explain this: (1) the increase in telephone charges which has not only not been neutral, as had been announced, but has in fact been higher than the prediction for moderate growth made in this publication; (2) the price of transport whose growth figures have contributed in recent times to moderation of inflation in the services sector but which are currently tending towards higher figures, and (3) hotel prices which are tending to consolidate in high figures. With all of this, core inflation is settling at 2,2% for 1998 and 2,2% for 1999. As well as this, as time passes the margin of confidence surrounding these levels is ever narrower and it is increasingly unlikely that inflation in 1999 will be higher than 2%.

Expectations concerning fresh food prices and those of energy products have improved, but residual inflation growth figures have been revised upwards with August's figures owing to the index referring to tobacco, oils and tourism. The mean figures estimated for residual inflation in 1998 and 1999 are 1,23% and 3,06% respectively.

The monthly inflation rate for September is expected to be 0,25%, owing to a growth of 0,19% in core inflation and 0,47% in residual inflation. The CPI annual rate prediction for December 1998 has worsened, estimated now to be at 2%.

The chief characteristics of inflation in Spain are an extraordinarily stable level of core inflation with residual inflation evolving with more fluctuations. Thus, throughout 1997 and 1998 residual inflation has contributed favourably to the overall pattern owing to the behaviour of prices of oils and energy products, it is not, however, expected that this will continue in 1999.

Consequently, the probability of inflation in the CPI being above core inflation - estimated at 2,32% - in 1999 is high. Specifically, the annual mean for the CPI foreseen for 1999 is of around 2,48%.

From this month onwards, inflation predictions for the year 2000 are to be included. As in 1999, core inflation will remain stable throughout 2000, at levels of around 2,3% reaching an annual mean of 2,28%. Residual inflation will not behave favourably in 2000 with a mean growth which will be higher than core inflation and estimated to be 2,77%. With all of the above the mean annual growth rate for the CPI in 2000 will be 2,39%.

In Germany, the annual inflation rate fell to 0,8% in August, the lowest since 1991. This fact, taken together with the stability of Spanish core inflation at 2,2% in 1998 and with the possibility of rising to 2,3% in 1999 means that expectations of significant differentials with Germany and France are more solid.

The financial storm unleashed as a result of the difficulties being experienced in Russia, Asia and Latin America has meant growth expectation in the developed economies has to be revised downwards.

In this way, the fear of a raise in interest rates in Germany and the US in the near future as a measure to counteract the risk of an increase in inflation is less imminent. The deceleration seen in the foreign component of aggregate demand will compensate for the vigorous domestic component of these economies, allowing for price stability that will last until external conditions cease to affect them. It is foreseeable, then, that it will not be until the second half of 1999 when intervention rates show a tendency to go up.

Table 1

ANNUAL RATES OF GROWTH ON CPI AND CPI-XT (1)
1998-2000 (2)

	Rate	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Avrg98/ Averg97(3)	Avrg99/ Averg98(4)	Avrg00/ Averg99(5)
CPI-XT (77.66%)	1998	2.17	2.15	2.15	2.16	2.18	2.11	2.15	2.26	2.26	2.28	2.29	2.34	2.21	2.32	2.28
	1999	2.27	2.31	2.35	2.33	2.34	2.36	2.37	2.27	2.29	2.30	2.30	2.31			
	2000	2.30	2.29	2.29	2.27	2.27	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28	2.28		
CPI (100%)	1998	1.96	1.79	1.79	2.00	1.99	2.06	2.25	2.07	1.83	2.14	1.98	2.00	1.99	2.48	2.39
	1999	2.10	2.40	2.67	2.70	2.64	2.60	2.49	2.49	2.49	2.37	2.41	2.44			
	2000	2.35	2.39	2.37	2.35	2.37	2.40	2.42	2.44	2.43	2.40	2.38	2.39			

(1) This index excludes from CPI the prices of energy, non-processed food, fats and oils, tobacco and tourism. (2) From September 1998 the figures are forecasted values; (3) Rate of growth of the mean level of 1998 over 1997; (4) Rate of growth of the mean level of 1999 over 1998; (5) Rate of growth of the mean level of 2000 over 1999.

Table 2

MONTHLY RATES OF GROWTH ON CPI AND CPI-X (1)
1998-2000 (2)

	Rate	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Dec98/ Dec97(3)	Dec99/ Dec98(4)	Dec00/ Dec99(5)
CPI-XT (77,66%)	1998	0.42	0.22	0.13	0.23	0.15	0.11	0.10	0.20	0.19	0.23	0.19	0.13	2.34	2.31	2.28
	1999	0.36	0.26	0.18	0.21	0.16	0.12	0.11	0.11	0.21	0.23	0.19	0.14			
	2000	0.34	0.26	0.18	0.19	0.16	0.13	0.12	0.11	0.21	0.23	0.19	0.15			
CPI (100%)	1998	0.24	-0.23	0.05	0.25	0.13	0.06	0.37	0.27	0.25	0.27	0.05	0.29	2.00	2.44	2.39
	1999	0.33	0.06	0.32	0.27	0.07	0.03	0.26	0.27	0.25	0.15	0.09	0.32			
	2000	0.24	0.10	0.29	0.26	0.09	0.05	0.28	0.29	0.24	0.12	0.07	0.32			

(1) This index excludes from CPI the prices of energy, non-processed food, fats and oils, tobacco and tourism. (2) From September 1998 the figures are forecasted values; (3) Rate of growth of December 1998 over December 1997; (4) Rate of growth of December 1999 over December 1998; (5) Rate of growth of theDecember 2000 over December 1999;

Source: INE

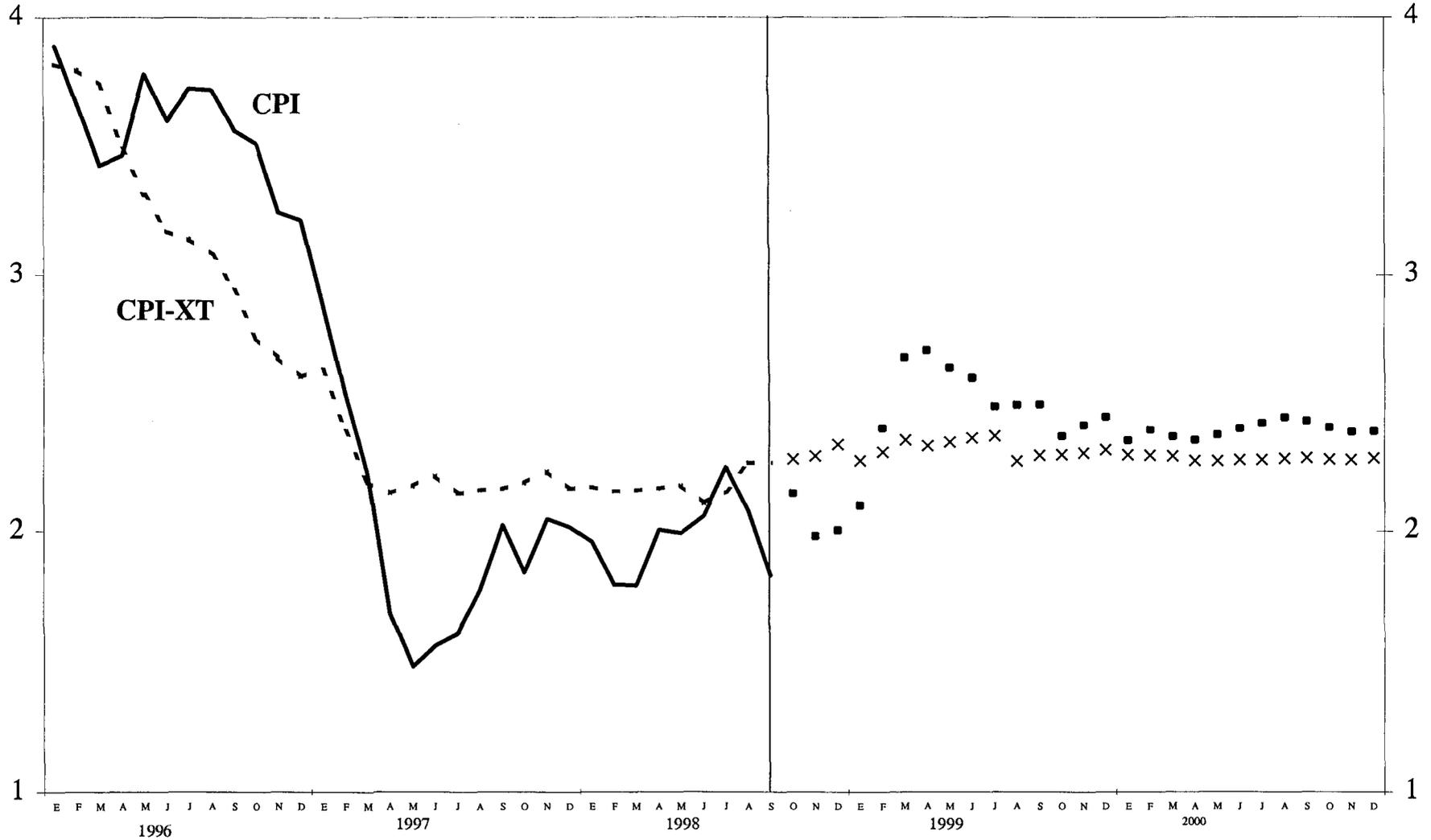
Date: 22st September 1998

Consumer price index (CPI) and consumer price index for Services and Non-energy Manufactured Goods excluding Fats, Oils, Tobacco and Tourism (CPI-XT)

(%)

Annual Growth Rate

Last available information august 1998



TEMA A DEBATE

TENDENCIA Y CICLOS EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Antoni Espasa y J. Manuel Martínez *

I. Introducción.

Antes de hablar del ciclo económico español es necesario realizar un conjunto de consideraciones iniciales y determinar con qué objetivo se aborda el tema cíclico. La primera consideración a realizar consiste en señalar la complejidad existente en diferenciar una evolutividad acíclica o tendencial en el nivel de una variable macroeconómica de una evolutividad cíclica. Este trabajo se ciñe a contemplar los **ciclos denominados de actividad económica** ("business cycles"), que suelen tener una periodicidad entre tres y seis años y constituyen el tipo de ciclo económico que se puede estudiar mejor.

Dado que la mayor parte de las series económicas con oscilaciones cíclicas muestran también una evolución tendencial, el análisis cíclico requiere disponer de **esquemas que expliquen al mismo tiempo la tendencia y el ciclo**. La tendencia de una serie temporal no se puede definir con precisión, pero de forma intuitiva se puede decir que es el componente acíclico de largo plazo en una serie temporal, es decir, el componente acíclico que tiende a perpetuarse. Los ciclos largos, aquéllos con periodicidad superior a la de los ciclos de actividad, en la práctica se confunden con la tendencia, pues con las series temporales existentes no es posible determinar si un componente es acíclico, es decir de periodicidad infinita, o cíclico de periodicidad larga.

Este trabajo empieza analizando **la tendencia del PIB español** para poder a continuación estudiar las oscilaciones en el mismo relacionadas con el ciclo de actividad. Para ello, se analizan los modelos cuantitativos que pueden ser de mayor interés para representar tendencias y ciclos en macroeconomía. Los modelos empleados no son estructurales, sino de forma final, univariantes, y por tanto no incorporan una teoría económica concreta en su formulación.

(*) Espasa, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid, email: espasa@est-econ.uc3m.es. Martínez, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid, email: jmmm@est-econ.uc3m.es. Este trabajo ha sido realizado dentro de los proyectos PB95-0299 y APC95-0090 de la DGES y ha sido financiado por la Fundación Universidad Carlos III de Madrid. Ponencia presentada en el seminario "El ciclo económico español y la valoración de la situación macroeconómica en 1998" en la Universidad Carlos III, el día 8 de Mayo de 1998. Agradecemos los comentarios realizados por José Viñals, Javier Fernández-Macho, Luis de Guindos y Carlos Sebastián recibidos en dicho seminario.

El trabajo se organiza como sigue. En la sección II se analizan diferentes modelos para la tendencia de las variables económicas. Los resultados para el PIB español se muestran en la sección III. La sección IV se dedica a estudiar distintos modelos para los ciclos de actividad. Se analizan los resultados para el PIB español y se discuten las implicaciones de la no linealidad en la simetría, analizándose los diferentes efectos que tienen las perturbaciones negativas con relación a las positivas y cómo tales efectos dependen además del momento histórico en el que aparece la perturbación. La sección V se dedica a considerar los factores que pueden propiciar las recuperaciones cíclicas en la economía española. Finalmente, la sección VI recoge las principales conclusiones.

II. La tendencia en las variables macroeconómicas.

Para el tipo de análisis de los datos económicos mencionado en la introducción, resulta útil partir de una caracterización de las peculiaridades básicas que se encuentran en las series temporales macroeconómicas. La orientación estocástica en el análisis económico ha ido en aumento y el trabajo de Haavelmo (1941) constituye el punto de no retorno en dicho sentido. Burns y Mitchel (1946) demostraban con gran soporte empírico que resultaba útil analizar las fluctuaciones económicas en términos de diferentes fases cíclicas y Nerlove (1964) y Granger (1966) formulaban esquemas estocásticos típicos sobre la tendencia y evolución de una serie económica. Posteriormente, los modelos lineales ARIMA propuestos por Box y Jenkins (1970) han sido de aplicación universal en el ámbito económico y trabajos como los de Shiskin et al. (1967) y de Nelson y Plosser (1982) han contribuido a desterrar prácticamente las formulaciones deterministas en el análisis de las tendencias económicas.

El mantenimiento durante muchas décadas de **formulaciones determinísticas de las tendencias económicas** no resulta tan absurda como puede parecerle al lector actual. **Su fundamento** reside en que el desarrollo tendencial que muestran los datos económicos se manifiesta con fuertes restricciones, dando lugar a una evolución temporal muy suave que la teoría económica avala. **Un modelo con tendencia determinista** es, por ejemplo, el propuesto por **Blanchard (1981)** para el PIB de EE.UU:

$$Y_t = c + bt + \eta_t \quad [\text{modelo } I(0,2)] \quad (1)$$

donde la **tendencia, T_t , es lineal:**

$$T_t = c + bt = T_{t-1} + b. \quad (2)$$

En (2) la tendencia es determinística ya que dados los parámetros c y b que la definen no existe incertidumbre alguna sobre su valor en cualquier momento del tiempo. En la variable Y_t del modelo (1) además de la referida tendencia, e independientemente de ella, aparecen unas **oscilaciones**, η_t , estocásticas, estacionarias e invertibles, que se corresponderían con el comportamiento cíclico de la variable en cuestión. Este **componente cíclico** tiene una representación lineal en función de su propio pasado:

$$\eta_t = \phi_1 \eta_{t-1} + \phi_2 \eta_{t-2} + \dots + a_t \quad (3)$$

en donde $\eta_t = Y_t - c - bt$, y a_t es una perturbación aleatoria (ruido blanco) que se incorpora en la determinación de η_t y que recoge los múltiples impactos impredecibles que llegan a η_t , y por tanto a Y_t , en el momento t . La dependencia de η_t en (3) del pasado puede ser muy larga o ilimitada, pero convergente, verificándose que:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \phi_j = 0 \quad (4)$$

Con ello, sustituyendo η_{t-j} ($j = 1, 2, \dots$) en (3) por su valor de acuerdo con (3) se llega a que el componente cíclico se puede formular también como:

$$\eta_t = a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} \dots \quad (5)$$

donde la secuencia de coeficientes ψ_j es también convergente y cumple una propiedad similar a (4).

En el modelo (1) la tendencia $T_t (=c + bt)$ no se ve afectada por las perturbaciones aleatorias - a_t que se incorporan en cada momento al sistema y, por eso, la tendencia es plenamente predecible y decimos que es determinística. Por contra, el componente cíclico de Y_t en (1) es aleatorio pues viene afectado por las perturbaciones a_t . El componente cíclico en este esquema tiene dos factores, una estructura de ponderaciones ψ_j fija y una secuencia de perturbaciones aleatorias. En (5) las perturbaciones aleatorias son el único factor que determina que los ciclos tengan amplitudes y periodos diferentes. Por otro lado, este modelo trata del mismo modo, es decir, con la misma ponderación, una perturbación positiva que una negativa.

Una alternativa a los modelos de tendencia determinística la constituyen los modelos ARIMA. Un modelo ARIMA para series temporales con tendencia puede formularse de la siguiente forma:

$$Y_t = Y_{t-1} + (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \eta_t \quad [\text{modelo } I(2,0)] \quad (6)$$

La tendencia en (6) tiene dos características: (a) estar definida en términos de la variable Y y (b) con coeficientes unitarios (raíces unitarias), ya que tanto Y_{t-1} como $(Y_{t-1} - Y_{t-2})$ tienen coeficientes de valor uno. Debido a la característica (a), la tendencia de (6) incorpora las perturbaciones impredecibles - a_t - que en cada momento se van introduciendo a través de η_t en la variable Y_t . Por otra parte, debido a (b), tal incorporación se hace con ponderaciones que no convergen hacia

cero, con lo que las perturbaciones en este modelo son persistentes en la tendencia y en la variable Y_t . Con tales propiedades sobre la tendencia en el modelo (6), ahora sí que existe incertidumbre sobre la evolución tendencial futura. Además, tal incertidumbre no está acotada a medida que se amplía el horizonte futuro. Los modelos (6) tienen dos coeficientes unitarios en la tendencia, uno para Y_{t-1} y otro para $(Y_{t-1} - Y_{t-2})$ por lo que se les denomina procesos integrados de segundo orden $I(2)$.

La tendencia recogida en (6) se puede suavizar de la forma:

$$Y_t = Y_{t-1} + b + \eta_t, \quad [\text{modelo } I(1,1)] \quad (7)$$

donde ahora el crecimiento b que se incorpora en cada momento es fijo, y, por tanto, inmutable con las innovaciones. En este modelo la tendencia es aleatoria pues descansa sobre un nivel aleatorio de partida (Y_{t-1}) pero está restringida a tener crecimiento constante a largo plazo que viene dado por el parámetro b . Sin embargo, tiene la propiedad de que el crecimiento a largo plazo, b , no cambia con ningún tipo de perturbación que pueda llegar al sistema. Esto parece excesivamente rígido para representar fenómenos económicos y se puede flexibilizar del modo siguiente:

$$Y_t = Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \zeta_{jt} + \eta_t, \quad [\text{modelo } I(1,1^s)] \quad (8)$$

donde $\zeta_{jt} = \begin{cases} 1, & t > t_j \\ 0, & t \leq t_j \end{cases}$ y $b_j, j = 1, \dots, k$ son parámetros con valores fijos.

En (8) para una muestra de T observaciones, $1, 2, \dots, T$, existen k momentos t_1, t_2, \dots, t_k en los que el crecimiento cambia en una magnitud b_j . En series macroeconómicas, k suele ser un valor muy pequeño, por ejemplo, 2 ó 3 como máximo en cada período de unos cincuenta años de observaciones en series como el PIB. El modelo (8) también es un modelo $I(1,1)$ pero en el que el crecimiento b , no es fijo, sino segmentado, por lo que en Martínez y Espasa (1998(a)) se le denomina $I(1,1^s)$, donde el superíndice s se refiere a la segmentación en la tasa de crecimiento.

La terminología anterior, tomada de Espasa y Cancelo (1993), se generaliza en Espasa y Peña (1995) con la expresión $I(d,m)$, donde d se refiere al número de componentes aleatorios con coeficiente unitario en la tendencia y m al número de componentes determinísticos en la tendencia. Con ello el modelo (1) sería $I(0,2)$, ya que tiene dos componentes determinísticos tendenciales: uno, T_{t-1} , de nivel y otro, b , de crecimiento. Conviene observar, que en todos los modelos comentados $h^* = d + m = 2$, indicando que representan tendencias con un mismo orden h^* de componentes, pero con diferentes niveles de restricción o aleatoriedad. En los modelos $I(1,1^s)$ existen dos fuentes de aleatoriedad en la tendencia. Una la ya comentada debida a las innovaciones a_t , que se pueden denominar habituales, y otra, no explicitada en el modelo, que esporádicamente provoca la mencionada segmentación en el crecimiento. Las segmentaciones en el crecimiento en estos modelos son difíciles de prever, además, si una vez que se ha dado una

segmentación el analista no lo detecta y no la introduce en el modelo, el esquema $I(1,1^s)$ antiguo predecirá mal el comportamiento futuro, pues no incorpora el cambio acaecido en la tasa de crecimiento. Frente a ello, si la variable Y_t viene generada por un modelo $I(1,1^s)$, pero la serie temporal disponible sobre ella se está analizando con un modelo $I(2,0)$ del tipo recogido en la ecuación (6), se tiene que el modelo $I(2,0)$ también predecirá mal el momento t_j en el que se produce la segmentación, pero posteriormente, $(t_j + 1)$ en adelante, predecirá bien ya que incorpora el crecimiento adecuado $(Y_t - Y_{t-1})$. Por eso en series que tienen tendencias $I(d,m^s)$ de orden $h^* = 2$, Box-Jenkins propusieron recoger toda la aleatoriedad de la tendencia con $d=2$ y $m=0$, es decir con el modelo (6). La propuesta de Box-Jenkins resulta muy útil para predecir, pero para recoger las características básicas de variables macroeconómicas los modelos $I(1,1^s)$ pueden ser preferibles.

Otro tipo de modelos que resultan también de interés para la tendencia son modelos integrados en los que los coeficientes unitarios (raíces unitarias) no son fijos sino cambiantes en el tiempo. Senra (1998) denomina $I(d^c,m)$ a tales modelos, en donde el superíndice c indica que la raíz unitaria no es fija. En los modelos $I(d^c,m)$ según sean los cambios en la raíz unitaria se producen alteraciones tendenciales o alteraciones de naturaleza cíclica. En los últimos años, la literatura sobre modelos $I(d^c,m)$ empieza a desarrollarse con rapidez y tres trabajos representativos al respecto son los de Leybourne et al. (1996), Granger y Swanson (1997) y González y Gonzalo (1997). Lo importante de los modelos $I(d^c,m)$ con una raíz unitaria cambiante es que a corto y medio plazo generan evoluciones tendenciales de magnitud $h^* = d + m$, pero su largo plazo puede corresponder a tendencias de orden $(h^* - 1)$. Esto se demuestra e ilustra en González y Gonzalo (1997).

III. Modelos para la tendencia del PIB en la economía española.

El comportamiento del PIB resulta ser compatible con procesos $I(1,1^s)$ y con procesos $I(2,0)$. El orden de integrabilidad de las series, es decir, el valor de d en la terminología $I(d,m^s)$, tiene importantes consecuencias teóricas sobre el largo plazo, tal como se ha discutido en la sección precedente. No obstante, en la práctica, cuando se trabaja en pequeñas muestras, puede resultar imposible distinguir entre procesos $I(2,0)$ y $I(1,1^s)$, por el principio de equivalencia observacional que demuestra Blough (1992).

Conviene señalar que los modelos descritos en la sección anterior vienen referidos sobre Y_t y, en la práctica, Y_t suele ser la transformación logarítmica de la variable original, que podemos denominar X_t . Para obtener una primera aproximación sobre si el modelo $I(1,1)$ o $I(1,1^s)$ puede ser adecuado para una determinada variable (expresada en logaritmos) Y_t , conviene transformar ésta del modo:

$$y_t = Y_t - Y_{t-1}. \quad (9)$$

En (9) y_t puede verse como la tasa de crecimiento en t de la variable original X_t .

En el gráfico 3.1 se representan las series del $\log PIB_t$, $\Delta \log PIB_t$ y $\Delta^2 \log PIB_t$, respectivamente. La serie $\log PIB_t$ está completamente dominada por su tendencia. El

análisis de la serie diferenciada muestra que la media no ha permanecido constante en toda la muestra, sino que presenta al menos un cambio brusco a principios del año 1974, alrededor de la fecha de la primera crisis del petróleo y fijada en Espasa (1984) en 1974:2. El crecimiento medio trimestral fue del 1.6% entre los años 1970-1974 y de apenas el 0.5% en el resto de la muestra. Este hecho parece indicar que alrededor de la fecha mencionada se ha producido una caída permanente en el crecimiento medio del PIB. El efecto de la segunda crisis de la energía, para la que su inicio en Espasa (1984) se fecha en 1979:4, no parece ahora, con una muestra más allá de 1982 tan permanente. Por último, otra caída brusca se produce entre los años 1991-1992 y parece que su efecto también ha sido temporal, pudiendo darse por finalizado a principios de 1994. A partir del análisis gráfico **se puede conjeturar la existencia de un cambio estructural importante en el año 1974, que supuso una disminución permanente en la tasa de crecimiento del PIB y dos caídas de nivel, posiblemente de carácter transitorio, como consecuencia de las dos crisis posteriores.**

Tras la aplicación de una serie de contrastes estadísticos relativamente sofisticados, Martínez y Espasa (1998(a)) confirman la conjetura realizada al final del párrafo anterior. En dicho trabajo se señala además la presencia de una observación atípica en el primer trimestre de 1980 sin que exista justificación aparente para ello. Quizás dicha posible anomalía en el PIB es consecuencia de algún aspecto metodológico en la elaboración de los datos. De hecho revisiones recientes del INE de los datos del PIB introducen cambios importantes en los datos correspondientes a los primeros años de la década de los ochenta. Es conveniente señalar, que se están estimando cambios estructurales en el ámbito univariante, es decir, de una serie individual. Es probable que considerando a escala global la economía española, contemplando un número amplio de series y no solamente el PIB, la segunda crisis de la energía tuviese un mayor efecto y que el cambio estructural tuviese que fecharse posteriormente. No obstante, sobre el PIB individualmente considerado, se obtiene que aplicando técnicas econométricas la mejor opción para la localización del cambio de tendencia es el año 1974.

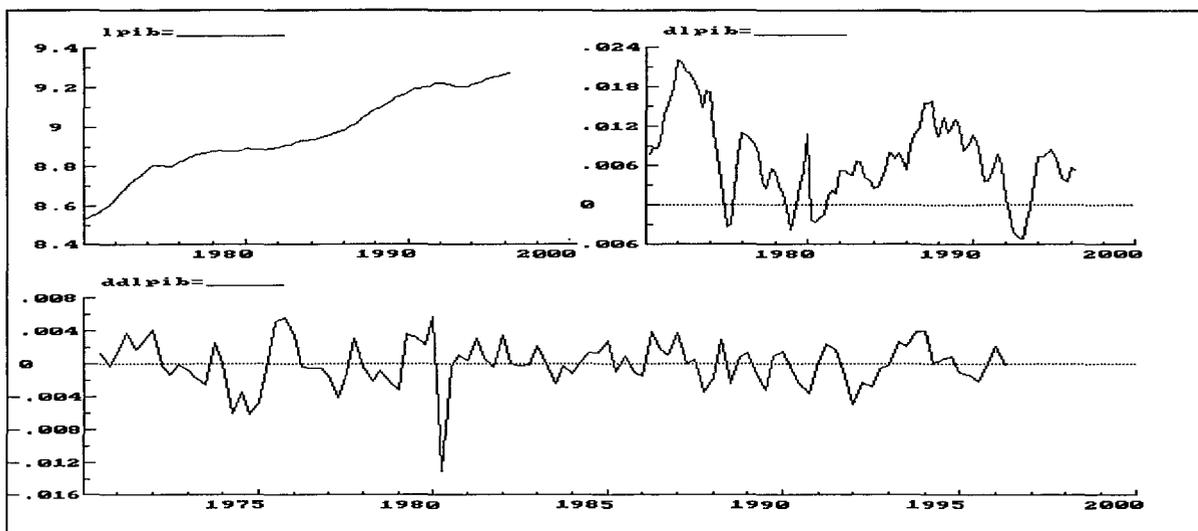


Gráfico 3.1. El PIB español en términos reales a precios de mercado. Serie en logaritmos (*lpiib*) y sus primeras (*dlpiib*) y segundas (*ddlpiib*) diferencias.

Para la serie $y_t = \Delta \log \text{PIB}_t$, en Martínez y Espasa (1998a) se propone el siguiente modelo:

$$\Delta \log \text{PIB}_t = 0.0113 - 0.00465 \zeta_{742,t} + \eta_t, \quad (10)$$

donde ζ es la variable binaria descrita en el modelo 8, que en este caso toma el valor unidad a partir del segundo trimestre de 1974. En él, el componente cíclico η_t , además de una estructura aleatoria que le es propia, contiene estructuras determinísticas que recogen las caídas bruscas y pasajeras en el crecimiento del PIB al comienzo de la segunda crisis energética y al comienzo de la crisis de principios de esta década. En el componente η_t destaca un comportamiento aleatorio cíclico de una periodicidad media de 26 trimestres y con una tasa de amortiguamiento del 11% en cada observación.

El crecimiento del PIB tiene una evolución cíclica evidente y, además es probable que su comportamiento dinámico sea dependiente de la situación cíclica, resultando con ello un comportamiento asimétrico del PIB en las diferentes fases del ciclo. Este hecho no puede ser tenido en cuenta por modelos lineales como los estudiados en esta sección. Una clase de modelos no lineales capaces de representar este tipo de comportamientos son los modelos TAR, que se analizan a continuación.

IV. Modelos cuantitativos para los ciclos de actividad de las variables macroeconómicas.

Además de posibles truncamientos tendenciales, es frecuente que variables macroeconómicas como el PIB registren importantes cambios en su nivel que están asociados a los ciclos de actividad económica. Para el componente cíclico en el modelos 1 de la sección anterior se comentó que incluía estructuras determinísticas

pasajeras que captaban esos cambios bruscos en la tasa de crecimiento del PIB al principio de las dos últimas crisis. En tales casos, debido entre otras cosas a que en los ciclos económicos no se da una estructura simétrica, conviene modelizar el comportamiento cíclico mediante estructuras no lineales. La literatura econométrica al respecto ha cogido un auge especial tras la aparición de los trabajos de Tong y Lim (1980), sobre modelos autorregresivos por umbrales, y de Hamilton (1989), sobre modelos con esquemas markovianos de cambio (MS).

En el modelo de Hamilton, los cambios se producen exógenamente a través de una variable de estado que no se observa, pero sobre la que se postula que sigue un esquema markoviano con dos regímenes y probabilidades fijas de transición de uno a otro. Estos modelos con esquemas markovianos de cambio son muy sugestivos, pero la estimación e inferencia en ellos debido a la no observabilidad de la variable estado, resulta compleja o incluso no está resuelta. Este es el caso cuando el modelo inicial de Hamilton se amplía en varias direcciones a la vez, aspecto que parece necesario para el tratamiento de los datos económicos (véase, por ejemplo, Goodwin (1993)). Por ello, resulta de interés contemplar modelos que, manteniendo la idea de que el nivel y estructura temporal en un fenómeno económico dependan de la fase cíclica en la que éste se encuentre, sean más simples de especificar y estimar. Entre estas alternativas se encuentran los **modelos autorregresivos por umbrales, TAR**. Dentro de los modelos TAR, aquéllos en los que la variable indicador depende de los propios retardos de la variable endógena se les denomina **autoprovocados (SETAR)**, y son los que han recibido mayor atención, aunque sólo sea por la enorme comodidad que supone no tener que buscar las variables exógenas de las que puede depender el indicador. En cualquier caso los modelos MS y TAR, que aparentemente son muy distintos, resultan ser estructuras muy similares para representar variables macroeconómicas como el PIB de USA, tal como se discute en Tiao y Tsay (1994). Además, se puede demostrar (véase Krolzig (1997) página 27) que los modelos MS y TAR pueden en determinados casos ser estructuras observacionalmente equivalentes.

La aplicación de los modelos SETAR a series macroeconómicas se centró inicialmente en modelos con dos regímenes, en los que el indicador dependía de un retardo d de la variable endógena. No obstante, al igual que en el caso de modelos con esquemas markovianos de cambio, se ha ido viendo la necesidad de ampliar el número de regímenes cuando se trata con series macroeconómicas. En esta ampliación se han seguido básicamente dos direcciones. Una, representada por Tiao y Tsay (1994), T-T en adelante, en la que el mayor número de regímenes -cuatro en su caso- se definen a partir de un indicador que es función de más de un retardo de la variable endógena. Otra, la empleada en Beaudry y Koop (1993) y desarrollada con gran amplitud en Pesaran y Potter (1997), P-P en adelante. En esta última orientación, el número de regímenes puede ser bastante amplio, pero al coste de imponer fuertes restricciones entre los regímenes.

Es posible señalar una motivación común en los trabajos de T-T y P-P consistente en la pretensión de definir los diferentes regímenes, en función de lo que se considera que son las características básicas de crecimiento de las series macroeconómicas en las distintas fases cíclicas. Esta vinculación común, hace que ambos modelos estén mucho más próximos entre sí de lo que parece inicialmente. Sin embargo, la estimación del modelo de T-T es muchísimo más simple que la de P-P. Ambos

trabajos se aplican sobre el PIB de EEUU y obtienen resultados similares. Además, en ambos se ha puesto especial cuidado en captar el hecho de cambio de signo en la media de la tasa de crecimiento al pasar de un régimen de desaceleración a uno de recesión. **En conclusión, se puede decir que enfoques no lineales diferentes – Hamilton (1989), Tiao y Tsay (1994) y Pesaran y Potter (1997)- parecen dar resultados similares, con lo que posiblemente, al menos para la serie mencionada, se trata de aproximaciones equivalentes del universo no lineal que se pretende modelizar.**

De lo que anterior se deriva, que un modelo TAR sobre las primeras diferencias del PIB con posibles segmentaciones en los niveles medios constituye un esquema sencillo, pero con suficiente flexibilidad, para captar lo que pueden ser los principales aspectos no lineales presentes en la tendencia y componente cíclico de dicha variable. El operador de primeras diferencias junto con la segmentación en la media de la serie diferenciada, permiten recoger una evolución tendencial que siendo no lineal sí que lo es a grandes tramos.

El objetivo de esta parte del trabajo es presentar el análisis univariante no lineal sobre el PIB español recogido en Martínez y Espasa (1998(a)). El trabajo se sitúa sobre un esquema bastante general como son los modelos TAR sobre series diferenciadas con medias segmentadas y pretende demostrar, que este tipo de modelos son adecuados para representar las características del PIB español con estructuras que resultan más congruentes con ciertos requerimientos de la teoría económica como: (a) crecimiento estocástico y con cambios permanentes esporádicos e incertidumbre futura acotada, (b) asimetría en la evolución cíclica, (c) irreversibilidad temporal etc.

El procedimiento ideal para determinar los distintos regímenes vinculados a la evolución cíclica del PIB, podría basarse en los máximos y mínimos relevantes de la serie correspondiente a sus tasas de crecimiento trimestrales. Así, si estos puntos extremos fuesen conocidos, se podría diferenciar al menos las siguientes situaciones: una fase de debilitamiento entre un máximo y el siguiente cero, una fase de recesión entre este cero y siguiente mínimo, y una fase de recuperación-expansión entre este mínimo y el siguiente máximo. Además, podría ser relevante distinguir dentro de esta última, entre recuperación, observaciones entre el mínimo y cero, y expansión caracterizando a las observaciones comprendidas entre cero y el máximo. El problema de este enfoque es que los máximos y mínimos relevantes no se conocen con lo que habría que estimarlos. La alternativa es establecer unos criterios de crecimiento negativo, crecimiento acelerado y desacelerado en función de los datos. Las opciones que se podrían plantear son las siguientes. Una posibilidad consiste en definir la situación en t como función de algún indicador adelantado. Esta opción es de gran interés, pero determinar un indicador de tales características para variables como el PIB trimestral es realmente complejo, pues tal indicador tendrá que definirse sobre un número grande de variables.

Siguiendo el enfoque de Tiao y Tsay (1994), la solución por la que se opta en Martínez y Espasa (1998(a)) es definir la situación en t en función de información sobre el PIB conocida en $t-1$, y **proponen la siguiente familia de modelos TAR:**

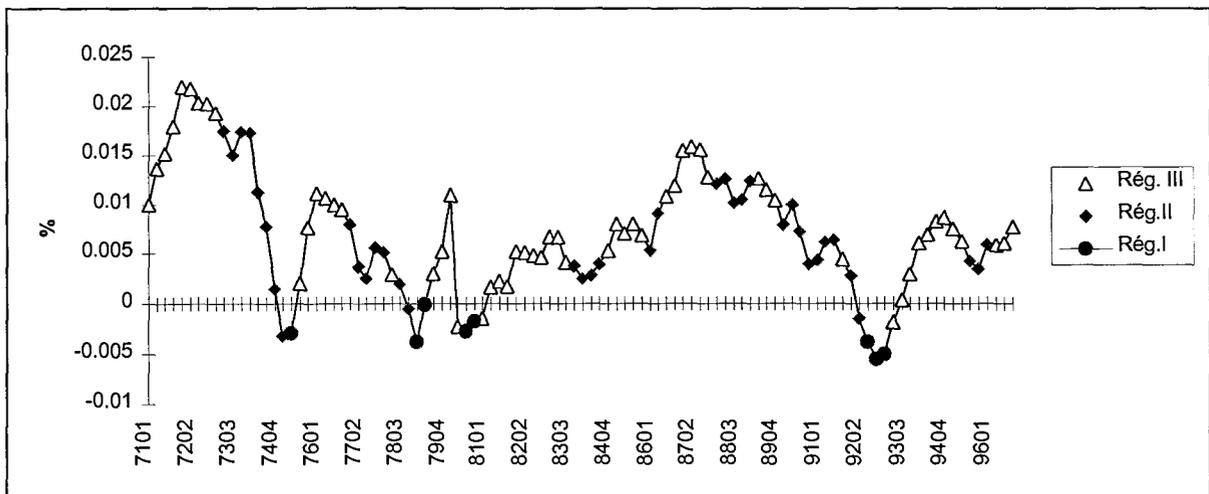


Gráfico 4.1. Evolución del crecimiento trimestral del PIB a partir de los tres regímenes definidos. $A=0$.

La desviación típica residual global, σ , del modelo es **0.00184**. El modelo requiere la inclusión de una variable artificial de tipo escalón a partir de 1974:2 (ζ 742_t) para recoger el cambio tendencial discutido anteriormente². La observación correspondiente a 1980:2, perteneciente al régimen III, se tiene que intervenir mediante una variable artificial de tipo impulso, 1802_t. El número de observaciones en cada régimen son 8, 40 y 54 respectivamente.

El modelo para y_t muestra un comportamiento muy distinto en cada uno de los regímenes. En el régimen III el crecimiento trimestral del PIB sigue un proceso AR(5) estacionario con cuatro raíces complejas, indicando un comportamiento cíclico. Los períodos asociados a cada par de raíces complejas son 6.20 y 8.96 trimestres respectivamente. **El crecimiento medio en el régimen III es de un 3.15% anual a partir de 1974:2, una vez que se ha tenido en cuenta el efecto de la crisis.** El modelo del régimen II no tiene el término constante significativo (t-valor < 0.5) y en él, el crecimiento trimestral medio condicional decae hacia cero a una tasa del 11%. Es importante señalar la mayor varianza que se encuentra en el régimen II, indicando un comportamiento heterocedástico del PIB. La varianza es dependiente de la situación cíclica. La fase de contracción está caracterizada por un crecimiento medio negativo con una estructura dinámica, que con la muestra empleada, no resulta ser estadísticamente significativa según los criterios usuales. En cualquier caso, esa dinámica lleva a mantener tasas de variación negativas.

El comportamiento en predicción del modelo no lineal estimado es notable. La raíz cuadrada del error cuadrático medio para el mismo ejercicio de predicción realizado con los modelos lineales de la sección anterior es de 0.00106 y 0.00190 para uno y cuatro periodos de antelación respectivamente. **Los modelos TAR pueden competir con los modelos lineales en predicción. En particular el modelo TAR con tres regímenes muestra muy buenas propiedades tanto a corto como a medio plazo, incluso mejorando la predicción que se obtiene con las formulaciones lineales.** En el

²En el régimen II el modelo se muestra satisfactoriamente estable en toda la muestra. Una intervención equivalente a la establecida para el régimen III no resulta significativa en el régimen II.

cuadro 4.1 se adjuntan además las previsiones realizadas por los modelos para los próximos dos años.

Cuadro 4.1. Predicciones para el PIB. Última información 97:4.					
Crecimiento intertrimestral			Crecimiento interanual		
	TAR	Lineal		TAR	Lineal
1998: 1	0.9357	0.8500	1998: 1	3.67	3.59
1998: 2	0.9033	0.8200	1998: 2	3.75	3.58
1998: 3	0.9164	0.7500	1998: 3	3.73	3.38
1998: 4	0.9364	0.7400	1998: 4	3.76	3.21
1999: 1	0.8544	0.7400	1999: 1	3.68	3.10
1999: 2	0.8183	0.7300	1999: 2	3.59	3.00
1999: 3	0.8266	0.7400	1999: 3	3.50	2.99
1999: 4	0.7172	0.7300	1999: 4	3.27	2.98

De las estimaciones obtenidas con el modelo TAR, independientemente del valor considerado para A , se desprenden características de interés para el PIB español. En primer lugar, los ciclos no son simétricos. Las desaceleraciones son suaves, mientras que las recuperaciones son oscilantes con ciclos cortos. Segundo, las innovaciones del PIB no son homocedásticas, encontrándose menor varianza en las recuperaciones. Este hecho implica que los residuos obtenidos con los modelos lineales $I(1, 1^s)$ son heterocedásticos. Tercero, las desaceleraciones tienden a una situación de crecimiento nulo, por lo que en las recesiones no se entra por la dinámica del sistema sino por una perturbación negativa. Cuarto, en la fase de recesión no existe una dinámica que favorezca la salida de la misma. Así pues, la salida sólo se produce cuando aparecen innovaciones positivas calificadas.

La familia de modelos TAR propuesta en Martínez y Espasa (1998(a)) presenta tres características importantes que generan comportamientos asimétricos. Tales características son: el cambio en el nivel medio, en la dinámica y en la varianza residual. Con el objetivo de ilustrar y evaluar las implicaciones de estas asimetrías se utilizará el concepto de función de respuesta a un impulso (FRI). Una función de respuesta a un impulso describe el efecto incremental de una perturbación en el instante t sobre los valores futuros de una variable, es decir recoge el efecto multiplicador de una perturbación hacia el futuro. En modelos lineales, las funciones de respuesta a impulsos son independientes del estado del sistema. Además, también se caracterizan por ser simétricas respecto a impulsos positivos y negativos, siendo proporcionales a su tamaño. Esta proporcionalidad se obvia considerando impulsos unitarios, $v=1$, con lo cual la función de respuesta con esa normalización es independiente del impacto y de la historia, considerándose como una función dependiente únicamente del horizonte futuro h . Sin embargo, las funciones de respuesta a impulsos para los modelos no lineales (FRINL) son mucho más complejas, siendo funciones de: (1) la historia de la serie temporal (2) del tamaño y (3) del signo de la perturbación.

Con el objetivo de obtener más información sobre las propiedades dinámicas del modelo TAR con tres regímenes propuesto anteriormente, Martínez y Espasa (1998(b)) utilizan la función generalizada de respuesta a una alteración de tipo

impulso en las innovaciones, FRIG, definida en el trabajo de Koop et al. (1996). Las principales conclusiones obtenidas a partir de su estimación se resumen en el cuadro 5.1.

Los resultados más importantes que se obtienen en Martínez y Espasa (1998(b)) son firmes, es decir son independientes del parámetro A que se fije. Los más importantes pueden resumirse en: (i) ninguna perturbación tiene efectos permanentes sobre la tasa de crecimiento del PIB, y cuando se refiere en el texto a persistencia es siempre relativa al efecto de una perturbación sobre el nivel del PIB; (ii) en las recesiones, el efecto de las perturbaciones positivas es significativamente muy superior al de las negativas; (iii) la función de respuesta evoluciona cíclicamente y muestra importantes asimetrías; (iv) en el régimen I se encuentra la menor persistencia en media para cualquier tipo de perturbación y la menor dispersión para las perturbaciones negativas; (v) para las perturbaciones positivas, la menor dispersión aparece en el régimen III; (vi) la mayor persistencia en media y la mayor dispersión se observa en el régimen II, tanto para las perturbaciones negativas como para las positivas; (vii) en media las innovaciones positivas tienen mayor efecto a corto y medio plazo que las negativas para todos los regímenes.

Cuadro 5.1. Características que aparecen en la FRIG.	
<i>Características generales:</i>	
(a) A largo plazo las perturbaciones tienen efecto nulo, por lo que la tasa de crecimiento del PIB a largo plazo se comporta como un proceso estacionario.	
(b) Las funciones de respuesta son oscilantes, en general. Primero se agudiza el efecto del signo correspondiente y posteriormente tienen a cero.	
<i>Características particulares:</i>	
<i>Periodo en el que se produce la innovación.</i>	<i>Características de la FRIG.</i>
Expansión:	(i) Mayor efecto absoluto a corto plazo de los impactos positivos que de los negativos. (ii) Las respuestas de un mismo signo pero de magnitudes $k\sigma$ diferentes con frecuencia son menos que proporcionales a su factor de escala k . Al principio de la expansión esta falta de proporcionalidad se da, fundamentalmente, entre las respuestas negativas y ya avanzada la expansión se da entre las respuestas positivas.
Crecimientos máximos y debilitamiento:	(i) Los impactos negativos tienen mayor efecto absoluto a corto plazo que los positivos. (ii) Los impactos negativos grandes (-2σ) tienen a corto plazo un efecto más que proporcional al factor de escala k respecto a los efectos de los impactos negativos moderados (-1σ).
Recesiones:	(i) Los efectos absolutos de las perturbaciones positivas son notablemente superiores a los de las negativas. (ii) Se incumple en mayor medida el factor de escala.

V. ¿Qué factores pueden apoyar la rápida recuperación del crecimiento tras una crisis?

El régimen de debilitamiento económico que aparece en el modelo TAR se realiza de forma pausada y con la aparición de innovaciones negativas importantes da paso a una etapa de crecimientos negativos. Sin embargo, una vez que debido a una innovación positiva de cierta magnitud se sale de la recesión, la recuperación resulta ser muy rápida debido al cambio en la media de crecimiento. Por tanto, es de interés plantearse qué factores pueden impulsar la caída del PIB en las contracciones y, sobre todo, la rápida recuperación del crecimiento en los primeros periodos de las recuperaciones. En la literatura internacional se han encontrado también patrones cíclicos de tres o cuatro fases como una opción razonable para representar el PIB de otras economías. El origen de este comportamiento, en economías grandes y cerradas como la de EEUU, se ha fundamentado a partir de la inversión en existencias, que con un fuerte dinamismo hace recuperarse al producto (véase Blinder et al. (1986) y Sichel (1994) entre otros).

Lo que sigue es una reflexión, que pretende apoyar la idea de que **los factores que llevan a una recuperación en la economía española pueden estar relacionados con el comercio exterior y la competitividad de las exportaciones**. En la economía española no parece que la oferta se anticipe a la demanda, produciendo el efecto de inversión en existencias mencionado para EEUU y, en cualquier caso, los datos sobre inversión en existencias son poco fiables. Un agregado que puede estar relacionado con las fases en el ciclo de actividad español es el saldo comercial. Por ejemplo, en Buisán y Gordo (1993), Dolado y Sicilia (1995) y Alonso (1996) se le asigna un elevado protagonismo en la recuperación económica, principalmente en el último ciclo. En el gráfico 5.1 se representan las contribuciones del saldo comercial real al crecimiento del PIB, para los trimestres con observaciones del régimen I correspondientes a las dos últimas crisis, y sus periodos inmediatamente anteriores y posteriores. En el gráfico 5.2 se muestra la evolución dinámica del crecimiento trimestral del PIB, junto a la contribución a su crecimiento del saldo comercial y la demanda interna. En estos dos gráficos se observa que una parte de la caída del ingreso que precede a las crisis y, principalmente, la rápida recuperación del crecimiento en los primeros trimestres posteriores, procede del extraordinario dinamismo del saldo comercial real. Una vez iniciada la recuperación componentes menos dinámicos pero más estables, como el consumo privado o la inversión, pueden ir tomando el relevo al sector exterior, aportando la mayor parte de la contribución al crecimiento del PIB y consolidando la recuperación económica.

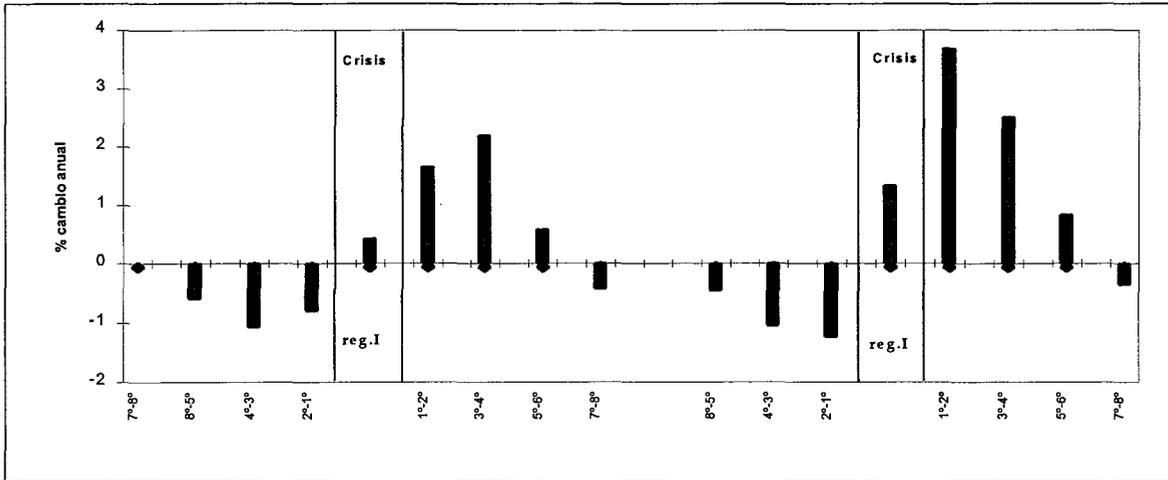


Gráfico 5.1. Contribución del Saldo Comercial real al crecimiento del PIB. Recoge los periodos anteriores, de crisis y los inmediatamente posteriores. Las crisis se corresponden a las dos últimas fases con régimen I, 1980:3-1980:4 y 1992:3-1993:1 respectivamente.

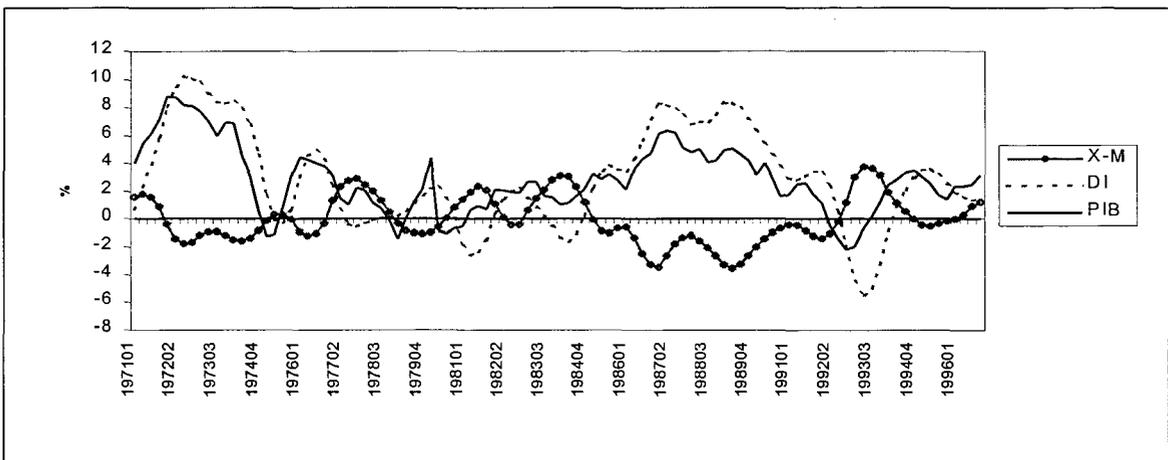


Gráfico 5.2. Crecimiento trimestral del PIB anualizado y la contribución a su crecimiento de la demanda interna y el saldo comercial en términos anuales.

VI. Conclusiones.

En este trabajo se ha analizado la tendencia y la evolución del ciclo de actividad de la economía española a través de la serie trimestral del PIB. Para ello se ha empleado un modelo de forma final (univariante), que por su naturaleza no incorpora una teoría concreta sobre la generación de los ciclos económicos. Los principales resultados obtenidos se pueden resumir como: (1) la tendencia del PIB presenta una ruptura en 1974:2, que se traduce en una caída permanente en su crecimiento medio anual en torno al 2% a partir de dicha fecha; (2) los ciclos son asimétricos con desaceleraciones suaves y recuperaciones oscilantes, que inicialmente son bruscas; (3) las innovaciones en las recuperaciones tienen menor varianza que en otros regímenes, por lo que la predicción es más precisa en las etapas de recuperación; (4) la entrada y salida de las recesiones no se deben a la dinámica del sistema, sino que pueden considerarse provocadas por innovaciones; (5) las innovaciones mantienen una evolución cíclica en el PIB que resulta de periodicidad superior a la estimada por modelos lineales; (6) los modelos no lineales predicen mejor que los lineales, a corto

y medio plazo; (7) el saldo comercial parece haber sido un factor determinante en las salidas de las crisis económicas; (8) las perturbaciones no tienen efectos permanentes sobre la tasa de crecimiento del PIB, por lo que el PIB se comporta como una serie integrada de primer orden; (9) las perturbaciones positivas tienen, en media, un efecto absoluto a corto y medio plazo mayor que las perturbaciones negativas. No obstante, este tipo de asimetría evoluciona con el ciclo; (10) el ciclo de actividad en la economía española tiene una periodicidad media superior a los seis años.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso José A. (1996); "Sector exterior y crecimiento económico". En *España 1995. Un Balance*, Colegio de Economistas de Madrid, 69, 156-167.
- Blinder, A., y Holtz-Eakin, D. (1986). "Inventory fluctuations in the United States since 1929". En R. Gordon Chicago (ed.) *American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER and University of Chicago Press, 183-236.
- Blanchard, O. J. (1981). "What is left of the multiplier accelerator?". *American Economic Association Papers and Proceedings*, 71, 150-163.
- Blough, S. R. (1992). "The relationship between power and level for generic unit roots test in finite samples". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 295-308.
- Beaudry, P. y Koop, G. (1993). "Do recessions permanently affect output?". *Journal of Monetary Economics*, 31, 149-163.
- Box, G. E. y Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: forecasting and control*, Holden Day, San Francisco.
- Busián A. y Gordo E. (1993). "Recuperación económica, competitividad y saldo exterior". *Papeles de Economía Española*, 56, 46-57.
- Burns, A. F. y Mitchel, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*, Columbia University Press.
- Dolado J. J. y Sicilia J. C. (1995). "Explicaciones de la recesión en Europa: un enfoque de VAR estructural". *Investigaciones Económicas*, XIX, 203-231.
- Espasa, A. (1984). "The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the spanish GDP". Documento de Trabajo del Servicio de Estudios del Banco de España, publicado posteriormente en Mentz R.P. et al. (ed. 1989) *Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis*, 400-432.
- Espasa, A. y Cancelo J. R. (1993). *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Antoni Espasa y José Ramón Cancelo (ed.), Alianza Editorial.

- Espasa, A. y D. Peña (1995). "The decomposition of forecast in seasonal arima models". *Journal of Forecasting*, 14, 565-583.
- Goodwin, T. H. (1993). "Business cycle analysis with a markov-switching-model". *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 331-339.
- Granger, C. W. J. (1966). "The typical spectral shape of an economic variable". *Econometrica*, 24, 150-161.
- Granger, C. W. J. y Swanson, N. R. (1994). "An introduction to stochastic unit root processes". Discussion Paper 92-53R, University of California, San Diego.
- González M. y Gonzalo J. (1997). "Threshold unit root models". Working Paper, departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid.
- Haavelmo, T. (1941). "The probability approach in econometrics". *Econometrica*, 12, 1-118. Supplement.
- Hamilton J. D. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". *Econometrica* 57, 357-384.
- Koop, G., Pesaran, H. M. y Potter, S. (1996). "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models". *Journal of Econometrics* 74, 119-147.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov-Switching vector autoregressions*. Lectures notes in Economics and Mathematical Systems, nº 454, Springer.
- Leybourne, S. J., McCabe B. P. M. y Tremayne A. R. (1996). "Can economic time series be differenced to stationarity?". *Journal of Business and Economic Statistics*, 435-446.
- Martínez, J. M. y Espasa, A. (1998(a)). "Caracterización del PIB español a partir de modelos no lineales". Próxima publicación en *Revista Española de Economía*.
- Martínez, J. M. y Espasa, A. (1998(b)). "Evaluación de asimetrías en la tasa de crecimiento trimestral del PIB utilizando funciones de respuesta no lineal". Documento de trabajo nº . Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications". *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Nerlove, M. (1964). "Spectral analysis of seasonal adjustment procedures". *Econometrica*, 32, 241-286.
- Pesaran M. H. y Potter, S. M. (1997). "A floor and ceiling model of US output". *Journal of Economic Dynamic and Control*, 21, 661-695.

Senra, E. (1998); "Modelos para series temporales con rupturas tendencias y estructuras cíclicas asimétricas y bruscas". Tesis doctoral, departamento de estadística y econometría, Universidad Carlos III.

Sichel D. (1994). "Inventories and the three Phases of the Business Cycle". *Journal of Business y Economic Statistis*, 12, 269-277.

Shiskin, J., Young, A., y Musgrave, J. C. (1967). "The X11 variant of the census method II seasonal adjust program, *Technical Paper* 15, Bureau of the Census, Washington.

Tiao G. C. y R. S. Tsay (1994). "Some advances in non-linear and adaptive modelling in time-series". *Journal of Forecasting*, 13, 109-131.

Tong H. y Lim K. S. (1980). "Threshold autoregression, limited cycles and cyclical data". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42, 245-292.1

MÁSTER EN DIRECCIÓN Y GESTIÓN DE LA SEGURIDAD (2ª Edición)

OBJETIVO

La formación de profesionales de alto nivel, orientada a conjugar de forma aplicada enfoques y técnicas de gestión pública y empresarial en materia de seguridad.

El Máster está dirigido especialmente a los actuales o potenciales cuadros directivos de las empresas y departamentos de seguridad, así como de las Fuerzas y Cuerpos de Seguridad. El título del Máster implica la habilitación oficial como Director de Seguridad por el Ministerio del Interior (B.O.E. de 25 de febrero de 1998).

DURACIÓN

Octubre 1998 - Diciembre 1999

ENTIDADES PATROCINADORAS

Secretaría de Estado de Seguridad
Consejería de Presidencia de
la Comunidad de Madrid
Grupo VINSA
(Corporación Empresarial ONCE)

PROGRAMA

- 1 Las estructuras de dirección y gestión de la seguridad: marco legal, instituciones y empresas.
- 2 Gestión de empresas y departamentos de seguridad.
- 3 Análisis y gestión de políticas públicas en materia de seguridad.
- 4 Gestión y evaluación de la calidad de los servicios.
- 5 Dirección y formación de recursos humanos.
- 6 El entorno profesional de la seguridad.
- 7 Fundamentos y diseño de planes de seguridad.
- 8 Implantación técnica de planes de seguridad.
- 9 Gestión estratégica en situaciones de emergencia.

INFORMACIÓN Y SOLICITUDES

SECRETARIA DEL MÁSTER
Universidad Carlos III de Madrid
c/ Madrid, 126 - 28903 GETAFE (Madrid)
Tfno.: 91 624 98 68
Fax: 91 624 95 74 / 91 624 95 17
E-mail: mastsegu@pa.uc3m.es

MÁSTER EN ANÁLISIS Y GESTIÓN DE LA CIENCIA Y LA TECNOLOGÍA

VI Edición 1998/1999

DURACIÓN: Octubre 1998-Diciembre
1999

Universidad Carlos III de Madrid



Instituto Flores de Lemus de Estudios
Avanzados en Economía

INFORMACIÓN Y SOLICITUDES:

Tel: 91 624 95 52 E-mail:
revesh@estcon.uc3m.es

<http://www.uc3m.es/magcyt/>

PATROCINADO POR FONDO SOCIAL EUROPEO

Precio de la Matrícula: 600.000.-Ptas

El programa está dirigido a Ingenieros o Licenciados interesados en esta área de especialización, así como a Profesionales de los Sectores Público y Privado con responsabilidad en actividades de I+D, Planificación estratégica y Gestión de la Tecnología. El Máster permite la especialización de la Gestión de la Ciencia y la Tecnología. El carácter modular del programa permite la participación en el curso completo o una parte del mismo. El Máster dispone de un número limitado de BECAS para los candidatos que cumplan los requisitos que rigen la convocatoria de la Universidad. Igualmente existe la posibilidad de realizar PRÁCTICAS en instituciones y empresas.

MÓDULO PRIMERO: Fundamentos Económicos de la Innovación (Octubre-Diciembre).

MÓDULO SEGUNDO: Gestión de la Ciencia y la Tecnología (Enero-Junio)

MÓDULO TERCERO: Política Científica y Tecnológica. El Sistema Español de Ciencia y Tecnología (Julio-Diciembre).

TRABAJOS DE INVESTIGACIÓN DE INTERÉS PARA LOS ANALISTAS DE LA COYUNTURA ECONÓMICA

Un análisis de los efectos cíclicos de la política monetaria en España (1977-1996)

Juan J. Dolado y Ramón María-Dolores

Como es bien sabido, el próximo 1 de Enero de 1999 el Banco de España (BE) entregará los trastos de la política monetaria de nuestro país al Sistema Europeo de Bancos Centrales (SEBC) que, a partir de ese momento, se convertirá en la autoridad monetaria en el área euro, formulando dicha política en conjunción con el Banco Central Europeo (BCE) con un objetivo primordial de estabilidad de precios.

Así pues, parece adecuado hacer bagaje de los efectos de la política monetaria en el pasado. En concreto, conviene hacer recuento de los efectos reales que hayan podido tener las variaciones del tipo de interés de intervención por parte del Banco de España con el fin de arrojar luz sobre las posibles consecuencias de la nueva política monetaria en el futuro. Una posible enseñanza respecto a dichos efectos se puede obtener del pasado inmediato, a consecuencia de la aprobación de la Ley de Autonomía del Banco de España en 1994. El cambio de régimen que ello supuso, respecto al anterior funcionamiento de la política monetaria, no cabe duda que ha tenido efectos positivos sobre la economía española. Sin ir mas lejos, la inmediata reducción de la tasa de inflación en España desde 1996, aparte de la favorable coyuntura internacional -debida en buena parte al mayor grado de independencia de los bancos centrales en el resto de los países- se debe fundamentalmente al nuevo clima generado en la fijación de precios y salarios por dicha Ley de Autonomía. Ahora bien, independientemente de las ganancias procedentes de la menor existencia de problemas de "inconsistencia temporal" y la mayor "credibilidad" de las autoridades monetarias, ¿Que puede esperarse en el futuro a la luz de lo acontecido en el pasado?.

En este reciente trabajo hemos encontrado evidencia notable de que los efectos de la política monetaria en nuestro país tienen carácter asimétrico. Esto es, las subidas de tipos de interés en una etapa de expansión no tienen el mismo efecto que las reducciones del mismo (en idéntica magnitud) en una etapa de recesión.

La cuestión de los efectos asimétricos de la política monetaria se retrotrae a los años treinta, en las discusiones entre Keynes y Pigou sobre la flexibilidad de las magnitudes nominales (salarios y precios) al alza y a la baja. Si aquellos son flexibles al alza y rígidos a la baja, una política monetaria expansiva sólo tendrá efectos nominales, trasladándose proporcionalmente al nivel de precios, mientras que si se trata de una política monetaria contractiva habrá efectos reales, reduciendo la producción y el empleo. La existencia de los denominados costes de menú -consistentes en los costes que acarrea la impresión de nuevos catálogos de precios- y los efectos nocivos que los frecuentes cambios de precios pueden inducir sobre la estabilidad de la demanda, también indican que las variaciones de pequeña magnitud en la política monetaria pueden tener efectos reales, mientras que las de mayor magnitud, al superar los costes de ajuste, solo tendrán efectos nominales. Este tipo de asimetrías se analiza en María-Dolores (1997). Finalmente,

existe el denominado "canal crediticio" de la política monetaria que, de nuevo, implica un mayor efecto de la política monetaria en las fases recesivas. La explicación de este resultado se debe al doble efecto sobre la inversión que provoca un aumento de los tipos de interés. Por un lado, se produce el efecto tradicional de encarecer el coste de capital, con la consiguiente reducción de la inversión, y, por otro, existe el efecto provocado por el aumento de las obligaciones de pago por parte de las empresas deudoras, el cual reduce la liquidez existente y refuerza la caída en la demanda de inversión por parte de aquellas.

De nuestros resultados se deriva que un aumento de cien puntos básicos en el tipo de intervención aumenta la probabilidad de pasar de una fase de recesión / crecimiento moderado (con una tasa media de crecimiento del PIB del 1,9%) a una de expansión (con una tasa media del 4,0%) de un 53% a un 65%, mientras que una reducción en la misma magnitud aumenta la probabilidad contraria en justamente la mitad, de un 13% a un 19%.

Asimismo, una política monetaria contractiva reduce la duración media de una expansión de 6 a 3 trimestres y amplía la del periodo de crecimiento moderado de 10 a 17 trimestres. Además, se encuentra evidencia favorable de que son las subidas pequeñas en los tipos de interés las que tienen mayores efectos reales (negativos) sobre la economía española. Este resultado es concordante con lo que se obtiene para EEUU y otras economías europeas, lo que explicaría parcialmente por qué los procesos lentos de desinflación, como el acontecido en España desde finales de los años setenta hasta finales de los ochenta, tienen unos costes reales - medidos, por ejemplo en términos de paro- muy superiores a los que proceden de procesos de desinflación rápida, como el que, por ejemplo, ha tenido lugar en Portugal en los últimos años.

En cuanto a las posibles implicaciones de los resultados obtenidos, cabe señalar algunas que nos parecen relevantes. Así, de acuerdo con lo obtenido, cabe esperar que cuando una autoridad monetaria lleve a cabo una política monetaria contractiva, mediante aumentos en el tipo de intervención, su efecto sobre la economía sea mayor en fases de crecimiento moderado que en fases de expansión. Adicionalmente, cabe señalar que si la autoridad monetaria lleva a cabo un aumento del tipo de interés, dicha subida tendrá importantes efectos, ya que las posibilidades de inicio de una recesión, si se está dentro de ella, aumentan considerablemente. Aunque el Banco de España dejará de dictar la política monetaria en España a partir de 1999, dejándola en manos del Banco Central Europeo, los resultados obtenidos pueden arrojar luz sobre las implicaciones de la futura política monetaria, si bien la existencia de un "cambio de régimen" podría alterar las regularidades observadas en el pasado.

TRABAJOS RESEÑADOS EN BOLETINES ANTERIORES

- Moreno, M. y J.I. Peña (1996). "On the Term Structure of Interbank Interest Rates: Jump-diffusion Processes and Option Pricing". *Forecasting Financial Markets: Exchange Rates, Interest Rates and Asset Management*. Edited by C. Dunis, pp 159-180. John Wiley & Sons. (Boletín nº 26).
- Gonzalo, J. y Tae-Hwy Lee, "No lack or relative power of the d-f tests for unit roots". (Publicado en el *Journal of Time Series* vol 17, January 1996 (37-47). Universidad Carlos III de Madrid, WP 95-39 (11)). Boletín nº 26).
- Aparicio F. y J. Estrada, "Empirical distributions of stock returns: scandinavian securities markets", 1990-95 (Universidad Carlos III, WP 96-58 (25)) (Boletín nº 27).
- Cardone, C. "A Single European Union Deposit Insurance Scheme?: An overview", (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-03; Business Economics Series 03) (Boletín nº 27).
- Alonso-Borrego, C. "Demand for labour inputs and adjusted costs: evidence from spanish manufacturing firms", (Universidad Carlos III, WP 96-28 (25)) (Boletín nº 28).
- Alonso, O, "Configuration of cities: the effects of congestion cost and government", (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-17 (09)) (Boletín nº 28).
- Peña, D. "Measuring service quality by linear indicators", (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-48 (1)) (Boletín nº 28).
- Peña, D. y V. Yohai, "A procedure for robust estimation and diagnostics in regression", (Universidad Carlos III de Madrid y Universidad de Buenos Aires, WP 96-48 (19)) (Boletín nº 29)
- Petrakis, E. y M. Vlassis, "Endogenous wage-bargaining institutions in oligopolistic industries", (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-28) (Boletín nº 29).
- Petrakis, E. y S. Roy, "Cost reducing investment, competition and industry dynamics", (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-62) (Boletín nº 30).
- Rivera-Camino, J. y Vema G., "The spanish management style: an exploratory comparison with the french managers" (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-35) (Boletín nº 30).
- Ramírez, A. "Explaining the transition out of unemployment in Spain: the effect of the unemployment insurance", (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-71) (Boletín nº 31)
- Camino, D. "The role of information and trading volume on intraday and weekly return patterns in spanish stock market" (Universidad Carlos III de Madrid, WP 96-10. Business Economic Series 01) (Boletín nº 31).

- Espasa, A., Revuelta, J.M. y Cancelo, J. R., "Modelización automática de series diarias de actividad económica", (Universidad Carlos III de Madrid, DT 96-07 (03)) (Boletín nº 32).
- Martínez, J.M., Espasa, A. "Modelización de los cambios estructurales y de la evolución dinámica dependiente de la fase cíclica en el PIB español", (Universidad Carlos III de Madrid, Junio 1997) (Boletín nº 33).
- Kaiser, R. "Detección de cambios repentinos en los componentes inobservados de una serie temporal". (Universidad Carlos III de Madrid, Julio 1997) (Boletín nº 34).
- García, C.E., Macías, M., "Evolución y tendencias en la industria editorial española". (Universidad Carlos III de Madrid, Septiembre 1997) (Boletín nº 36).
- García, T., Ocaña, C., "El efecto del control bancario en el comportamiento inversor de las empresas españolas". (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 37).
- Ruiz, E., Lorenzo, F., "Estimación de la volatilidad de la inflación en presencia de observaciones atípicas y heteroscedasticidad condicional. (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 38).
- Risueño, M. "Estimación y modelización de la tasa de depreciación del capital. Un análisis desagregado. (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 39).
- Lorenzo, F. "Modelización de la inflación con fines de predicción y diagnóstico". (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 40).
- Boldrin, M., Jiménez-Mártin, S., Peracchi, F., "Resumen de social security and retirement in Spain, NBER, WP 6136. Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 41).
- Martínez, J.M., Espasa, A., "La demanda de importaciones españolas. Un enfoque VECM desagregado". Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 42).
- Balbás, A., " Measuring the degree of fulfillment of the law of one price. Applications to financial market integration" (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 43)
- Álvarez, M^a.J., "Las cuentas de las privatizaciones: el caso de Seat" (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 44).
- Senra, E., "Modelos para series temporales con rupturas tendenciales y estructuras cíclicas asimétricas y bruscas" (Universidad Carlos III de Madrid) (Boletín nº 45).
- María-Dolores, R., "Asimetrías en los efectos de la política monetaria en España (1977-1996)" (Boletín nº 46).

Selección de Temas a Debate aparecidos en números anteriores del BOLETIN IPC DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO:

- Guerrero, V., "Obtención de información macroeconómica, desagregada trimestralmente, a partir de datos anuales: el caso español"; Contestan: G. de Cabo y A. Cristóbal (nº 30, pgs. 43-58).
- Dolado, J., "El pacto de estabilidad en la UEM: razones y sinrazones"; Contesta: M. Boldrin (nº 31, pgs. 40-46).
- Figueiras Vidal, A. R., "Las telecomunicaciones en España: actores, interacciones, efectos y previsiones"; Contestan: J.L. Ferreira, A. Cordón e I. Sánchez (nº 32, pgs. 42-67).
- Pérez Infante, J.I., "La nueva reforma laboral: Antecedentes, contenido y posibles consecuencias sobre el mercado de trabajo"; Contestan: J. M^a. Cuevas y C. Méndez. (nº 33, pgs. 35-66).
- Durán, F., " Mercado de trabajo, consenso social y reforma de la legislación laboral", (nº 34, pgs. 35-42).
- Cortina, A., " Las querencias del banco central europeo", (nº 36, pgs. 35-41).
- Molinas, C., "Mondorf: La UEM por buen camino, aunque se avecinen problemas presupuestarios", (nº 37, pgs. 31-34).
- Jimeno, J.F., " El reparto del trabajo y la creación de empleo", (nº 38, pgs. 43-49).
- Bosch, A., "La concesión de licencias por parte del estado ¿Puede ser eficiente?", (nº 39 , pgs. 42-45).
- Ruiz-Castillo, J., "Tendencias demográficas y realidades económicas", (nº 40, pgs. 45-53).
- Delrieu, J.C., "La construcción en España y su relación con la actividad económica: estructura, determinantes y perspectivas", (nº 41, pgs. 45-80).
- Boldrin, M., Jiménez, S., y Peracchi, F., "El impacto de la reforma de las pensiones sobre los incentivos a la jubilación anticipada", (nº 42, pgs. 57-67)
- Escribano, C., y Collado, J.C., "Sector público, crecimiento sectorial y empleo en la economía española", (nº 43, pgs. 35-58).
- Dolado, J.J., "Pasado, presente y futuro del mercado laboral en España: Algunas reflexiones", (nº 44, pgs. 41-64).
- Díaz, P., "El papel de Eurostat en el desarrollo de las estadísticas de empresas en Europa", (nº 45, pgs. 41-47).
- Pérez, F., "Capital y crecimiento económico: el caso español", (nº 46, pgs. 44-70).

Temas tratados en números anteriores del BOLETIN IPC DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO:

- * Política monetaria e inflación: predicciones macroeconómicas globales y predicciones condicionales de inflación (nº 12, pgs. 9-14).
- * Los componentes cíclicos del IPC y un indicador de inflación tendencial (nº 18, pgs. 25-26).
- * Inflación y políticas económicas a corto plazo integradas en planes consensuados de acción a medio plazo (nº 22, pgs. 17-21).
- * El objetivo de inflación del Banco de España para 1998 y 1999 (nº 25, pgs. 12-15)
- * Los IPC transitorios y los IPC armonizados en España y en Europa (nº26, pgs. 10-17, 20-21).
- * La difícil solución del déficit de sanidad (nº 28, pgs. 16-20).
- * El IPC armonizado español (nº 30, pgs. 23-24)
- * Divergencia entre la tasa de crecimiento anual del IPC y la inflación tendencial (nº 32, pgs. 9-19)
- * La economía española ante la UEM (nº 34, pgs. 19-30)
- * Inflación, agentes económicos y tipos de interés (nº 36, pgs. 18-20)
- * Posible divergencia de diagnóstico en el análisis agregado y desagregado de la inflación (nº 38, pgs 21-24)

PREDICCIÓN Y DIAGNÓSTICO

(publicación mensual del Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico)

Números publicados en 1997 y 1998:

- * La Recuperación de la actividad industrial: situación actual y perspectivas (nº 17, junio 1997)
- * El fortalecimiento del consumo privado y la recuperación económica (nº 18, agosto 1997)
- * El favorable comportamiento del sector exterior. Balanza de pagos: Situación actual y perspectivas para el conjunto de 1997. (nº 19, septiembre 1997)
- * La recuperación del sector de la construcción: Situación actual y perspectivas para el conjunto de 1997 (nº 20, octubre 1997).
- * Crecimiento económico y generación de empleo: situación actual y perspectivas para el conjunto de 1997 y 1998. (nº 21, noviembre 1997)
- * El dinamismo de la actividad industrial: Situación actual y perspectivas. (nº 22, diciembre 1997)
- * PERSPECTIVAS DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA PARA 1998-1999: estabilidad en el crecimiento a niveles superiores a la media europea y con una tasa de paro muy elevada. (nº 23, enero 1998).
- * La expansión del comercio exterior y de la actividad productiva. nº 24, febrero 1998).
- * Mercado laboral y actividad productiva: una perspectiva. (nº 25, Marzo 1998).
- * El sector industrial en la coyuntura actual. Perspectivas para 1998. (nº 26, Abril 1998).
- * El dinamismo del sector exterior. Situación actual y perspectivas. (nº 27, Mayo 1998)
- * Actividad económica: perspectivas de moderación de los crecimientos. (nº 28, Junio 1998)
- * El mercado laboral ante los nuevos retos de la crisis financiera actual. (nº29, Agosto 1998)

Predicción y Diagnóstico es una publicación patrocinada por la Fundación de la Universidad Carlos III.

**Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico. Instituto Flores de Lemus.
Universidad Carlos III de Madrid**

Temas tratados en números anteriores del BOLETIN IPC DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO:

- * Política monetaria e inflación: predicciones macroeconómicas globales y predicciones condicionales de inflación (nº 12, pgs. 9-14).
- * Los componentes cíclicos del IPC y un indicador de inflación tendencial (nº 18, pgs. 25-26).
- * Inflación y políticas económicas a corto plazo integradas en planes consensuados de acción a medio plazo (nº 22, pgs. 17-21).
- * El objetivo de inflación del Banco de España para 1998 y 1999 (nº 25, pgs. 12-15)
- * Los IPC transitorios y los IPC armonizados en España y en Europa (nº26, pgs. 10-17, 20-21).
- * La difícil solución del déficit de sanidad (nº 28, pgs. 16-20).
- * El IPC armonizado español (nº 30, pgs. 23-24)
- * Divergencia entre la tasa de crecimiento anual del IPC y la inflación tendencial (nº 32, pgs. 9-19)
- * La economía española ante la UEM (nº 34, pgs. 19-30)
- * Inflación, agentes económicos y tipos de interés (nº 36, pgs. 18-20)
- * Posible divergencia de diagnóstico en el análisis agregado y desagregado de la inflación (nº 38, pgs 21-24)

PREDICCIÓN Y DIAGNÓSTICO

(publicación mensual del Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico)

Números publicados en 1997 y 1998:

- * La Recuperación de la actividad industrial: situación actual y perspectivas (nº 17, junio 1997)
- * El fortalecimiento del consumo privado y la recuperación económica (nº 18, agosto 1997)
- * El favorable comportamiento del sector exterior. Balanza de pagos: Situación actual y perspectivas para el conjunto de 1997. (nº 19, septiembre 1997)
- * La recuperación del sector de la construcción: Situación actual y perspectivas para el conjunto de 1997 (nº 20, octubre 1997).
- * Crecimiento económico y generación de empleo: situación actual y perspectivas para el conjunto de 1997 y 1998. (nº 21, noviembre 1997)
- * El dinamismo de la actividad industrial: Situación actual y perspectivas. (nº 22, diciembre 1997)
- * PERSPECTIVAS DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA PARA 1998-1999: estabilidad en el crecimiento a niveles superiores a la media europea y con una tasa de paro muy elevada. (nº 23, enero 1998).
- * La expansión del comercio exterior y de la actividad productiva. nº 24, febrero 1998).
- * Mercado laboral y actividad productiva: una perspectiva. (nº 25, Marzo 1998).
- * El sector industrial en la coyuntura actual. Perspectivas para 1998. (nº 26, Abril 1998).
- * El dinamismo del sector exterior. Situación actual y perspectivas. (nº 27, Mayo 1998)
- * Actividad económica: perspectivas de moderación de los crecimientos. (nº 28, Junio 1998)
- * El mercado laboral ante los nuevos retos de la crisis financiera actual. (nº29, Agosto 1998)

Predicción y Diagnóstico es una publicación patrocinada por la Fundación de la Universidad Carlos III.

**Laboratorio de Predicción y Análisis Macroeconómico. Instituto Flores de Lemus.
Universidad Carlos III de Madrid**

BOLETÍN IPC DE ANÁLISIS MACROECONÓMICO

ENTIDADES COLABORADORAS



FUNDACION
UNIVERSIDAD CARLOS III



BANCO BILBAO VIZCAYA

