

BANCO
DE
ESPAÑA

boletín económico

junio 1986

Signos utilizados

- ... Dato no disponible.
- Cantidad igual a cero, inexistencia del fenómeno considerado o carencia de significado de una variación al expresarla en tasas de crecimiento.
- » Cantidad inferior a la mitad del último dígito indicado en la serie.
- ∅ Referido a datos anuales (1970 ∅) o trimestrales indica que éstos son medias de los datos mensuales del año o trimestre, y referido a series de datos mensuales, decenales o semanales, que éstos son medias de los datos diarios de dichos períodos.
- * Indica que la serie se refiere a datos desestacionalizados.
- m.m. Miles de millones de pesetas.
- p Puesta detrás de una fecha (enero (p)), indica que todas las cifras correspondientes son provisionales. Puesta detrás de una cifra, indica que únicamente ésta es provisional.
- M₁ Oferta monetaria = Efectivo en manos del público + Depósitos a la vista.
- M₂ M₁ + Depósitos de ahorro.
- M₃ Disponibilidades líquidas = M₂ + Depósitos a plazo.
- ALP Activos líquidos en manos del público = M₃ + OAL (otros activos líquidos en manos del público).
- T₁¹ Tasa intermensual de variación, elevada a tasa anual, de una serie de datos mensuales $\left[\left(\frac{\text{Feb}}{\text{Ene}} \right)^{12} - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (febrero).
- T₆¹ Tasa intersemestral de variación, elevada a tasa anual, de una serie de datos mensuales $\left[\left(\frac{\text{Jun}_t}{\text{Dic}_{t-1}} \right)^2 - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (junio_t).
- T₁₂¹ Tasa interanual de variación de una serie de datos mensuales $\left[\frac{\text{Ene}_t}{\text{Ene}_{t-1}} - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (enero_t).
- T₁³ Tasa intermensual de variación, elevada a tasa anual, de una serie mensual formada por medias móviles trimestrales $\left[\left(\frac{\text{Feb}+\text{Mar}+\text{Abr}}{\text{Ene}+\text{Feb}+\text{Mar}} \right)^{12} - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (abril).
- T₃³ Tasa intertrimestral de variación, elevada a tasa anual, de una serie mensual formada por medias móviles trimestrales $\left[\left(\frac{\text{Abr}+\text{May}+\text{Jun}}{\text{Ene}+\text{Feb}+\text{Mar}} \right)^4 - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (junio).
- T₁⁶ Tasa intermensual de variación, elevada a tasa anual, de una serie mensual formada por medias móviles semestrales $\left[\left(\frac{\text{Feb}+\text{Mar}+\text{Abr}+\text{May}+\text{Jun}+\text{Jul}}{\text{Ene}+\text{Feb}+\text{Mar}+\text{Abr}+\text{May}+\text{Jun}} \right)^{12} - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (julio).
- T₁¹² Tasa intermensual de variación, elevada a tasa anual, de una serie mensual formada por medias móviles anuales $\left[\left(\frac{\text{Ene}_t + \dots + \text{Dic}_t}{\text{Dic}_{t-1} + \text{Ene}_t + \dots + \text{Nov}_t} \right)^{12} - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (diciembre_t).
- T₁₂¹² Tasa interanual de variación de una serie mensual formada por medias móviles anuales $\left[\frac{\text{Ene}_t + \dots + \text{Dic}_t}{\text{Ene}_{t-1} + \dots + \text{Dic}_{t-1}} - 1 \right] \cdot 100$. Centrada en el último mes considerado en su cálculo (diciembre_t).

Advertencias

- Salvo indicación en contrario, todas las cantidades citadas en los cuadros y en el texto están expresadas en m.m. y todas las tasas de crecimiento, sea cual sea el período a que se refieren, están expresadas en su equivalente anual.
- Los datos de los cuadros y gráficos donde no aparece ninguna fuente han sido elaborados en el Banco de España.

Indice

Página

4	Evolución monetaria
9	Empleo y paro en el primer trimestre de 1986
15	La financiación de las grandes empresas
17	La desestacionalización de las series de agregados monetarios
34	Un indicador de actividad en construcción
43	Información del Banco de España
44	Tipos de interés activos libres declarados por bancos y cajas de ahorro. Modificaciones en mayo de 1986
46	Circulares y comunicaciones varias publicadas por el Banco de España
47	Publicaciones recientes del Banco de España
49	Indicadores económicos

Evolución monetaria

En el mes de mayo, ha continuado observándose un crecimiento relativamente modesto de los activos líquidos en manos del público, si se compara con las tasas de incremento experimentadas durante el primer trimestre del año 1986. Según datos provisionales (cuadro 1), la tasa de crecimiento intermensual elevada a anual de los activos líquidos en manos del público (ALP) correspondiente al mes de mayo ha alcanzado un 9,0 %, lo que sitúa en el 13,9 % la expansión media acumulada en los cinco primeros meses de 1986.

Al igual que en meses anteriores, ha aumentado considerablemente el saldo de pagarés del Tesoro en manos del público, habiéndose registrado un incremento medio mensual de 380 m.m. Asimismo, ha seguido manifestándose un descenso en el ritmo de crecimiento de los depósitos de la banca, que han experimentado una tasa intermensual elevada anual del -32 %, y una expansión muy moderada de los depósitos en las cajas de ahorro, que han registrado una tasa del 6 % en T_1^1 .

Este crecimiento de los ALP ha estado relacionado con un intenso avance de los activos frente al sector exterior del sistema crediticio y con una reanimación del crédito al sector privado. Como se observa en el cuadro 2, según las primeras estimaciones realizadas a partir de los «avances» de las cifras de balance de los bancos y de las cajas de ahorro, la financiación recibida por las empresas y las familias ha crecido, en el mes de mayo, a un ritmo del 13 % en términos de T_1^1 , lo que

1. Agregados monetarios (∅) (*)

	Saldos m.m.	Variación intermensual (T_1^1) %			Variación acumulada desde DIC de 1985 %		
		MAY (p)	MAR	ABR	MAY	MAR	ABR
Activos líquidos en manos del público (ALP)	26.651	18,0	9,6	9,0	17,0	15,1	13,9
Disponibilidades líquidas (M ₃)	20.943	-3,7	-13,6	-12,4	-1,0	-4,3	-6,0
<i>Efectivo</i>	2.129	20,8	0,2	28,3	21,5	15,8	18,2
<i>Depósitos de la banca</i>	9.926	-2,8	-31,2	-32,0	-10,3	-16,0	-19,5
<i>Depósitos de las cajas</i>	7.836	10,2	9,1	6,4	7,5	7,9	7,6
<i>Otros depósitos (a)</i>	1.052	-5,6	9,3	8,8	0,5	2,7	3,9
Otros activos líquidos	5.708	113,0	199,6	151,7	171,1	178,0	172,5
<i>Pagarés del Tesoro (b)</i>	3.813	163,1	331,8	252,4	246,5	266,1	263,3
<i>Otros activos (c)</i>	1.895	49,9	56,6	31,4	270,3	198,6	153,4

(a) Banco de España y cooperativas.

(b) Adquiridos en firme o temporalmente.

(c) Pasivos bancarios: empréstitos, avales prestados a pagarés de empresa, cesión temporal de activos, letras endosadas y pasivos por operaciones de seguro.

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núms. 5 a 10.
Boletín Estadístico, cuadros IX-1 a IX-3.

2. Financiación a los sectores público y privado (*)

	Saldos m.m. (p)			Variación intermensual (T _t) %			Variación acumulada desde DIC de 1985 %		
	MAR	ABR	MAY	MAR	ABR	MAY	MAR	ABR	MAY
Financiación total
Sector público
Sector privado	18.477	18.553	18.743	10,9	5,0	13,0	10,6	9,2	10,0
Crédito	16.892	16.966	17.233	11,5	5,4	20,1	10,5	9,2	11,4
Banca	10.264	10.265	10.455	8,9	0,1	24,6	12,1	9,0	12,0
Cajas	4.063	4.109	4.162	5,5	14,5	16,6	8,1	9,7	11,0
Resto	2.565	2.592	2.616	33,5	13,4	11,7	7,7	9,1	9,6
Valores y mercados monetarios	1.585	1.587	1.510	3,9	1,5	-44,9	11,6	9,0	-4,9

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núm. 8.
Boletín Estadístico, cuadros II-12 a II-15, III-12 a III-14, IV-7, VI-8, IX-9 y IX-10.

3. Tipos de interés (∅)

%

	Plazo d=día m=mes a=año	1985 DIC	1986					
			Medias mensuales			Medias decenales: MAY		
			MAR	ABR	MAY	1	2	3
BANCO DE ESPAÑA:								
Préstamos de regulación	1 d.	10,5	11,0	12,0	11,9	12,0	11,9	11,8
Dobles de pagarés del Tesoro	3 m.	9,3	9,3	9,3	-	-	-	-
Venta de pagarés del Tesoro	1 a. ó más	9,5	9,3	-	8,4	8,5	8,4	-
TESORO:								
Subasta de pagarés	18 m.	-	9,2	8,8	8,5	8,6	-	8,4
INTERBANCARIO:								
Depósitos y dobles	1 d.	9,9	11,2	11,9	11,8	12,1	11,5	11,9
Depósitos	3 m.	10,5	11,6	12,3	11,6	12,0	11,6	11,3
	6 m.	11,0	11,7	12,1	11,4	11,7	11,3	11,2
Dobles de pagarés del Tesoro	3 m.	9,5	10,3	9,6	8,8	9,0	8,5	8,9
	6 m.	9,4	9,6	9,1	8,5	8,6	8,4	8,6
Pagarés del Tesoro al vencimiento	1 a. ó más	9,4	9,2	8,9	8,5	8,6	8,4	8,4
MERCADO MONETARIO BURSATIL:								
Pagarés del Tesoro al vencimiento	1 a. ó más	9,2	9,0	8,6	7,8	7,8	7,8	7,6
BANCARIOS:								
Depósitos de la banca	1 a.	9,9	9,6	9,6	9,5
Depósitos de las cajas	1 a.	9,5	9,7	9,5	9,5
Crédito de la banca (a)	1-3 a.	15,5	15,7	15,7	15,6
Crédito de las cajas (a)	1-3 a.	15,6	15,6	16,0	15,7
RENTABILIDADES BURSATILES:								
Deuda pública	2 a. ó más	12,3	12,3	12,1
Obligaciones eléctricas	3 a. ó más	14,9	14,4	13,9

(a) Tipo medio ponderado de las operaciones formalizadas en el mes.

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núms. 1 a 3.
Boletín Estadístico, cuadros capítulos XI a XIII.

configura un crecimiento medio del 10 % en términos de tasas anualizadas, en los cinco primeros meses del año.

Como se indicaba en el párrafo anterior, a diferencia del mes de abril, durante el mes de mayo se ha registrado una intensa acumulación de activos exteriores netos del sistema crediticio, con una entrada de reservas centrales por importe de 670 m. de dólares, a pesar de que los deudores residentes han llevado a cabo fuertes cancelaciones anticipadas de préstamos exteriores.

Este comportamiento expansivo del sector privado y del sector exterior se ha visto compensado parcialmente por unas modestas necesidades de financiación del sector público. Aunque no han podido obtenerse unos factores de estacionalidad capaces de recoger fielmente los cambios en el calendario impositivo, y por ello la información obtenida a partir de las entidades crediticias está sometida a una fuerte incertidumbre, todos los indicadores alternativos parecen apuntar

4. Tipos de interés extranjeros (Ø)

%

	1985	1986		
	DIC	MAR	ABR	MAY
EUROMERCADOS A 3 MESES:				
Dólar	8,0	7,5	6,8	6,9
Franco suizo	4,2	3,8	4,0	4,4
Marco	4,7	4,4	4,4	4,5
Yen	7,5	5,5	4,9	4,7
Franco francés	11,1	12,9	8,3	7,3
Libra esterlina	11,7	12,2	10,4	10,1
Media ponderada (a)	7,0	6,5	6,1	6,1
Diferencial medio (b)	3,4	4,9	6,2	5,5

(a) Media de los tipos de las seis monedas antes citadas, ponderadas por su participación (66 %, 15 %, 13 %, 4 %, 1 % y 1 %, respectivamente) en la deuda exterior española (media de saldos a 31.12 de 1980, 1981 y 1982).

(b) Tipo interbancario español correspondiente a operaciones de depósito (véase cuadro 2), menos tipo medio ponderado exterior.

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núm. 22.

5. Tipos de cambio (Ø)

	Situación en MAY 1986	Variaciones (%) (a)					
		Mensuales			Mensuales acumuladas desde DIC 1985		
		MAR	ABR	MAY	MAR	ABR	MAY
TIPOS DE CAMBIO NOMINALES:							
Del dólar frente a:							
Marco	2,233	-3,1	0,4	-1,6	-10,2	-9,9	-11,3
Países desarrollados (b)	114,9 (c)	-2,0	-0,1	-2,2	-7,4	-7,5	-9,5
De la peseta frente a:							
Dólar	142,0	3,1	-0,9	1,2	8,8	8,5	-9,0
Franco suizo	76,5	0,7	-1,3	-1,1	-0,8	-1,5	-3,2
Marco	63,6	-	-0,5	-0,5	-1,6	-2,2	-2,6
Yen	85,1	-0,2	-2,9	-3,5	-3,6	-6,4	-10,6
Libra esterlina	215,7	0,7	-3,1	-0,2	8,8	4,7	4,6
Franco francés	20,0	-	2,5	-	-1,0	-1,4	1,4
CEE (b)	76,1 (d)	-0,1	-	-0,1	0,1	0,1	...
Países desarrollados (b)	68,7 (d)	-0,4	-0,4	-0,1	1,9	1,5	1,6
Principales acreedores (e)	52,5 (d)	2,1	-1,0	0,4	5,8	4,8	5,2
TIPOS DE CAMBIO REALES (f)							
De la peseta frente a:							
Dólar	... (d)
CEE (b)	97,54 (d)	0,4	0,2	...	3,4	3,4	3,4
Países desarrollados (b)	89,96 (d)	0,9	-0,2	0,3	5,1	5,3	5,4

(a) Apreciación (+) o depreciación (-) del dólar o de la peseta, según el caso.

(b) Medias ponderadas por el comercio exterior.

(c) Índice base: Ø 1980-82=100.

(d) Índice base: Ø 1980=100.

(e) Media de seis monedas ponderadas por su participación en la deuda exterior [véase nota (a) del cuadro 4].

(f) Medidos con precios de consumo. Los valores correspondientes a los dos últimos meses son estimaciones provisionales.

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núms. 19 a 21.

Boletín Estadístico, cuadros XX-19 a XX-21.

6. Intervención del Banco de España

	MAY 1986	1986			MAY 1986		
		MAR	ABR	MAY	1 dec.	2 dec.	3 dec.
	Saldos a fin de mes en m.m.						
		Variaciones absolutas en m.m. (a)					
Activos de caja	3.163	301	-267	-196	38	-146	-88
CONTRAPARTIDAS:							
Efectivo (b)	-2.114	-57	-15	-47	-85	74	-36
Otros factores	3.309	-240	-167	-332	-408	51	25
Sector exterior	1.804	-58	-147	148	35	14	99
Sector público	1.069	-97	-738	-23	-30	41	-34
Otros fondos públicos	458	3	-2	-1	-1	-	-
Cuentas diversas (b)	-22	-88	720	-456	-412	-4	-40
Operaciones con las instituciones financieras	1.968	598	-85	-183	531	-271	-77
Préstamos de regulación	643	480	-177	147	495	-270	-78
Cartera de pagarés del Tesoro	594	126	73	37	38	-1	-
Dobles de pagarés del Tesoro (b)	-2	-6	35	1	-	-	1
Otros	733	-2	-16	-2	-2	-	-
		Variaciones porcentuales sobre el mes anterior (T ¹)					
Activos de caja ajustados y desestacionalizados (c)	-	5,3	-13,0	-14,4	-	-	-
		Niveles medios en porcentajes					
EXCEDENTES DE CAJA (c):							
Sistema bancario	-	0,032	0,042	0,042	0,042	0,047	0,037
Banca	-	0,043	0,059	0,064	0,068	0,068	0,056
Cajas	-	0,018	0,020	0,018	0,017	0,023	0,013

(a) Referidas a saldos a final de decena o mes.

(b) Aumento (-).

(c) Los datos decenales se refieren a decenas legales.

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núm. 4.
Boletín Estadístico, cuadros I-1 a I-13, IX-4 a IX-8.

a un comportamiento muy moderado de la apelación del Estado a los mercados monetarios y de crédito. En este sentido, quizás el indicador más significativo sea la diferencia de tasas interanuales de crecimiento de la financiación al sector público a través de los mercados monetarios y del sistema crediticio. Se estima que este agregado, que a finales de 1985 crecía a tasas del 34 %, ha registrado en el mes de mayo una tasa interanual del 23 %.

La distensión que caracterizó la evolución de los mercados monetarios en las dos primeras decenas del mes de mayo permitió al Banco de España disminuir en dos ocasiones el tipo de interés marginal de la subasta de préstamos, hasta situarlo en el 11,75 % (cuadro 3). Como consecuencia de estas caídas, los tipos medios de interés de los depósitos interbancarios descendieron hasta el 11,84 % y el 11,63 %, para plazos de uno y

tres meses, respectivamente, configurando, en términos generales, un mes con tendencia a la baja en los tipos de interés.

Los tipos de interés de los mercados monetarios internacionales (cuadro 4) registraron, sin embargo, una evolución mucho más irregular en los tramos más cortos de los mercados, como consecuencia de la mayor variabilidad que evidenciaron los mercados cambiarios extranjeros.

Durante el mes de mayo, la cotización de la peseta frente al dólar estadounidense tuvo una evolución desigual, marcada por las vicisitudes del dólar en los mercados cambiarios internacionales. Aunque, en términos de media mensual, la peseta se apreció un 1,2 % respecto a la divisa estadounidense (cuadro 5), en la segunda mitad del mes experimentó una pérdida de

posiciones muy acentuada, que la llevó a depreciarse, en este período, en un 4 %, respecto a la primera mitad del mes. Por el contrario, en términos medios ponderados, la peseta mantuvo su valor nominal en relación a las monedas de los países desarrollados y de la CEE. Este comportamiento hace que el tipo de cambio efectivo real medido por el índice de precios al consumo presente una apreciación, en los cinco primeros meses del año, del 3,4 % y 5,4 %, respecto a los países de la CEE y desarrollados, respectivamente. Como ya se ha señalado, la intervención del Banco de España en el mercado de cambios tuvo un marcado carácter comprador, ya que, en términos netos, el Banco aumentó considerablemente sus tenencias de dólares.

Durante las dos primeras decenas del mes de mayo, los mercados monetarios no presentaron tensiones especiales, a juzgar por los perfiles de los excedentes de activos de caja y de los tipos de interés. El carácter contractivo de los factores autónomos permitió mantener un fuerte volumen de préstamos de regulación monetaria. Sin embargo, en el último tercio del mes, se produjo en los factores autónomos un cambio que obligó a reducir el volumen medio de préstamos de regulación. Ello derivó en un descenso de los excedentes del sistema y en ligeras tensiones de los tipos de interés en el mercado interbancario, que se han mantenido durante la primera decena del mes de junio.

19-VI-1986.

Empleo y paro en el primer trimestre de 1986

Según la Encuesta de Población Activa, durante el primer trimestre de 1986, el empleo total de la economía creció en 27.000 personas, que se convierten en 58.000 si se utilizan las series desestacionalizadas. Durante los primeros meses del año, ha proseguido, por lo tanto, la generación neta de puestos de trabajo que se iniciara a mediados de 1985. A esta evolución positiva del empleo durante el primer trimestre, han contribuido, por un lado, los servicios privados, cuya ocupación creció en 90.000 personas, y, por otro, la industria, que creó 17.000 puestos de trabajo netos. Por el contrario, la agricultura redujo su empleo en 61.000 personas y la construcción lo hizo en 19.000, mientras que el de los servicios de las administraciones públicas permaneció estable. Sin embargo, a pesar de este crecimiento del empleo, el paro ha aumentado en 35.000 personas, situándose su nivel en 2.969.000, lo que supone una tasa de desempleo del 22,2 %. La causa de ello radica en que la población activa ha continuado creciendo en una cuantía superior a la de la ocupación. Se confirma así el mantenimiento de la tendencia que se ha registrado recientemente, caracterizada por un aumento del paro, debido a que la creación neta de empleo en los servicios privados y, en menor medida, en la industria, aun siendo relativamente fuerte, resulta insuficiente para absorber el aumento de la oferta de trabajo para los sectores no agrarios inducido por el crecimiento de la población activa y la reducción de la ocupación en la agricultura.

La agricultura viene acelerando los ritmos de descenso de su empleo durante los últimos trimestres, y esta tendencia se ha mantenido durante los primeros meses del año en curso. Para medir la magnitud de este fenómeno, basta señalar que, en el primer trimestre de 1986, la ocupación del sector era inferior en 195.000 personas a la del mismo período del año anterior, lo que supone una tasa de descenso del 10,5 %, notablemente superior a lo que ha sido la media del

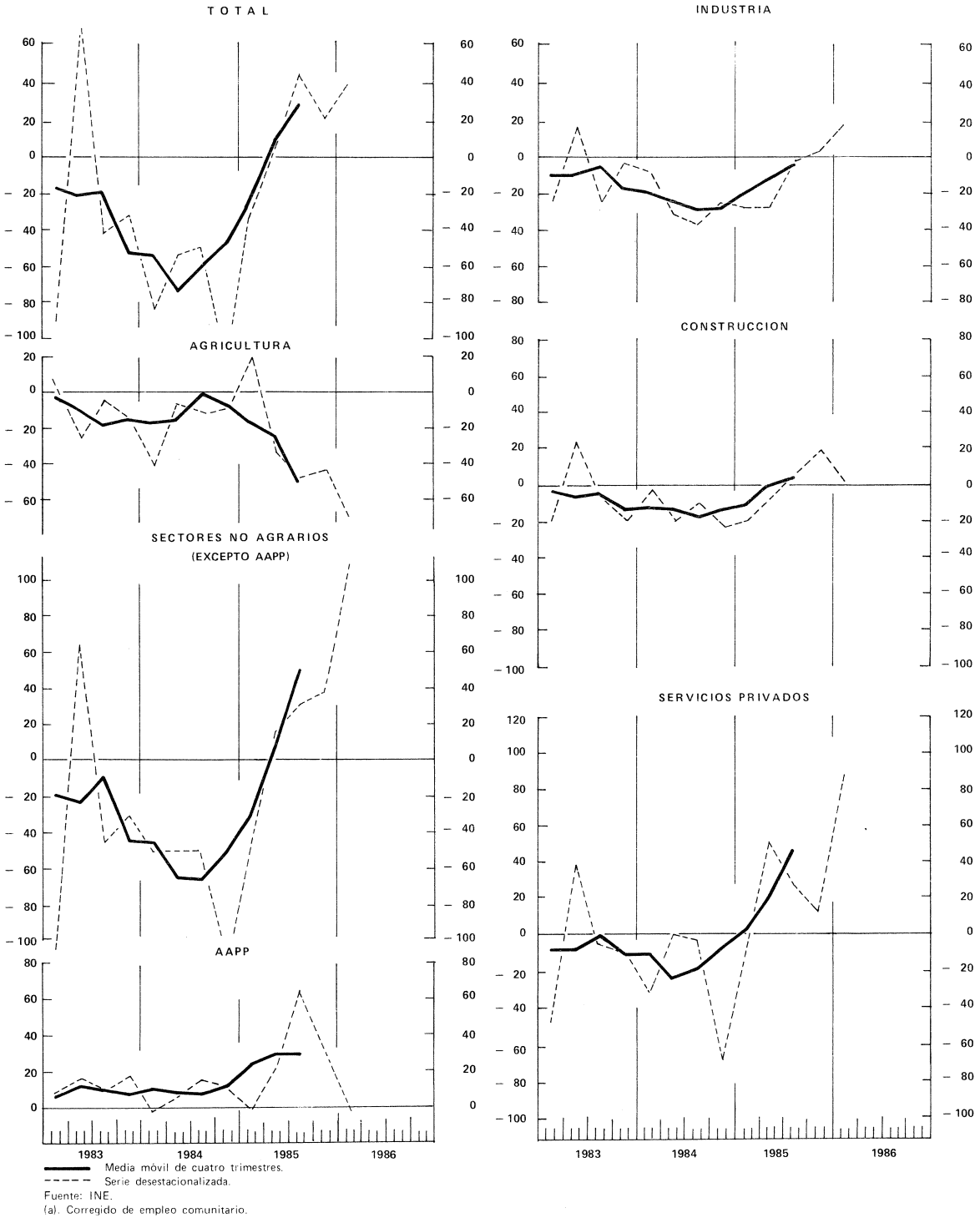
1. Evolución de la población activa

Miles de personas

	Cifras absolutas I TR 1986	Variaciones I TR/IV TR año anterior			
		1983	1984 (a)	1985	1986
Población mayor 16 años	28.075	59	94	76	39
Población activa	13.404	-36	-6	22	58
<i>Ocupados</i>	10.342	-108	-100	-42	27
<i>Activos marginales</i>	93	-13	6	9	-4
<i>Parados</i>	2.969	85	88	55	35
Inactivos y servicio militar	14.671	95	100	54	-19

(a) Corregido de empleo comunitario.
Fuente: INE.

1. Ocupados en sentido estricto (a)
 (Variaciones en miles de personas)



pasado. Las tres cuartas partes de este descenso corresponden a los no asalariados y, en un porcentaje prácticamente idéntico, se reduce la población activa agrícola. Aunque una parte de este descenso debe de tener su origen en salidas de la población activa en los estratos de mayor edad, las cifras mencionadas dan una idea del potencial de oferta de mano de obra para el resto de la economía que constituye el sector primario.

El empleo de los sectores no agrarios, excluido el de las administraciones públicas, aumentó durante el trimestre en 89.000 personas, lo que contrasta favorablemente con la reducción de 72.000 que se produjo en el

mismo período del año anterior. Los asalariados crecieron en 73.000 –reflejando una tasa de crecimiento positiva del 3 % sobre el primer trimestre de 1985–, y los no asalariados, en 15.000. Como se observa en los gráficos 1 y 2, puede detectarse una desaceleración muy pronunciada del descenso del empleo no agrario desde finales de 1984, tanto a causa de una reducción progresiva en la destrucción de puestos de trabajo (aproximada por las variaciones negativas del empleo) como por un no menos progresivo aumento de la creación de empleo (aproximada por las variaciones positivas). Ambas tendencias parecen haberse intensificado en el primer trimestre del año en curso, en particular en los servicios privados, determinando el fuerte crecimiento del empleo mencionado.

2. Evolución del empleo en el primer trimestre

Miles de personas

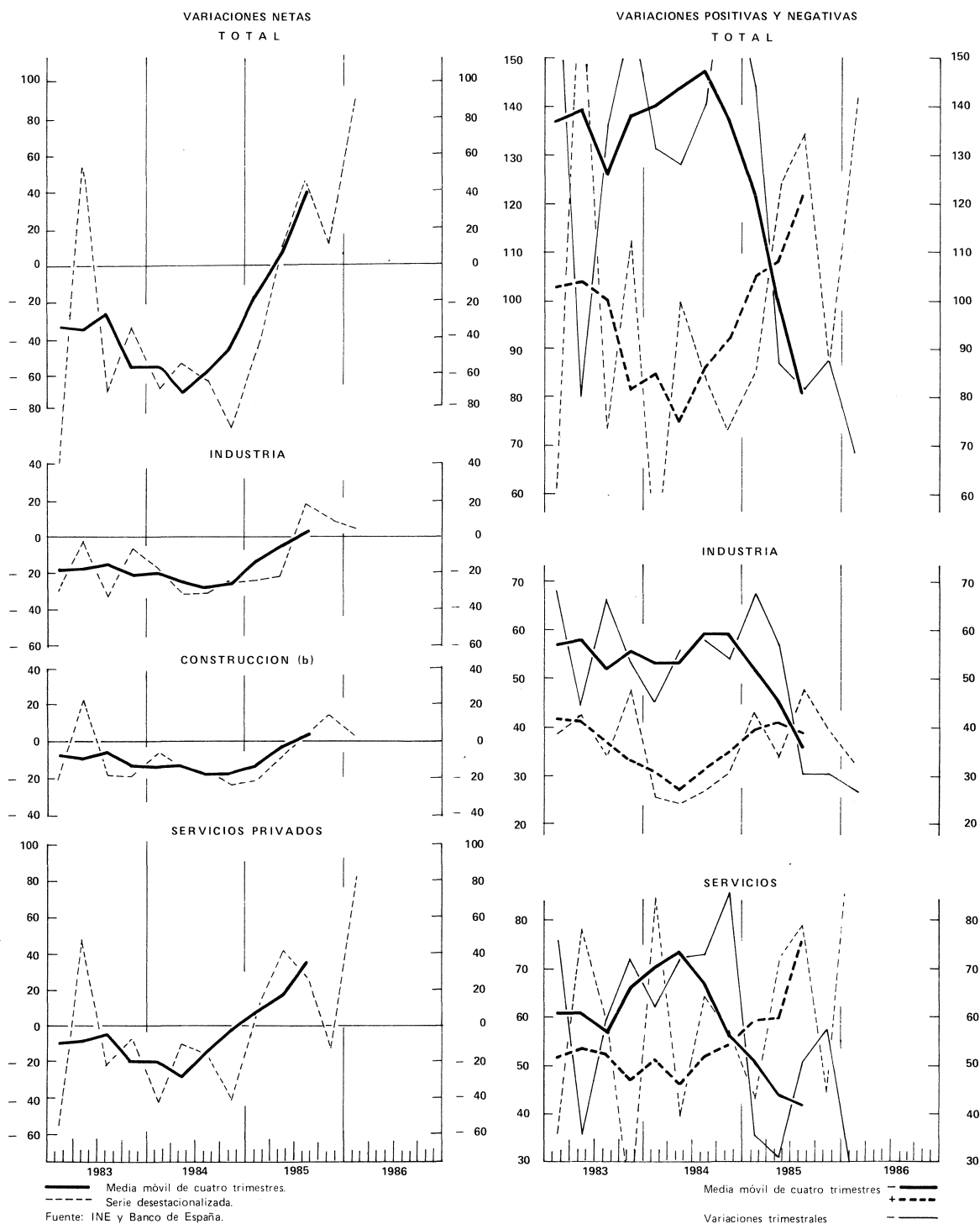
	Cifras absolutas	Variaciones						Porcentajes de crecimiento (a)		
		I TR/IV TR			I TR/I TR			1984	1985	1986
		1986	1984	1985	1986	1984	1985			
								1986	1984	1985
1. Asalariados sector privado	5.491	-101	26	86	-282	-171	86	-4,8	-3,1	1,6
Agricultura	492	-	68	13	-67	49	-42	-12,1	10,1	-7,9
Sectores no agrarios	4.999	-101	-42	73	-215	-220	129	-4,1	-4,3	2,6
Industria	2.061	-19	-22	3	-84	-110	1	-3,7	-5,1	-
Construcción	503	-32	-36	-10	-72	-70	15	-11,4	-12,5	3,0
Servicios	2.435	-49	16	80	-59	-40	113	-2,4	-1,7	4,9
2. Asalariados sector público	1.818	18	-26	-14	160	-1	145	9,8	-0,1	8,6
Agricultura	23	5	-7	-14	12	-5	-5	34,9	-16,4	-18,5
Sectores no agrarios (exc. AAPP)	553	14	-17	-	108	-25	34	20,5	-4,5	6,5
Industria	223	-	-3	3	25	-2	9	13,3	-0,9	4,3
Construcción	27	9	-5	-5	45	-3	-1	84,8	-10,4	-4,6
Servicios privados	303	6	-9	2	38	-19	26	13,3	-6,5	9,4
Servicios de las AAPP	1.242	-1	-2	-1	40	29	116	3,8	2,6	10,3
3. Total asalariados (3=1+2)	7.310	-84	-1	72	-122	-173	231	-1,6	-2,4	3,3
Agricultura	515	4	60	-1	-55	43	-47	-9,4	8,4	-8,5
Sectores no agrarios	5.553	-87	-59	73	-108	-245	163	-1,8	-4,3	3,0
Industria	2.284	-19	-25	6	-59	-112	10	-2,4	-4,7	0,5
Construcción	530	-24	-41	-15	-27	-73	13	-4,0	-12,4	2,6
Servicios	2.738	-44	7	82	-22	-60	139	-0,8	-2,2	5,3
Servicios de las AAPP	1.242	-1	-2	-1	40	29	116	3,8	2,6	10,3
4. No asalariados	3.032	-16	-42	-44	42	-72	-116	1,3	-2,2	-3,7
Agricultura	1.150	-38	-29	-60	-26	-47	-147	-1,9	-3,5	-11,4
Sectores no agrarios	1.882	22	-13	15	68	-24	31	3,8	-1,3	1,7
Industria	290	11	-1	11	38	-11	-16	13,6	-3,5	-5,2
Construcción	212	-	1	-4	13	3	6	6,9	1,7	3,0
Servicios	1.380	11	-13	8	17	-16	41	1,3	-1,2	3,0
5. Total ocupados	10.342	-99	-42	27	-81	-244	114	-0,8	-2,3	1,1
Agricultura	1.664	-33	31	-61	-82	-4	-195	-4,2	-0,2	-10,5
Sectores no agrarios (exc. AAPP)	7.435	-65	-72	89	-40	-269	194	-0,5	-3,6	2,7
Industria	2.574	-8	-27	17	-21	-123	-5	-0,8	-4,5	-0,2
Construcción	742	-24	-40	-19	-14	-70	19	-1,6	-8,8	2,7
Servicios	4.118	-33	-6	90	-5	-76	180	-0,1	-1,9	4,6
Servicios de las AAPP	1.242	-1	-2	-1	40	29	116	3,8	2,6	10,3

(a) Porcentaje de crecimiento de los trimestres transcurridos del año, sobre el mismo período del año anterior.

NOTA: Las posibles diferencias observables son debidas al redondeo.

2. Asalariados no agrarios (excepto AAPP) (a)

(Variación en miles de personas)



Fuente: INE y Banco de España.
(a). Corregido de empleo comunitario.

(b). Al aparecer la construcción en la CNAE como un único sector con dos dígitos, sólo se presentan los saldos netos de las variaciones —positivas o negativas— del empleo.

Una parte de este crecimiento del empleo no agrario tiene su origen en la industria. Durante el primer trimestre, la ocupación de este sector creció en 17.000 personas, pero, debido a las reducciones del empleo que se produjeron en la primera mitad de 1985, esta mejora no se ha traducido en una tasa de crecimiento positiva (-0,2 % en el primer trimestre respecto al mismo período del año anterior). Por subsectores, hay que destacar la reducción de 21.000 personas en el empleo de la alimentación y el aumento de 41.000 en el del resto de las industrias manufactureras (textil, calzado, madera y otros). Los otros subsectores reflejan, en general, descensos moderados en el empleo. Hay que destacar (ver gráfico 2) que la mejora de la ocupación industrial tiene su origen, no tanto en un aumento de la creación de puestos de trabajo, como en una sensible reducción de la destrucción de los mismos.

El empleo de la construcción también parece reflejar una cierta mejora. En efecto, el primer trimestre de cada año suele ser un período en el que estacionalmente se produce una cierta contracción de la ocupación del sector, mientras que en el segundo y en el tercero, con las mejores condiciones climáticas, tiende a recuperarse. En los tres primeros meses del año en curso, el sector redujo su ocupación en 19.000 personas, pero, en términos desestacionalizados, esto supone un ligero crecimiento. Por lo demás, en los cuatro últimos trimestres, el empleo de la construcción ha crecido en 19.000 personas, lo que no ocurría desde 1979.

Los servicios privados han continuado siendo el sector en el que el cambio de tendencia de la evolución del empleo es más apreciable. Durante el primer trimestre de 1986, su ocupación creció en 90.000 personas (4,6 % de crecimiento sobre el mismo período del año ante-

rior), una cifra superior a la de cualquiera de los trimestres de 1985, que explica, en una gran medida, la evolución positiva del empleo total de la economía. Durante los últimos cuatro trimestres, el empleo de los servicios privados creció en 180.000 personas, lo que es un indicador del papel que está desempeñando el sector en la mejora de las magnitudes fundamentales del mercado de trabajo. Por último, en los tres primeros meses, el crecimiento del empleo se concentró en el comercio (49.000 personas) y en los servicios a empresas y personales (39.000 personas). El empleo de los servicios de las administraciones públicas, por su parte, ha permanecido prácticamente estable durante el primer trimestre, si bien para el conjunto de los cuatro últimos trimestres su aumento fue de 116.000 personas.

Durante el primer trimestre de 1986, el paro ha aumentado en 35.000 personas, porque el aumento de la población activa ha sido superior al del empleo, como consecuencia, por un lado, del aumento de la población en edad laboral, y, por otro, del crecimiento de la tasa de actividad global en una décima (del 47,6 %, al final de 1985, al 47,7 %, en los tres primeros meses de 1986). El primer trimestre del año en curso se sitúa, así, en la misma tónica de los últimos cuatro, período en el que el paro ha aumentado como consecuencia de que un crecimiento del empleo de 114.000 personas ha tenido que hacer frente a otro de la población activa de 154.000. Como se ha señalado en informes anteriores, la razón de ello reside en el mantenimiento de la tasa de actividad global de la población, determinado por el comportamiento de la de los hombres de 20 a 24 años y de la de las mujeres adultas, lo que, unido a una población en edad laboral creciente, hace que la población activa crezca también. En el futuro, el crecimiento de la tasa de actividad puede verse favorecido incluso por la mejor coyuntura del empleo, y así parece indicarlo el

3. Evolución del paro

Miles de personas

	Cifras absolutas I TR 1986	Variaciones I TR/IV TR año anterior			
		1983	1984 (a)	1985	1986
Total	2.969	85	88	55	35
Buscan primer empleo	1.171	18	41	-5	-3
Anteriormente empleados	1.798	67	47	60	38
<i>Agricultura</i>	247	7	36	-9	3
<i>Industria</i>	484	21	27	20	6
<i>Construcción</i>	383	12	-3	9	13
<i>Servicios</i>	684	27	-13	40	16

(a) Corregido de empleo comunitario.
Fuente: INE.

hecho de que en el primer trimestre, en el que el empleo creció, la población inactiva haya disminuido.

A pesar del mencionado aumento de la población activa, durante el primer trimestre, el crecimiento del paro se ha concentrado, casi en su totalidad, en las personas anteriormente empleadas. Los primeros meses del año vuelven a mostrar un comportamiento del paro que resulta contradictorio con la evolución del empleo. En efecto, en los últimos cuatro trimestres, el crecimiento del empleo ha ido aparejado a un descenso muy pequeño de los parados anteriormente ocupados (12.000 personas); el paro de la agricultura sólo aumentó la cuarta parte de lo que descendió su empleo (45.000 parados más, frente a 195.000 empleados menos); los paros de la industria y de la construcción se redujeron intensamente (37.000 personas el primero y 63.000 el segundo), mientras que el empleo industrial se mantuvo y el de la construcción sólo creció moderadamente; y el paro de los servicios aumentó (43.000 personas), al tiempo que su ocupación lo hizo muy fuertemente (180.000). Estos datos parecen, pues, indicar que, al situarse la recuperación del empleo fundamentalmente en el sector de servicios, el paro tiende a desplazarse desde otros sectores a éste.

20-VI-1986.

La financiación de las grandes empresas

En años anteriores, el Informe Anual del Banco de España incluyó un comentario sobre la distribución por prestatarios de la financiación recibida por las empresas y las familias. Este comentario se articulaba en torno a un cuadro que distinguía la captación de fondos por un colectivo denominado de «grandes empresas», compuesto por un conjunto de 28 grandes empresas y organismos autónomos públicos y por la mayor parte de las empresas eléctricas (1), y la financiación obtenida por el resto de los agentes agrupados en el sector.

Por diversas circunstancias, en el Informe Anual de 1985 no aparece dicha información, que, sin embargo, y al igual que otros años, ha sido elaborada a partir de los cuadros que integran las cuentas financieras de los sectores. Dado su interés, en esta nota se comenta la evolución, en 1985, de este desglose de la financiación del sector privado, y se presenta un cuadro similar a los ofrecidos en años anteriores.

De la observación del cuadro, destaca, en primer lugar, la notoria moderación, en 1985, de la captación de recursos por parte de las grandes empresas, que obtuvieron nueva financiación por un importe inferior en 250 m.m. a la cifra registrada en 1984. Esta reducción se reflejó, exclusivamente, en las «grandes empresas públicas», mientras que las del sector eléctrico mantuvieron casi inalteradas sus necesidades de financiación.

Por su parte, el resto de los agentes del sector incrementó considerablemente el volumen de fondos captado en los distintos mercados financieros, tras la brusca caída registrada en el año anterior.

Este conjunto de fenómenos se enmarca en la evolución seguida por las empresas españolas en los últimos años. En 1984, se registró una apreciable mejora en la cuenta de resultados de las empresas, de la que, en buena medida, las empresas públicas quedaron excluidas. En 1985, el proceso de saneamiento de las empresas públicas parece haberse traducido, al fin, en la reducción de sus necesidades financieras, al tiempo que la recuperación de la inversión ha generado un cierto aumento de la demanda de financiación por el resto de los agentes.

Otro aspecto destacable se refiere a los importantes fenómenos de sustitución entre los distintos instrumentos de captación de fondos que se observan en el cuadro. Las razones últimas de dichos fenómenos han

(1) La lista completa de estas empresas y organismos figura en las notas metodológicas del Informe Anual de 1982.

Empresas no financieras y familias: variación de pasivos financieros (a)

(Desglose por prestatarios)

m.m.

	1983	1984	1985
Grandes empresas	882	1.111	861
Grandes empresas públicas	423	499	240
Títulos del mercado monetario	56	195	6
Títulos de renta fija	-28	61	11
Títulos de renta variable	79	145	177
Otras participaciones (b)	85	-	182
Créditos de instituciones financieras	189	70	88
Créditos exteriores	42	28	-224
Eléctricas	459	612	621
Títulos del mercado monetario	23	32	-10
Títulos de renta fija	115	247	217
Títulos de renta variable	9	39	116
Créditos de instituciones financieras	196	52	375
Créditos exteriores	116	242	-77
Otras empresas y familias	1.279	666	1.020
Títulos del mercado monetario	-113	26	-41
Títulos de renta fija	-4	22	6
Títulos de renta variable	121	92	93
Créditos de instituciones financieras	1.248	115 (d)	1.116
Créditos de administraciones públicas	31	459 (d)	21
Créditos exteriores	-4	-48	-175
Total sectorizado (c)	2.161	1.777	1.881

(a) Aumento (+).

(b) Esta rúbrica recoge la contrapartida de las deudas de empresas públicas asumidas por el Estado. En 1983, estas participaciones se desglosan en: 45 m.m. en títulos de renta fija y 40 m.m. de créditos de instituciones financieras asumidos. En 1985, las asunciones fueron 38 m.m. de títulos de renta fija, 60 m.m. de créditos de instituciones financieras y 84 m.m. de créditos exteriores. Como es lógico, las rúbricas correspondientes a estos conceptos aparecen disminuidas en esas mismas cantidades.

(c) Este total excluye los flujos no clasificados, la inversión en inmuebles y otras participaciones no relacionadas con la asunción de deudas por parte del Estado.

(d) Estas cifras están afectadas por la operación Rumasa, en virtud de la cual los créditos bancarios disminuyeron en 400 m.m., aproximadamente, y aumentaron en la misma cantidad los créditos de las administraciones públicas.

NOTA: Las cifras del cuadro son congruentes con las ofrecidas en el Informe Anual de 1985. Presentan ligeras diferencias con respecto a las proporcionadas en otros años, debido a las modificaciones realizadas en las series estadísticas.

Las listas de «grandes empresas públicas» y de empresas eléctricas son las mismas que en años anteriores. Las compañías eléctricas de carácter público figuran en el grupo de «empresas eléctricas» y no en el de «grandes empresas públicas».

sido expuestas en detalle en el capítulo correspondiente del Informe Anual, por lo que no es necesario detenerse en ellas. Sin embargo, sí merece la pena resaltar que las empresas públicas restringieron considerablemente su apelación a los mercados monetarios y, sobre todo, al crédito exterior, y se financiaron, básicamente, a través de los créditos de instituciones financieras y de la emisión de acciones (que, en su mayor parte, fueron suscritas con cargo al Tesoro, dentro del proceso general de saneamiento de las empresas públicas).

Las empresas eléctricas sustituyeron una parte considerable de sus créditos exteriores por créditos interiores a tipo de interés variable, y aprovecharon la mejora de la coyuntura bursátil para intensificar la captación de fondos a través de ampliaciones de capital.

En cuanto al resto del sector privado, la ampliación del volumen de recursos captado descansó sobre el crédito bancario; al igual que las grandes empresas, estos agentes redujeron el saldo de pagarés de empresa en circulación y su deuda exterior. Los créditos recibidos de las administraciones públicas, tras el episodio atípico de la operación Rumasa en 1984, volvieron a registrar variaciones de escasa relevancia.

20-VI-1986.

La desestacionalización de las series de agregados monetarios

En este artículo se presentan los factores estacionales de las series de agregados monetarios para el período 1974-86. En la primera parte se resume el método de cálculo, y en la segunda se estudia la fiabilidad de las estimaciones. El artículo ha sido realizado por A. Maravall y J. Salaverría, con ayuda computacional de J. A. Carro, del Servicio de Estudios del Banco de España.

Introducción

En la primera parte del artículo se presentan los factores estacionales de las series de agregados monetarios y se resume el método seguido para su cálculo. Desde el punto de vista del usuario, es importante conocer el grado de fiabilidad que tienen esos factores, es decir, cuál es el error con el que se estiman. Puesto que un factor estacional «verdadero» nunca se observa, conocer el error en su estimación es un problema relativamente complejo. Desde que en (1) se analizaba el efecto de las revisiones inducidas por los años 1978, 1979 y 1980 sobre los factores estacionales de las Disponibilidades Líquidas cuando se utilizaba X11, el problema de los errores de estimación de las series desestacionalizadas ha sido objeto de estudio en el Servicio de Estudios, y en la segunda parte del artículo se presentan unos resultados de interés general. En concreto, para la serie de Activos Líquidos en Manos del Público, se contesta a las siguientes preguntas:

1. ¿Cuál es el error con el que se mide la estacionalidad?
2. ¿Cuáles son los intervalos de confianza para los factores estacionales?
3. ¿Cómo se trasladan estos errores a errores en las tasas de crecimiento?
4. ¿Cuál es la banda de tolerancia implícita para los objetivos establecidos para dichas tasas?
5. Para una secuencia de desviaciones con respecto a un objetivo, ¿cuántos meses deben pasar para que pueda aceptarse que el crecimiento está siendo significativamente diferente del objetivo?
6. ¿Cómo se suaviza el efecto de los errores al considerar tasas que promedian varios meses?
7. ¿Es preferible utilizar la tendencia en lugar de la serie desestacionalizada en el seguimiento a corto plazo de la serie?

8. ¿Con qué frecuencia debe realizarse la desestacionalización?
9. ¿Cuánto tiempo debe durar la revisión de la serie desestacionalizada?

1. Cálculo de los factores estacionales

1.1. Las series consideradas y su periodicidad

Se han calculado factores estacionales para las siguientes series:

Depósitos en la Banca
 Depósitos en las Cajas
 Depósitos en Banca y Cajas
 Depósitos en las Cooperativas de Crédito
 Depósitos en el Banco de España
 Efectivo en Manos del Público
 Disponibilidades Líquidas
 Pasivos Computables en Banca y Cajas
 Otros Pasivos Computables en Banca y Cajas que no son depósitos
 Operaciones de Seguro
 Activos Líquidos en Manos del Público

La desestacionalización de las distintas series ha variado en función de las necesidades de factores, de las relaciones entre las series y de las disponibilidades de información. Para la mayoría de los casos, se han calculado las series desestacionalizadas para el período 1974-1985 y se han proyectado los factores estacionales para el año 1986. Tal y como se indica en el cuadro 1, la desestacionalización mensual se ha realizado para todo el conjunto de series, mientras que la desestacio-

1. Periodicidad de los factores estacionales

	Factores diarios	Factores decenales	Factores mensuales
Depósitos en la Banca	X	X	X
Depósitos en las Cajas	X	X	X
Depósitos en Banca y Cajas	X	X	X
Depósitos en las Cooperativas de Crédito			X
Depósitos en el Banco de España			X
Efectivo en Manos del Público	X	X	X
Disponibilidades Líquidas			X
Pasivos Computables en Banca y Caja	X	X	X
Otros Pasivos Computables en Banca y Cajas (no depósitos)			X
Operaciones de Seguro			X
Activos Líquidos en Manos del Público			X

nalización diaria y decenal se ha realizado para las series de Depósitos en Banca, Depósitos en las Cajas, Depósitos en Banca y Cajas, Efectivo en Manos del Público y Pasivos Computables en Banca y Cajas. Exceptuando el caso de las Disponibilidades Líquidas, los Activos Líquidos en Manos del Público y los Otros Pasivos Computables en Banca y Cajas que no son depósitos, todas las demás series han sido objeto de un ajuste estacional directo (ver cuadro 2). Para las Disponibilidades Líquidas y los Activos Líquidos en Manos del Público, se ha realizado un ajuste estacional indirecto a través de la agregación de sus componentes desestacionalizados. Por último, los coeficientes estacionales de los Otros Pasivos Computables en Banca y Cajas que no son depósitos se obtienen por medio de la diferencia entre el total de Pasivos Computables y el total de Depósitos en Banca y Cajas, ambos desestacionalizados.

Entre las series analizadas, se dan dos tipos de relaciones de agregación. Por una parte, existe el problema de la agregación temporal entre las series diarias, decenales y mensuales, y, por otra parte, varias de las series se obtienen, por definición, como agregación de otras (por ejemplo, la serie de Depósitos en Banca y Cajas es la suma de los Depósitos en la Banca más los Depósitos en las Cajas). En todos los casos en que se dan relaciones de agregación, el ajuste estacional se ha realizado de forma que estas relaciones se satisfagan también para las series desestacionalizadas, de manera que los factores para los agregados son compatibles con los factores para los componentes. Para el período de predicción, la condición de que las series desestacionalizadas de los agregados y de sus componentes sean compatibles se ha impuesto utilizando predicciones de las mismas. Por lo tanto, a medida que transcurra el año 1986 y las nuevas observaciones difieran de sus predicciones, podrán surgir ligeras divergencias entre las series desestacionalizadas de un agregado y la de sus componentes.

El núcleo básico del trabajo ha sido la desestacionalización de las series de Depósitos en la Banca, Depósitos en las Cajas, Depósitos en Banca y Cajas, Efectivo en Manos del Público y Pasivos Computables en Banca y Cajas, para las que se ha seguido un método cuyo esquema general pasamos a describir.

1.2. Esquema general de la desestacionalización

El gráfico 1 contiene un resumen esquemático del método de desestacionalización seguido. Como se observa en el cuadro, el método consta de varias etapas.

2. Tipo de ajuste estacional aplicado a cada serie

	Ajuste estacional directo		Ajuste estacional indirecto	
	Diario y mensual	Mensual	Agregación componentes	Diferencia
Depósitos en la Banca	X			
Depósitos en las Cajas	X			
Depósitos en Banca y Cajas	X			
Depósitos en las Cooperativas de Crédito		X		
Depósitos en el Banco de España		X		
Efectivo en Manos del Público	X			
Disponibilidades Líquidas			X	
Pasivos Computables en Banca y Caja	X			
Otros Pasivos Computables en Banca y Cajas (no depósitos)				X
Operaciones de Seguro		X		
Activos Líquidos en Manos del Público			X	

1.2.1. Intervenciones

Las series de agregados monetarios están afectadas por la ocurrencia de acontecimientos especiales que alteran su evolución «normal». Acontecimientos de este tipo son, por ejemplo, la realización de una huelga en la banca, un cambio de definición en la variable (cuando, por ejemplo, los depósitos del sector público se excluyeron del conjunto de Depósitos en la Banca), una modificación en la fecha de recaudación trimestral de impuestos, etc.

Con objeto de evitar la distorsión que estos comportamientos anómalos de la serie producirían sobre el cálculo de los factores estacionales, es preciso estimar el comportamiento anómalo y quitárselo a la serie, previamente a la desestacionalización. El método que se ha seguido para la estimación ha sido el denominado «análisis de intervención», introducido en (2). El método consiste, brevemente, en estimar un modelo que incluye explícitamente una forma funcional que recoge el efecto del acontecimiento especial. Aplicaciones a series de agregados monetarios se encuentran, por ejemplo, en (3) y (4).

Los modelos utilizados en el análisis de intervención son modelos ARIMA («Autoregressive Integrated Moving Average»), desarrollados en (5). Se trata de modelos que expresan la serie, de forma escueta y sencilla, como una combinación lineal de sus valores y errores de predicción pasados. El uso de estos modelos se ha popularizado enormemente, y, en concreto, han sido utilizados con éxito en el análisis de las series de agregados monetarios. Los modelos utilizados en este trabajo han sido modelos ARIMA para las series decenales, con una excepción que luego se describirá.

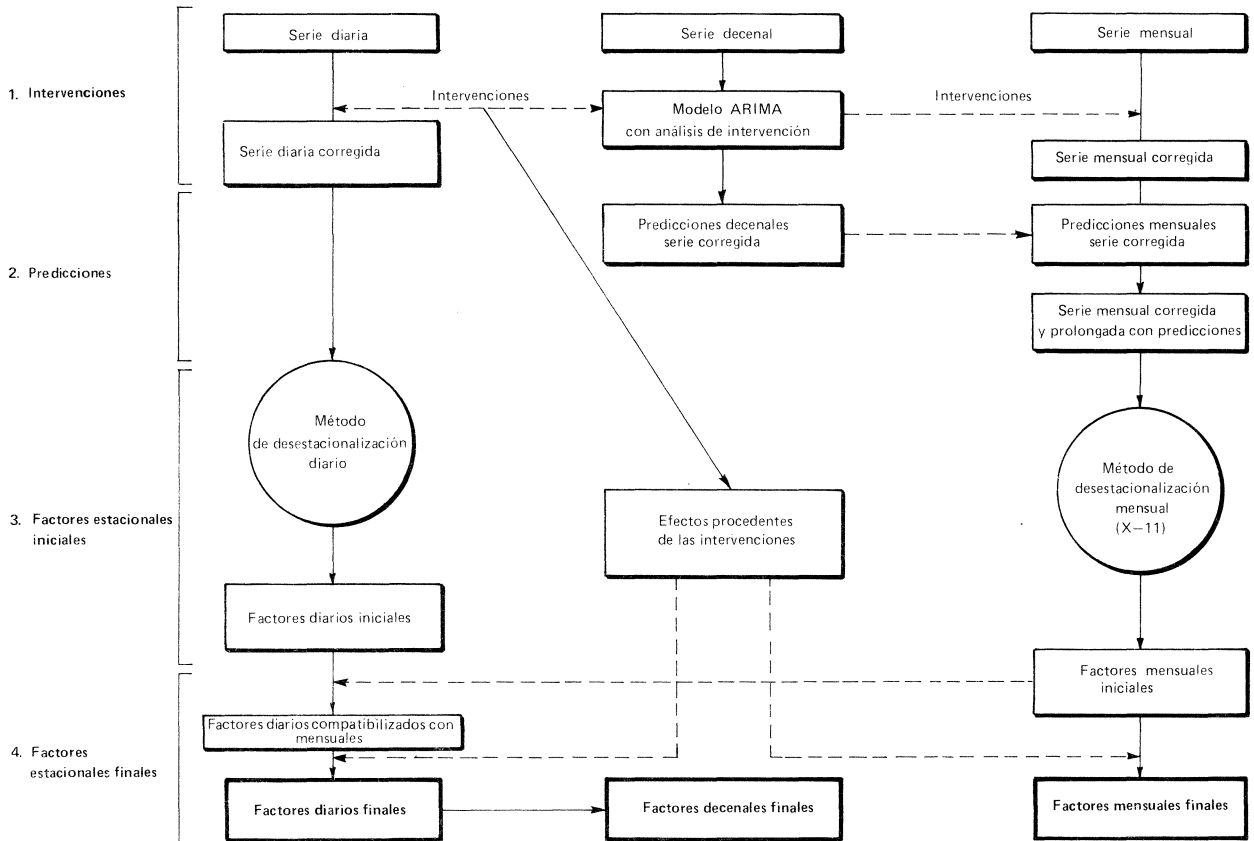
Una vez estimados los efectos de las intervenciones sobre la serie decenal, estos se trasladan a las series diarias y mensuales. En el primer caso, con el fin de no introducir saltos bruscos entre el final de una decena y el comienzo de la siguiente, se han suavizado los empalmes (manteniendo los efectos decenales); en el segundo, el efecto mensual se calcula por simple agregación del decenal. Eliminando los efectos debidos a estas intervenciones, se obtienen series diarias, decenales y mensuales «corregidas» de acontecimientos anómalos. Para el cálculo de los factores estacionales finales en el período de proyección, los efectos de las intervenciones se proyectan para 1986.

1.2.2. Efecto del cambio de fechas en la recaudación de impuestos trimestrales en 1985

Como antes se ha señalado, para un caso concreto el método de estimación del efecto de acontecimientos especiales ha sido distinto del descrito anteriormente. Se trata de la medición del efecto del cambio en los plazos límites de recaudación trimestral de los principales impuestos (retención a cuenta del impuesto sobre la renta de las personas físicas y del impuesto de sociedades, e ingreso del impuesto sobre el tráfico de empresas). Hasta abril de 1985, el plazo límite para el contribuyente finalizaba a los veinticinco días naturales, una vez transcurrido el trimestre natural inmediatamente anterior. Es decir, dicho plazo concluía el día 25 de los meses de enero, abril, julio y octubre. Desde abril de 1985, el plazo límite es de veinte días en lugar de veinticinco, y, por tanto, concluye el día 20 de los mismos meses.

Este cambio de fechas en los plazos límite de recaudación trimestral de impuestos altera el comporta-

1. Esquema general de la desestacionalización



miento de las series de depósitos en los citados meses, dando lugar a que el descenso derivado de los pagos de impuestos se vea adelantado una decena respecto a su comportamiento anterior. Igualmente, el retorno al sistema de la mayor parte del volumen recaudado en cada fecha se verá también afectado, de manera que el correspondiente aumento en los depósitos se producirá unos días antes de lo que hasta entonces era habitual.

Puesto que la recaudación trimestral de impuestos es, por definición, un efecto estacional, el cambio en las fechas de recaudación, de no ser tenido en cuenta, distorsionaría los factores estacionales estimados (no sólo los decenales, sino también los diarios y mensuales). Con objeto de eliminar esta distorsión, se ha procedido de la siguiente manera.

A diferencia de las demás intervenciones, el efecto del cambio en las fechas de recaudación se ha estimado sobre las series diarias. Primero, se estimó un modelo ARIMA para los Depósitos en Banca. Se ensa-

yaron distintas combinaciones de variables ficticias para determinar el número de días a los que afectaba el cambio de fechas para cada trimestre. Puesto que la información a priori permite establecer un perfil aproximado para el efecto, se escogió el número de días en función de la significatividad de las variables artificiales y de que éstas tomaran valores compatibles con el perfil esperado. En general, el efecto se extendía a lo largo de un período de tiempo algo inferior a cuatro semanas.

El primer período afectado por el cambio cubre los días del 21 de abril al 16 de mayo de 1985. Parando las observaciones en el 20 de abril, se reestimó un modelo ARIMA para la serie diaria y se obtuvo la función de predicción para los 26 días siguientes. De este modo, se obtenía una serie de 26 errores (diferencias entre la serie y la predicción), cada uno mezcla del error de predicción genuino y del efecto debido al cambio en la fecha de recaudación de impuestos. Con objeto de que el efecto total se cancelase de modo que a la larga

tuviese un efecto nulo, se obligó a que la serie de errores sumase cero.

El segundo período afectado por el cambio cubre los días 21 de julio-15 de agosto, 1985. Sustituyendo la serie por sus predicciones para los días del primer período, y añadiendo las nuevas observaciones 17 de mayo-20 de julio, volvió a utilizarse el modelo ARIMA diario para obtener la función de predicción correspondiente al segundo período. Restando estas predicciones de las observaciones, se obtuvo una segunda serie de errores similares a los obtenidos para el primer período (mezcla de errores de predicción y del efecto que se intenta medir). Al igual que para el primer período, se obligó a que la media de los errores para el segundo período fuese cero. El nivel de cada error se modificó multiplicándolo por el cociente de la recaudación total para el primer período dividida por la recaudación total en el segundo período. La misma operación se realizó para el tercer período (21 de octubre a 15 de noviembre, 1985) y para los primeros días del cuarto período (21 a 31 de enero, 1986), para los que ya se disponía de observaciones.

De esta forma, se obtuvieron cuatro mediciones de error para los 11 primeros días y tres mediciones para los restantes días de un período, estandarizadas para un volumen total de recaudación equivalente al del primer período. Puesto que el componente debido al error de predicción tiene media cero, promediando las 4 ó 3 mediciones para cada día, dicho componente se atenuará. Finalmente, los errores promedio así obtenidos se suavizaron, con el fin de eliminar su errática muestral. Esto proporcionó una primera estimación del efecto debido al cambio de fechas de recaudación de impuestos trimestrales, estandarizado para un volumen total dado. Adaptándolo a los volúmenes recaudados en 1985, se obtuvo el efecto para 1985; utilizando las predicciones para el volumen total recaudable en 1986, se obtuvo el efecto para 1986.

Los efectos así medidos eran de relativa poca importancia. Con objeto de completar el análisis, las series diarias corregidas del efecto debido al cambio de fechas aludido (y corregidas también de otras intervenciones) se pasaron a series decenales y se estimó un modelo ARIMA sobre las series decenales. Se observó que los residuos correspondientes a las decenas afectadas por el cambio eran sistemáticamente distintos de cero, indicando, para los tres períodos de 1985 y parte del primer período de 1986, una subestimación del efecto. Esta subestimación se acentuaba para los períodos más recientes. Como consecuencia, se juzgó oportuno aumentar en un 25 % el efecto para 1985, y en un 50 % para 1986. Estos fueron los efectos finalmente estimados para la serie de Depósitos en la Banca.

En cuanto a la serie de Depósitos en las Cajas, los resultados empíricos eran compatibles con una corrección igual a un cuarto del efecto estimado para los Depósitos en la Banca. La suma de los efectos en ambas series de depósitos fue el efecto estimado para la serie de Depósitos en Banca y Cajas y para la serie de Pasivos Computables en Banca y Cajas.

1.2.3. Factores estacionales iniciales

a) Factores mensuales

Para las series a las que se aplica el esquema general de desestacionalización, el cálculo de los factores estacionales mensuales se ha realizado por medio del programa X11. Se trata de un programa desarrollado en el «Bureau of the Census», de EE.UU., por J. Shiskin, A. Young y J. Musgrave (ver (6)), durante los años sesenta, que se ha convertido en un procedimiento de desestacionalización universalmente utilizado. Concretamente, con pocas excepciones, es la base de la desestacionalización de las series de agregados monetarios en otros países (ver, por ejemplo, (7)). En forma resumida, el método consiste en iterar una secuencia de filtros sobre la serie, que eliminan, primero, la tendencia, y, finalmente, estiman la estacionalidad. Estos filtros, simétricos y centrados en general, permiten capturar tendencias y movimientos estacionales que evolucionan en el tiempo.

Puesto que los filtros son simétricos y centrados, un problema que se plantea es que su aplicación a momentos cercanos al presente requeriría tener disponibles observaciones futuras. Puesto que éstas no están disponibles, es preciso truncar el filtro. La manera en que X11 trunca el filtro es, en general, subóptima. Una manera de mejorar la estimación de la estacionalidad para momentos cercanos al presente (a la que luego se volverá a hacer referencia) consiste en extender la serie añadiéndole predicciones y aplicar el filtro a la serie extendida. Este da lugar al procedimiento llamado X11 ARIMA (ver (8)), que es, en definitiva, el método que se ha seguido en este trabajo. En consecuencia, los factores estacionales mensuales iniciales se han calculado aplicando la opción multiplicativa de X11 a la serie corregida y extendida. El programa proyecta también los factores estacionales con un año de adelanto.

b) Factores diarios

En cuanto a los factores diarios, estos se obtienen mediante un programa de desestacionalización diaria desarrollado en el «Federal Reserve Board of Governors» de EE.UU. (ver (9)). El método consiste en dos

iteraciones, en las que se calcula la tendencia mediante un filtro y la estacionalidad por medio del periodo-grama estimado por regresión. La estacionalidad que se obtiene es aproximadamente constante para los distintos años, y, puesto que se estima por medio de regresión, no es preciso extender la serie con predicciones. Los factores estacionales diarios iniciales son los estimados por el mencionado programa para la serie corregida. Por tratarse de una estacionalidad fija, la proyección de los factores para 1986 es inmediata.

1.2.4. Factores estacionales finales

Los factores iniciales diarios estimados implican, al agregarse, factores mensuales que no son los mismos que los factores mensuales iniciales antes descritos. Puesto que es deseable que los factores diarios y mensuales sean compatibles, se modifican proporcionalmente los factores diarios iniciales para que sus medias mensuales sean iguales a los factores mensuales iniciales. (Esto refleja, claro está, la mayor garantía que ofrece X11 como método de desestacionalización mensual). Los factores diarios así obtenidos se denominarán factores diarios compatibilizados.

Tanto los factores mensuales iniciales como los diarios compatibilizados están obtenidos sobre la serie corregida. Sin embargo, interesa expresar el factor referido a la serie original. Esto se realiza volviendo a introducir en las series los efectos de las intervenciones. Puesto que el factor estacional es igual a la serie dividida por la serie desestacionalizada, si la intervención no tiene efecto estacional, afectará sólo al numerador de la fracción. Si, por el contrario, tiene efecto estacional (como es el caso del cambio en la fecha de recaudación trimestral de impuestos), afectará al numerador y al denominador de la fracción.

Corrigiendo los factores mensuales iniciales teniendo en cuenta las intervenciones, se obtienen los factores mensuales finales. Procediendo de forma análoga con los factores diarios compatibilizados (reintroduciendo el efecto de las intervenciones), se obtienen los factores diarios finales. Por último, los factores decenales finales son simplemente los implicados por agregación de los factores diarios finales.

Una vez resumido el esquema general, se pasa a describir la metodología concreta seguida para cada una de las series mencionadas en la sección 1.1.

1.3. Cálculo de los factores estacionales para las distintas series

Tanto para la serie de **Depósitos en la Banca** como para la de **Depósitos en las Cajas**, se ha seguido el esquema general, incluyendo entre las correcciones de las series el efecto del cambio en la fecha de recaudación de impuestos. Sin embargo, los factores finales obtenidos aplicando el esquema general a las dos series se han modificado tal y como se describe en el párrafo siguiente:

Para la serie agregada de **Depósitos en Banca y Cajas**, se ha seguido también el esquema general. Las correcciones de la serie agregada original fueron las introducidas en las series de los dos componentes, y las predicciones utilizadas para extender la serie antes de aplicar X11 fueron las obtenidas como suma de las predicciones decenales para los dos componentes. Una vez obtenidos los factores finales para la serie de Depósitos en Bancas y Cajas, se modificó el nivel de los factores finales para los Depósitos en la Banca y los Depósitos en las Cajas en la misma proporción, de manera que estos fuesen compatibles con los factores del agregado. Para imponer esta condición de compatibilidad en el período de proyección (el año 1986), se necesitaban predicciones de las series diarias de los dos componentes y del agregado. Se han utilizado como predicciones diarias las predicciones de la decena correspondiente.

La serie de Efectivo sin moneda metálica se ha desestacionalizado siguiendo el esquema general. Puesto que la moneda metálica no tiene estacionalidad, para obtener la serie desestacionalizada de **Efectivo en Manos del Público**, simplemente se ha sumado la serie de moneda metálica a la serie desestacionalizada de Efectivo sin moneda metálica. Para 1986, se utilizaron predicciones de la serie de moneda metálica obtenidas mediante un modelo ARIMA decenal.

A diferencia de las demás series de agregados monetarios aquí considerados, que son medias mensuales de datos diarios, la serie disponible de **Depósitos en las Cooperativas de Crédito** contiene los saldos a fin de mes correspondientes a los años 1978-1985. Se trata de una serie con una estructura poco adecuada a la utilización de X11. Su desestacionalización se ha realizado mediante un método alternativo, desarrollado por J. P. Burman en el Banco de Inglaterra (ver (10)). El método consiste en descomponer el espectro del modelo ARIMA identificado para la serie en la suma de los componentes tendencial, estacional e irregular, y derivar, de esta descomposición, el filtro óptimo para estimar la estacionalidad (en la segunda parte del trabajo, volveremos a referirnos a este método). Una vez deses-

tacionalizada la serie de saldos a fin de mes, se derivaron los factores estacionales para la serie semisuma de dos valores consecutivos, con objeto de homogeneizarla con el resto de las series de agregados monetarios. Para 1986, los factores proyectados se calcularon también a partir de la serie de saldos a fin de mes, dividiendo la suma de dos predicciones de la serie original por la suma de dos predicciones de la serie desestacionalizada.

Un método de descomposición de modelos ARIMA mediante el programa de Burman se ha utilizado también para calcular los factores estacionales mensuales de la serie de **Depósitos en el Banco de España**.

En cuanto a la serie de **Disponibilidades Líquidas**, igual a la suma de los Depósitos en Banca y Cajas, del Efectivo en Manos del Público, de los Depósitos en las Cooperativas de Crédito y de los Depósitos en el Banco de España, sus factores estacionales mensuales se han obtenido por agregación, a partir de sus componentes. De nuevo, los factores para 1986 se obtuvieron dividiendo la suma de las predicciones de los componentes por la suma de las predicciones de las correspondientes series desestacionalizadas, utilizando las predicciones obtenidas con los modelos ARIMA.

La serie de **Pasivos Computables en Banca y Cajas** se ha desestacionalizado siguiendo el esquema general, con las intervenciones de los componentes (incluyendo el efecto del cambio en la fecha de recaudación de impuestos), y utilizando las predicciones mensuales

obtenidas mediante un modelo ARIMA decenal. Puesto que esta serie es igual a la serie de Depósitos en Banca y Cajas, más la serie de Otros Pasivos Computables en Banca y Cajas, la desestacionalización de esta última se obtiene como diferencia de las otras dos.

La serie mensual de **Operaciones de Seguro** se desestacionaliza por medio de la descomposición de un modelo ARIMA con el programa de Burman, tomando como muestra el período comprendido entre 1979 y 1985.

Finalmente, para la serie de **Activos Líquidos en Manos del Público**, igual a los Pasivos Computables en Bancos y Cajas, más los Depósitos de Cooperativas de Crédito, más los Depósitos en el Banco de España, más el Efectivo en Manos del Público, más Otros Activos Líquidos en Manos del Público No-computables, se obtuvo la serie desestacionalizada como suma de sus componentes desestacionalizados. En este sentido, se consideró que la serie de Otros Activos Líquidos en Manos del Público No-computables no contiene estacionalidad.

El cuadro 3 presenta los factores estacionales mensuales finales proyectados para 1986 de los componentes de los Activos Líquidos en Manos del Público. En el cuadro 4 figuran las series desestacionalizadas para dichos componentes en el período muestral utilizado en cada caso. Por último, en el gráfico 2 se representa gráficamente la evolución de los factores estacionales de la serie agregada de Activos Líquidos en Manos del Público para los años 1979-1985.

3. Factores estacionales para componentes de ALP

Número de observación y fecha	Depósitos en banca	Depósitos en cajas	Depósitos en banca y cajas	Depósitos en cooperativas	Depósitos en Banco de España	Efectivo en manos del público	Pasivos en banca y cajas	Otros pasivos comp. en banca y cajas	Operaciones de seguro
1-8601	101.115	101.019	101.074	99.452	96.301	100.253	101.192	103.315	99.492
2-8602	99.641	99.864	99.734	99.738	99.015	97.493	99.764	100.252	102.369
3-8603	99.195	99.856	99.472	100.281	102.921	97.990	99.548	100.812	103.659
4-8604	99.788	99.586	99.703	100.404	95.590	98.625	99.663	98.999	104.731
5-8605	99.496	99.152	99.351	100.213	101.112	98.116	99.206	96.952	105.502
6-8606	99.323	98.608	99.025	99.980	103.600	98.997	98.918	97.269	103.877
7-8607	100.717	100.371	100.572	100.358	98.728	104.445	100.583	100.756	101.421
8-8608	99.741	100.764	100.162	100.862	102.139	104.021	100.233	101.295	99.188
9-8609	99.885	100.739	100.235	100.697	98.092	101.468	100.224	100.069	97.093
10-8610	100.336	100.446	100.381	100.137	95.993	99.603	100.310	99.300	95.221
11-8611	99.588	99.415	99.518	99.215	100.384	97.175	99.514	99.469	93.656
12-8612	101.193	100.321	100.838	99.089	104.519	101.863	100.896	101.695	92.883

2. Errores de medición

Ciñéndonos a la desestacionalización de series mensuales (en el presente, la de mayor importancia desde el punto de vista del control monetario), el método seguido se basa fuertemente en el esquema general, tal como ha sido descrito. Este, a su vez, consiste básicamente en utilizar X11 sobre una serie extendida con predicciones. Se trata, pues, de un método fundamentalmente empirista, que consiste en aplicar a la serie un filtro más o menos fijo, determinado a priori, sin que exista un modelo subyacente a partir del cual se derive un filtro óptimo. La ausencia de un modelo limita seriamente la capacidad del analista. Primero, porque no permite realizar un diagnóstico apropiado de los resultados y no ofrece, pues, un camino para mejorar la estimación si esta resulta inapropiada. Segundo, porque la ausencia de un modelo impide realizar inferencia estadística. Concretamente, no permite conocer los errores de medición de la serie desestacionalizada, de modo que no es posible determinar si las divergencias entre la senda deseada para el agregado monetario y el crecimiento que este registra son estadísticamente significativas o no.

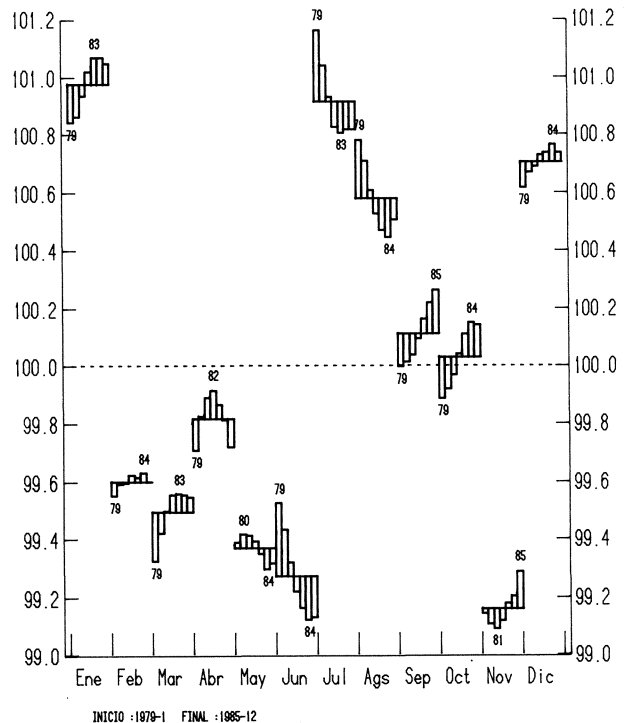
En los últimos años, se ha venido desarrollando un método de desestacionalización basado en modelos, que permite, en principio, superar las dos limitaciones de X11 que hemos mencionado. Los modelos empleados son modelos para series temporales univariantes; su aplicación en el contexto de la desestacionalización de series de agregados monetarios en España se encuentra justificada en (11) y (12). Los componentes de la serie (tendencia, componente estacional y componente irregular) se supone que siguen procesos ARIMA. Del modelo para la serie, que puede identificarse directamente por medio de las observaciones, se derivan modelos para los componentes. Se aplican después técnicas de extracción de señales y se obtienen estimadores de los componentes con error cuadrático medio mínimo, que son también las esperanzas condicionales de los componentes, dadas las observaciones presentes y pasadas de la serie. (Referencias básicas son (10) y (13)).

Este método basado en modelos permite desarrollar un marco completo de análisis en el que se pueden contestar de forma natural cuestiones de diagnóstico e inferencia (ver (14)). En el Banco de España se utiliza ya, de hecho, en el tratamiento de algunas series para las que X11 proporciona resultados poco satisfactorios. Ejemplos de algunas de estas, que forman parte ya del tratamiento rutinario de series en el Banco de España, se encuentran descritos en (15), (16) y (17).

En lo que se refiere a las series de Depósitos y de Efectivo, durante unos años se utilizó el método X11, junto con el método desarrollado por Burman (ver, por ejemplo, el *Boletín Económico* de abril de 1982). Por un lado, las diferencias entre ambos métodos eran relativamente pequeñas. Por otro, el comportamiento de esos agregados monetarios en el último año ha sido atípico, y esto ha repercutido en una cierta inseguridad respecto a su modelización, que afecta principalmente a los factores estacionales para períodos cercanos al presente. A la espera de obtener modelos más satisfactorios, se ha juzgado conveniente utilizar X11 en el esquema general (por razones de prudencia, fundamentalmente). Aunque en un futuro no lejano esperamos utilizar plenamente un método basado en modelos, por el momento este método se ha utilizado sólo en la estimación de los factores de algunos componentes de menor importancia. Sin embargo, con objeto de obtener información sobre los errores de estimación de la serie desestacionalizada, se ha realizado un estudio adicional utilizando un método basado en modelos para analizar la serie agregada de Activos Líquidos en Manos del Público (ALP). La comparación de los facto-

2. Factores estacionales para ALP implicados por los de sus componentes

GRAFICO ESTACIONAL DE DESVIACIONES A LA MEDIA



4. ALP y componentes: Series desestacionalizadas

mm.

ALP y componentes: Series desestacionalizadas						
Número de observaciones y fecha	ALP	M ₃	Efectivo en manos del público	Depósitos en banca	Depósitos en cajas	Depósitos en cooperativas
1-7401	—	3.655,4	360,0	2.153,9	1.083,4	90,9
2-7402	—	3.716,8	363,8	2.194,1	1.103,4	91,1
3-7403	—	3.774,3	369,6	2.230,7	1.121,1	92,2
4-7404	—	3.836,7	372,7	2.274,7	1.135,2	93,3
5-7405	—	3.896,1	378,0	2.313,1	1.152,1	94,6
5-7406	—	3.944,4	382,5	2.342,4	1.168,6	96,2
7-7407	—	3.992,4	386,2	2.374,1	1.176,5	98,5
8-7408	—	4.030,5	389,5	2.388,2	1.193,7	101,3
9-7409	—	4.079,0	394,2	2.411,6	1.214,7	103,6
10-7410	—	4.152,5	399,1	2.457,3	1.239,9	105,5
11-7411	—	4.214,6	405,0	2.496,4	1.259,2	107,1
12-7412	—	4.269,6	411,8	2.522,8	1.273,1	112,8
13-7501	—	4.339,4	417,1	2.557,5	1.296,1	117,7
14-7502	—	4.398,5	422,9	2.584,2	1.324,4	119,6
15-7503	—	4.461,5	433,5	2.621,4	1.348,1	114,3
16-7504	—	4.04,9	432,9	2.647,8	1.373,2	108,7
17-7505	—	4.570,8	444,0	2.678,6	1.394,5	110,9
18-7506	—	4.642,9	450,9	2.718,9	1.421,4	113,1
19-7507	—	4.712,7	457,7	2.760,1	1.443,1	113,0
20-7508	—	4.793,5	463,7	2.811,7	1.465,3	113,1
21-7509	—	4.868,8	468,5	2.849,2	1.498,5	117,0
22-7510	—	4.930,5	474,4	2.878,2	1.523,0	119,8
23-7511	—	5.003,5	489,3	2.915,6	1.541,4	122,5
24-7512	—	5.002,3	489,9	2.966,4	1.560,4	127,3
25-7601	—	5.153,6	490,6	3.012,7	1.580,2	129,4
26-7602	—	5.222,9	498,1	3.047,8	1.613,3	129,4
27-7603	—	5.288,7	504,7	3.086,6	1.636,5	131,6
28-7604	—	5.339,6	513,2	3.099,5	1.666,2	135,1
29-7605	—	5.426,2	516,8	3.152,7	1.699,4	139,7
30-7606	—	5.504,0	523,4	3.193,4	1.731,6	143,6
31-7607	—	5.584,8	529,6	3.233,5	1.761,3	148,0
32-7608	—	5.660,1	538,2	3.264,2	1.788,8	153,0
33-7609	—	5.730,8	544,1	3.294,8	1.821,4	156,5
34-7610	—	5.834,1	552,9	3.354,7	1.859,0	158,1
35-7611	—	5.933,1	558,6	3.416,5	1.895,9	159,0
36-7612	—	6.020,6	566,9	3.474,4	1.906,0	164,6
37-7701	—	6.123,9	575,2	3.530,7	1.931,6	169,7
38-7702	—	6.217,6	584,8	3.576,7	1.972,0	171,9
39-7703	—	6.299,5	591,0	3.628,9	2.005,1	169,8
40-7704	—	6.392,0	602,6	3.683,6	2.036,5	167,4
41-7705	—	6.484,8	610,4	3.727,4	2.077,8	170,5
42-7706	—	6.506,4	628,9	3.783,5	2.107,5	173,3
43-7707	—	6.681,1	646,9	3.833,0	2.128,4	177,7
44-7708	—	6.799,8	667,0	3.890,7	2.164,5	183,7
45-7709	—	6.899,4	675,3	3.938,8	2.118,2	188,7
46-7710	—	6.984,5	687,0	3.972,2	2.149,6	191,1
47-7711	—	7.073,0	697,9	4.007,1	2.180,9	193,3
48-7712	—	7.100,4	715,3	4.069,9	2.200,8	199,8

4. ALP y componentes: Series desestacionalizadas (continuación)

mm.

Número de observaciones y fecha	ALP	M ₃	Efectivo en manos del público	Depósitos en banca	Depósitos en cajas	Depósitos en cooperativas
49-7801	—	7.275,0	734,6	4.106,5	2.234,0	206,5
50-7802	—	7.373,2	746,4	4.148,9	2.274,8	210,8
51-7803	—	7.404,6	761,9	4.206,0	2.308,3	215,5
52-7804	—	7.607,0	773,2	4.282,9	2.339,2	219,7
53-7805	—	7.764,1	789,5	4.383,4	2.377,3	223,9
54-7806	—	7.903,1	799,7	4.462,6	2.414,8	235,1
54-7807	—	8.060,9	819,6	4.551,8	2.459,7	239,8
56-7808	—	8.153,8	828,4	4.586,3	2.510,0	238,1
57-7809	—	8.209,6	842,0	4.659,3	2.553,3	243,4
58-7810	—	8.409,0	854,3	4.730,0	2.584,5	248,1
59-7811	—	8.530,0	866,6	4.803,9	2.616,9	252,1
60-7812	—	8.630,5	880,8	4.862,6	2.642,2	256,0
61-7901	9.024,7	8.793,6	892,8	4.921,5	2.698,7	260,2
62-7902	9.209,9	8.952,6	914,5	5.048,4	2.735,4	265,1
63-7903	0.340,6	9.101,1	929,2	5.114,2	2.767,5	270,5
64-7904	9.465,3	9.236,0	941,0	5.194,4	2.803,7	276,5
65-7905	9.562,1	9.340,3	936,2	5.257,7	2.844,1	282,6
66-7906	9.707,7	9.496,5	941,4	5.369,0	2.877,8	288,7
67-7907	9.863,7	9.660,9	941,9	5.470,1	2.934,4	293,9
68-7908	9.915,3	9.708,6	948,6	5.472,0	2.969,0	299,0
69-7909	10.019,0	9.793,9	957,6	5.506,1	3.005,3	303,7
70-7910	10.166,2	9.949,2	969,5	5.597,5	3.050,0	310,0
71-7910	10.322,7	10.110,0	978,9	5.704,2	3.086,6	318,0
72-7912	10.531,6	10.302,8	987,9	5.816,9	3.137,1	337,9
73-8001	10.659,4	10.415,0	992,7	5.875,2	3.179,7	344,7
74-8002	10.791,8	10.549,3	999,1	5.986,5	3.203,3	337,8
75-8003	10.957,3	10.697,7	1.009,1	6.077,2	3.244,8	343,5
76-8004	11.115,0	10.863,1	1.019,9	6.186,8	3.281,2	349,8
77-8005	11.204,4	10.949,3	1.042,7	6.221,5	3.303,6	356,9
78-8006	11.352,1	11.101,5	1.070,9	6.305,5	3.336,8	362,6
79-8007	11.509,6	11.256,6	1.084,7	6.403,3	3.375,2	368,7
80-8008	11.677,2	11.416,9	1.103,3	6.498,9	3.413,9	376,5
81-8009	11.837,4	11.558,2	1.112,8	6.572,5	3.460,5	385,9
82-8010	11.991,0	11.707,0	1.117,2	6.666,5	3.502,0	393,6
83-8011	12.149,2	11.852,3	1.127,9	6.758,6	3.538,8	399,9
84-8012	12.265,0	11.952,8	1.131,7	6.813,9	3.576,9	401,1
85-8101	12.393,4	12.069,4	1.140,9	6.885,1	3.615,2	400,4
86-8102	12.543,5	12.212,1	1.153,3	6.989,8	3.639,0	406,7
87-8103	12.710,8	12.355,2	1.164,9	7.062,4	3.683,3	413,5
88-8104	12.865,8	12.508,2	1.179,6	7.151,1	3.724,3	420,2
89-8105	13.038,7	12.664,6	1.189,5	7.242,5	3.769,8	427,6
90-8106	13.178,7	12.799,0	1.201,5	7.314,7	3.817,9	435,6
91-8107	13.372,1	12.972,0	1.205,7	7.402,6	3.890,7	445,0
92-8108	13.587,3	13.163,0	1.220,3	7.515,8	3.941,1	453,4
93-8109	13.736,5	13.209,6	1.230,6	7.577,2	3.993,2	459,3
94-8110	13.929,4	13.472,4	1.242,4	7.696,2	4.041,4	466,7
95-8111	14.123,8	13.650,7	1.257,5	7.792,2	4.099,5	475,6
96-8112	14.307,8	13.821,9	1.265,0	7.863,7	4.182,7	483,8

4. ALP y componentes: Series desestacionalizadas (continuación)

mm.

Número de observaciones y fecha	ALP	M ₃	Efectivo en manos del público	Depósitos en banca	Depósitos en cajas	Depósitos en cooperativas
97-8201	14.503,7	14.005,4	1.273,9	7.966,0	4.244,7	493,2
98-8202	14.718,5	14.192,8	1.279,3	8.070,5	4.313,8	501,3
99-8203	14.962,4	14.403,2	1.284,6	8.210,2	4.369,7	508,9
100-8204	15.217,9	14.639,6	1.297,3	8.356,1	4.442,0	517,2
101-8205	15.491,0	14.873,2	1.311,6	8.504,4	4.502,1	524,8
102-8206	15.711,4	15.064,9	1.318,2	8.605,1	4.576,8	533,3
103-8207	15.909,0	15.220,5	1.328,1	8.675,1	4.644,4	542,0
104-8208	16.101,2	15.378,5	1.337,2	8.775,9	4.681,3	549,7
105-8209	16.323,5	15.565,5	1.353,5	8.884,0	4.737,6	557,7
106-8210	16.553,4	15.759,9	1.395,9	8.963,4	4.803,6	564,1
107-8211	16.772,0	15.928,9	1.446,6	9.016,0	4.861,5	569,3
108-8212	16.956,3	15.926,8	1.448,2	9.054,2	4.934,4	578,2
109-8301	17.259,6	16.170,2	1.468,5	9.202,9	4.999,8	588,9
110-8302	17.516,7	16.325,5	1.495,2	9.265,9	5.069,0	597,0
111-8303	17.791,4	16.463,1	1.543,0	9.309,3	5.138,6	604,8
112-8304	18.038,1	16.603,9	1.545,2	9.392,9	5.205,0	611,9
113-8305	18.315,1	16.770,1	1.573,4	9.481,8	5.270,3	618,1
114-8306	18.452,8	16.830,9	1.566,9	9.478,5	5.332,9	626,4
115-8307	18.635,0	16.963,7	1.572,1	9.507,8	5.409,7	635,5
116-8308	18.832,4	17.134,6	1.575,8	9.620,3	5.468,4	644,5
117-8309	19.054,9	17.337,2	1.580,4	9.768,1	5.518,1	654,9
118-8310	19.248,2	17.514,3	1.595,8	9.882,6	5.565,2	665,2
119-8311	19.499,4	17.732,8	1.604,2	10.038,2	5.626,9	675,5
120-8312	19.752,6	17.955,6	1.614,0	10.136,3	5.717,2	685,5
121-8401	19.755,2	18.155,2	1.630,2	10.037,1	5.754,7	694,2
122-8402	20.046,0	18.333,5	1.642,9	10.147,3	5.799,8	703,5
123-8403	20.178,9	18.557,4	1.643,9	10.313,2	5.849,6	712,9
124-8404	20.330,4	18.719,8	1.654,7	10.401,0	5.904,4	722,9
125-8405	20.522,4	18.828,4	1.656,8	10.465,4	5.936,8	731,9
126-8406	20.847,0	19.061,4	1.687,0	10.592,1	6.001,0	740,0
127-8407	21.237,6	19.338,4	1.709,9	10.757,4	6.077,4	750,2
128-8408	21.402,0	19.523,2	1.727,8	10.867,6	6.122,1	760,7
129-8409	21.608,7	19.689,3	1.745,9	10.941,0	6.185,8	769,9
130-8410	21.860,9	19.876,3	1.759,1	11.009,4	6.273,4	780,7
131-8411	22.009,3	20.028,6	1.772,6	11.033,7	6.376,0	793,3
132-8412	22.302,3	20.244,3	1.789,6	11.082,1	6.512,0	805,9
133-8501	22.483,7	20.391,9	1.796,9	11.096,9	6.623,2	819,1
134-8502	22.912,8	20.603,9	1.812,9	11.101,4	6.797,1	833,0
135-8503	23.201,7	20.803,1	1.832,2	11.150,2	6.915,4	847,5
136-8504	23.483,3	20.971,4	1.841,7	11.169,1	7.037,6	861,2
137-8505	23.795,9	21.199,6	1.854,9	11.278,5	7.125,3	876,3
138-8506	24.140,9	21.407,4	1.878,8	11.344,3	7.227,8	890,7
139-8507	24.145,2	21.255,9	1.897,8	11.067,8	7.317,2	900,7
140-8508	24.283,7	21.209,2	1.915,5	10.964,7	7.349,4	911,0
141-8509	24.548,4	21.291,3	1.941,9	10.966,5	7.387,5	923,2
142-8510	24.768,7	21.355,8	1.953,2	10.954,0	7.436,7	936,4
143-8511	25.002,9	21.439,2	1.966,2	10.939,4	7.507,5	949,0
144-8512	25.257,7	21.407,4	1.985,7	10.864,9	7.601,4	958,9

res estacionales estimados por este método con los obtenidos en la sección 1 permite ver que las diferencias son relativamente menores. En (18) y (19) se muestra cómo los errores en la estimación de factores estacionales resultan poco afectados por modificaciones no-drásticas en el método de desestacionalización utilizado. En consecuencia, las inferencias que se han obtenido pueden interpretarse como una aproximación razonable.

La serie de Activos Líquidos en Manos del Público presenta una fuerte tendencia con un carácter marcadamente aleatorio, una estacionalidad relativamente estable, y un irregular pequeño, que explica sólo el 10 % del error de predicción a 1 mes de la serie (el carácter móvil de los otros componentes contribuye fuertemente a la impredecibilidad de la misma). Se analizó el comportamiento de los estimadores de los componentes, y se detectaba, concretamente, una subestimación del componente estacional. En general, el diagnóstico de los resultados conducía a una aceptación (no entusiasta) de los mismos. El estudio completo de la descomposición de la serie ALP se encuentra en (20) y en esta nota nos ceñiremos a algunos resultados empíricos de interés general.

Supongamos que la serie original es igual a la serie desestacionalizada multiplicada por un factor estacional. De forma más general, supondremos que la serie es el producto de una tendencia, un factor estacional, y un factor irregular. Tomando logaritmos, la relación multiplicativa se transforma en aditiva, de manera que podemos escribir

$$z_t = p_t + s_t + u_t \quad (1)$$

donde $z_t = \log \text{ALP}$, y los tres términos de la derecha representan los componentes tendencial, estacional e irregular, respectivamente. Los componentes, claro está, son desconocidos; una vez estimados, la serie z_t será igual a la suma de los tres estimadores, es decir:

$$z_t = \hat{p}_t + \hat{s}_t + \hat{u}_t$$

La diferencia entre un estimador y su correspondiente componente es el error de estimación. Así, por ejemplo, $s_t - \hat{s}_t$ es el error de estimación de la estacionalidad en el momento t , y obviamente será igual (aunque de signo contrario) al error de estimación de la serie desestacionalizada. Estos errores son importantes, dado que el seguimiento de la evolución del agregado monetario dentro del año en curso se establece en términos de series desestacionalizadas. Si, por poner un ejemplo, se registra para un mes dado un crecimiento del agregado monetario del 15 % (en términos

anualizados), ¿qué precisión tiene esta medición? Si el objetivo es un crecimiento del 12 %, resulta interesante determinar si la diferencia indica que el agregado monetario está creciendo más de lo deseado, o si, por el contrario, la diferencia puede ser perfectamente explicada por el error de medición en que se incurre al desestacionalizar la serie.

Puesto que el componente irregular representa variaciones erráticas y transitorias, en (21) se sugería la conveniencia de basar el control monetario en una medida de la tendencia, en lugar de utilizar la serie desestacionalizada. Nos interesa, pues, determinar y comparar los errores de estimación de una y otra medida.

La ecuación (1) implica que, por cada nueva observación z_t , es preciso estimar tres componentes no-observables. Se trata, pues, de un caso de «parámetros incidentales» (ver (22)), en el que los grados de libertad no aumentan al aumentar las observaciones. En consecuencia, incluso para una serie infinita de datos, los componentes se estimarían con un error con varianza positiva. Este error asintótico (el que se comentaría aun conociendo la historia infinita de la serie) lo denominaremos «error en el estimador final».

Para una serie finita, el error de estimación de un componente se verá aumentado por el efecto de los valores de la variable, fuera del intervalo que abarca la serie disponible, que contengan información adicional en cuanto a la estimación del componente. Visto de otro modo, tanto cuando se utiliza X11 como cuando se utiliza un método modelístico, el estimador de un componente para el momento t se obtiene como una combinación lineal (un filtro) de valores de la serie en t y en sus alrededores. Se trata, en todos los casos, de un filtro centrado y simétrico, con pesos que tienden a cero, a medida que la observación se aleja de t . El estimador del componente para el momento t depende, pues, simétricamente, de valores pasados y futuros de la serie. El filtro puede extenderse, teóricamente, hasta el infinito en las dos direcciones, pero la convergencia de los pesos hacia cero implica que se puede truncar después de un número finito de años.

En todo caso, para la estimación de un componente para momentos del tiempo cercanos al presente, existirán dos posibles fuentes de error asociadas con el carácter finito de la serie. Por un lado, el filtro puede extenderse en el pasado más allá de las observaciones iniciales de que se disponga. Por otro lado, el filtro se extenderá hacia el futuro y su aplicación requerirá valores de la serie hoy desconocidos. En el caso de la serie ALP, el efecto de las condiciones iniciales puede despreciarse. Consideraremos solamente el efecto debido a la ausencia de observaciones futuras.

Para estimar un componente para un momento del tiempo cercano al presente (lo suficientemente cercano para que no se pueda completar el filtro por ausencia de observaciones futuras), un estimador preliminar óptimo se obtiene extendiendo la serie disponible con predicciones y aplicando el filtro completo a la serie extendida. En consecuencia, a medida que pasa el tiempo y surgen nuevas observaciones, las predicciones son puestas al día y eventualmente se reemplazan por observaciones. El estimador preliminar se irá, pues, revisando, hasta que, una vez completado el filtro con observaciones, se obtenga el estimador final. La diferencia entre el estimador final y el preliminar proporciona el error de revisión. El error de revisión y el error en el estimador final son independientes, de modo que la varianza del error en la estimación preliminar es la suma de las varianzas de ambos tipos de errores. La medición del error en el estimador de un componente plantea problemas, puesto que los componentes verdaderos nunca llegan a observarse. Sin embargo, el método basado en modelos permite derivar su estructura y estimar su distribución (para el error en el estimador final ver (23); para el error de revisión, ver (24)).

Rescapitulando, nos interesa conocer los errores en la estimación preliminar y final de la serie desestacionalizada y de la tendencia de la serie mensual de ALP.

El modelo ARIMA permite expresar la variable ALP en cada período como la suma de una parte sistemática (heredada del pasado) y una parte nueva (impredecible) correspondiente a dicho período. Esta parte nueva es el error de predicción (un período por delante), que se distribuye idéntica e independientemente con media cero y varianza σ^2 . Para la serie log ALP, σ^2 es aproximadamente igual a $(.0035)^2$, lo que implica que, de un mes a otro, el nivel de la serie se predice con un error cercano al 3,5 por mil.

El cuadro 5 presenta las varianzas de los errores de estimación de la tendencia y serie desestacionalizada como proporción (en tanto por uno) de σ^2 . El error de revisión se refiere al estimador contemporáneo del componente, es decir, al estimador del componente para el mes t , cuando la última observación disponible es la del mes t .

Se observa en el cuadro que, para ambos componentes, el error de revisión es ligeramente mayor que el error de estimación final. Por otra parte, para ambos tipos de errores, el error asociado al estimador de la tendencia es ligeramente mayor que el asociado a la serie desestacionalizada. El uso de una medición más suave, como es la tendencia, no implica, pues, una estimación más precisa.

5. Varianza del error de estimación

	Error de revisión	Error de estimación final	Error total
Serie desestacionalizada	.217	.200	.417
Tendencia	.240	.218	.458

A grandes rasgos, puede concluirse que, para ambos componentes, los errores de revisión y de estimación final son del mismo orden de magnitud, y en todos los casos su desviación típica viene a ser del orden del 50 % de la desviación típica del error de predicción a 1 mes de la serie.

Hemos considerado el error de revisión en el estimador contemporáneo. Una cuestión de interés es saber cómo mejora la estimación del componente a medida que se revisa, al obtenerse, con el paso del tiempo, nuevas observaciones. El cuadro 6 presenta la varianza del error de revisión del componente para el mes t cuando las observaciones llegan hasta t , $t + 12$, $t + 24$, ..., $t + 60$.

Se observa que, si bien el estimador preliminar de la tendencia converge de forma ligeramente más rápida hacia el estimador final que el estimador preliminar de la serie desestacionalizada, tanto para uno como para otro componente, una vez transcurridos 5 años, la revisión se ha completado y el estimador puede considerarse final. De hecho, en ambos casos, a los 3 años, se ha efectuado ya aproximadamente el 95 % de la revisión total, lo que justifica que en la práctica la revisión del componente dure 3 años. Dado el tamaño del error de estimación final (que siempre estará presente), la complicación de seguir revisando los factores no justifica la mejoría en su precisión.

La desestacionalización de los agregados monetarios en el Banco de España se ha venido realizando una vez al año, al comienzo del mismo. Esto supone que, para el año entrante, en enero se utiliza el factor proyectado 1 mes antes, en febrero el factor proyectado 2 meses antes, y así sucesivamente hasta diciembre, en que se utiliza el factor proyectado 12 meses antes. El cuadro 7 compara el error de revisión del estimador de la serie desestacionalizada para el mes t , calculado 1, 2, ..., 12 meses antes, con el error de revisión del estimador contemporáneo.

De los resultados del cuadro se desprende que, promediando a lo largo del año, la ganancia que se obtiene al pasar de desestacionalizar una vez al año a desestacionalizar todos los meses supone una reducción de la

6. Varianza del error de revisión

	Estimador contemporáneo	Observaciones adicionales				
		Un año	Dos años	Tres años	Cuatro años	Cinco años
Serie desestacionalizada	.217	.085	.033	.012	.005	.002
Tendencia	.240	.065	.025	.009	.004	.001

varianza del error de estimación de la serie desestacionalizada de un 14 %, aproximadamente. (Para la desviación típica del error, la mejoría es del 7,3 %). Dada la complejidad del método de desestacionalización (descrito en la sección 1), la ganancia no parece compensar, en el presente, el gasto en recursos que requeriría desestacionalizar todos los meses.

Si en lugar de la serie desestacionalizada se utiliza la tendencia, las varianzas de los errores de revisión del componente proyectado con un adelanto de 1 a 12 meses son mucho mayores que las correspondientes a la serie desestacionalizada. Operando, pues, con factores proyectados para el año al comienzo del mismo, la serie desestacionalizada se estima con una precisión considerablemente mayor que la tendencia.

Puesto que el componente es el logaritmo del factor, es posible hacer inferencias sobre los factores estimados, que expresaremos, como es costumbre, multiplicados por 100. Suponiendo que el factor estimado resulta igual a 100, el cuadro 8 presenta los intervalos de confianza al 95 %, y entre paréntesis, al 67 % para el caso de los estimadores contemporáneo y final.

7. Varianza del error de revisión de la proyección del componente

Horizonte (en meses)	Varianza
0	.217
1	.249
2	.270
3	.290
4	.300
5	.304
6	.304
7	.305
8	.307
9	.314
10	.334
11	.349
12	.400

La interpretación de un intervalo de confianza al 95 % y al 67 % es la siguiente: supongamos que, para un mes, el factor estimado contemporáneamente es 100. Utilizando el intervalo de confianza al 95 %, si suponemos que el verdadero factor estacional para ese mes está dentro del intervalo $100 \pm 0,45$, nos equivocáramos una vez de cada veinte. Reduciendo el nivel de confianza al 67 %, si suponemos que el verdadero valor está en el intervalo $100 \pm 0,23$, nos equivocáramos una vez de cada tres.

8. Intervalo de confianza al 95 % (y al 67 %) para un factor estacional igual a 100

	Estimador contemporáneo	Estimador final
Límite superior	100,45 (100,23)	100,31 (100,16)
Límite inferior	99,55 (99,77)	99,69 (99,84)

La anchura del intervalo para el estimador contemporáneo es equivalente a 0,9 % del nivel de la serie cuando el nivel de confianza es del 95 %, y de medio punto, aproximadamente, cuando el nivel de confianza se reduce al 67 %. Ambos disminuyen cerca de un 50 % cuando se dispone del estimador final. Es importante resaltar que es con este margen de precisión con el que deben interpretarse los factores estacionales de la sección 1. El tamaño de estos errores impone, por fuerza, una barrera a la precisión con la que se puede medir el crecimiento mensual desestacionalizado en la serie ALP, y, en consecuencia, a la precisión del control monetario a corto plazo. Interesa señalar que esta barrera viene determinada por la estructura estocástica de la serie ALP.

Finalmente, puesto que los objetivos monetarios suelen formularse en términos de tasas de cambio, interesa ver cómo se proyecta la incertidumbre en el estimador del componente estacional sobre la medición de la tasa de crecimiento desestacionalizada. (Esto requiere la determinación de las autocorrelaciones de los errores y de sus tasas de crecimiento, que pueden obtenerse cuando se utiliza un método basado en modelos).

Para la tasa de crecimiento mes a mes, expresada en puntos porcentuales de crecimiento anualizados, el cuadro 9 contiene los intervalos de confianza al 95 %, y, entre paréntesis, al 67 %, correspondientes a los estimadores contemporáneo y final de la serie desestacionalizada y de la tendencia.

9. Intervalo de confianza al 95 % (y al 67 %) para la tasa T_1^1

	Estimador contemporáneo	Estimador final
Serie desestacionalizada	$\pm 5,20$ ($\pm 2,60$)	$\pm 3,36$ ($\pm 1,68$)
Tendencia	$\pm 4,40$ ($\pm 2,20$)	$\pm 3,04$ ($\pm 1,52$)

A pesar de que el estimador de la tendencia tiene un error de estimación mayor que el de la serie desestacionalizada (como vimos en el cuadro 2.1), el intervalo de confianza alrededor de la tasa T_1^1 de la tendencia es ligeramente más pequeño (ello se debe a la presencia de mayor autocorrelación en su serie de errores). De todos modos, los intervalos para ambas medidas son del mismo orden de magnitud, y, en forma aproximada, el intervalo del 95 % alrededor de la T_1^1 estimada contemporáneamente es de ± 5 puntos, que se reducen a algo más de ± 3 puntos cuando el estimador se ha convertido en final. Si, por ejemplo, se realiza una medición de una tasa del 12 %, el error de estimación de la estacionalidad implica que, al 95 % de confianza, dicha medición sería compatible con un crecimiento real entre el 7 % y el 17 %, aproximadamente. Dicho de otro modo: si se establece un objetivo del 12 %, al mismo nivel de confianza, el objetivo sería compatible con mediciones entre el 7 % y el 17 %.

Como indica el cuadro 9, al reducir el nivel de confianza, disminuye el intervalo. Esto tiene la contrapartida de aumentar el riesgo de interpretar como desviaciones significativas lo que no son más que errores de medición (favoreciendo quizás el riesgo de intervención cuando esta no es realmente necesaria).

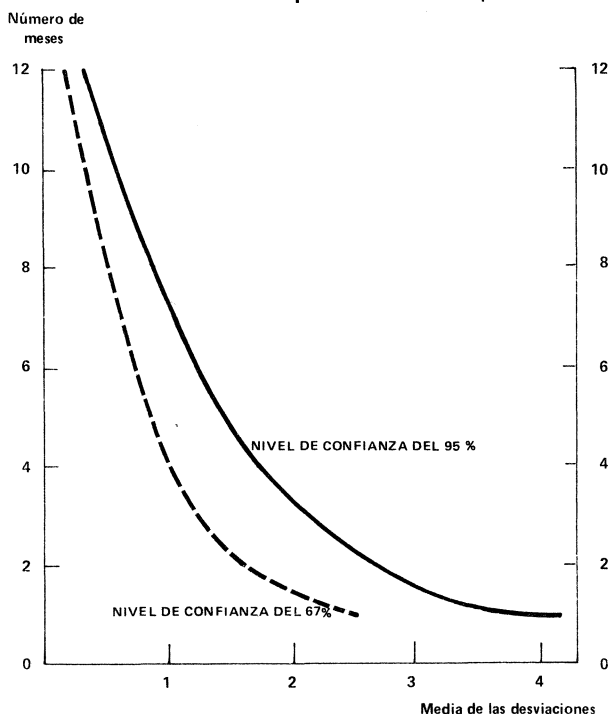
El cuadro 9 indica que, incluso para el estimador final (que, en teoría, no es posible mejorar), el intervalo sigue siendo importante. Estos intervalos cuantifican de forma precisa un hecho, por otra parte, conocido: que la tasa T_1^1 resulta poco fiable. Como antes se ha señalado, conviene insistir en que la imprecisión que los intervalos reflejan no es el resultado de insuficiencias de método, sino de las características intrínsecas del proceso estocástico que teóricamente genera la serie de ALP: están implicados por los errores con menor suma de cuadrados asociados a una estimación óptima de la estacionalidad de la serie.

El tamaño de los intervalos es función de la desviación típica del error de estimación de la estacionalidad. En concreto, para el estimador contemporáneo de la tasa T_1^1 de la serie desestacionalizada de ALP, se obtuvo una desviación típica del error de medición igual a 2,60 %. Este valor resulta muy cercano al que se estimó provisionalmente para el error de medición de la tasa T_1^1 para la serie desestacionalizada de M_3 , contenido

en (25), igual a 2,55 %. Tiene también interés comparar el resultado con el que D. Pierce y W. P. Cleveland obtuvieron para la tasa T_1^1 del agregado M1-B utilizado por la Reserva Federal para el control monetario en EE.UU. (7). La desviación típica del error de estimación que ellos obtuvieron (2,90) se encuentra relativamente próxima a (ligeramente por encima de) la que aquí se presenta para el agregado ALP en España.

La erraticidad de la tasa T_1^1 puede atenuarse de varias maneras. En primer lugar, es posible promediar tasas T_1^1 consecutivas. En este sentido, resulta informativo contestar a la pregunta que se plantearon Pierce y Cleveland en la referencia mencionada. Supongamos que, para un mes dado, existía un objetivo y se produce una medición T_1^1 . Sabemos que la diferencia entre ambos puede ser grande, debido a la incertidumbre en la medición. Pero esta incertidumbre disminuirá, según se vayan promediando las mediciones a lo largo de períodos de tiempo mayores. El gráfico 3 muestra el número de meses que se precisa para concluir que el objetivo no se está cumpliendo, como función de la desviación media con respecto a dicho objetivo. Así, por ejemplo, si la desviación media es de 1,5 %, al 67 % de confianza, se necesita que haya ocurrido sobre un período mínimo de dos meses para concluir que el crecimiento está siendo significativamente distinto del objetivo. Al 95 % de confianza, el número mínimo de meses sería cinco.

3. Efecto de promediar tasas T_1^1



De forma similar, el uso de otras tasas que promedian las mediciones sobre períodos de tiempo más largos reduce también el tamaño del error de estimación. Como ejemplo, el cuadro 10 presenta los intervalos de confianza al 95 %, y, entre paréntesis, al 67 % para la tasa T_1^3 , que promedia observaciones para un período de tres meses, medida sobre la serie desestacionalizada y la tendencia. (De nuevo, los intervalos para una y otra medición son muy parecidos).

10. Intervalo de confianza al 95 % (y al 67 %) para la tasa T_1^3

	Estimador contemporáneo	Estimador final
Serie desestacionalizada	±2,56 (±1,28)	±1,78 (±0,89)
Tendencia	±2,62 (±1,31)	±1,84 (±0,92)

En definitiva, aumentando el período sobre el que se promedian observaciones, se reduce el tamaño del error de forma similar a como se reduce este al promediar tasas T_1^3 , tal y como se ha visto anteriormente.

Bibliografía

- (1) Maravall, A. (1981): *Errores de Medición del Crecimiento a Corto Plazo de Series Monetarias Desestacionalizadas*. Madrid, Banco de España, Estudios Económicos n.º 21.
- (2) Box, G. E. P., and Tiao, G. C. (1975): «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems», *Journal of the American Statistical Association*, 70, 70.
- (3) Pierce, D. A., y W. P. Cleveland (1981): «Intervention Analysis and Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates», Washington, D.C., Board of Governors of the Federal Reserve System, Special Studies 163.
- (4) Espasa, A. (1979): «Modelos ARIMA Univariantes con Análisis de Intervención para las Series de Agregados Monetarios M_3 y M_2 », Madrid, Banco de España, Documento de Trabajo 7901.
- (5) Box, G. E. P., y Jenkins, G. M. (1970): *Time Series Analysis*, San Francisco, Holden Day.
- (6) Shiskin, J.; Young, A. H., y Musgrave, J. C. (1967): «The X11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program», Washington, D.C., Bureau of the Census, Technical Paper 15.
- (7) *Federal Reserve Bulletin*, Washington, D.C., Board of Governors of the Federal Reserve System, diciembre 1981.
- (8) Dagum, E. B. (1980): «The X11 ARIMA Seasonal Adjustment Method», *Statistics Canada*, Catalogue 12-564 E.
- (9) Pierce, D. A.; VanPeski, N., y E. R. Fry (1978): «Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates», en *Improving the Monetary Aggregates: Staff Papers*, Washington, D.C., Federal Reserve Board of Governors.
- (10) Burman, J. P. (1980): «Seasonal Adjustment by Signal Extraction», *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 143, 221-337.
- (11) Maravall, A. (1981): *Desestacionalización y Política Monetaria*. Banco de España, Estudios Económicos n.º 19.
- (12) Maravall, A. (1983): «Comment on Modeling Considerations in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series», en *Applied Time series Analysis of Economic Data*, Washington, DC. US. Department of Commerce, Bureau of the Census, octubre 1983.
- (13) Hillmer, S. C., y G. C. Tiao (1982): «An ARIMA-Model Based Approach to Seasonal Adjustment», *Journal of the American Statistical Association*, 77, 63-70.
- (14) Maravall, A., y Pierce, D. A. (1986): «A prototypical Seasonal Adjustment Model», *Journal of Time Series Analysis*. (Próxima publicación).
- (15) Maravall, A. (1984): «A Model based Treatment of a Manic Depressive Series», in *Statistics and Computing*, Nort-Holland Pu. Co.
- (16) Maravall, A. (1986): «An Application of Model-based Estimation of Unobserved Components», *International Journal of Forecasting*. (Próxima publicación).
- (17) Maravall, A. (1986): «On Minimum Mean Squared Error Estimation of the Noise in Unobserved Component Models», *Journal of Business and Economic Statistics*. Octubre 1986.
- (18) Maravall, A. (1980): «Effects of Alternative Seasonal Adjustment Procedures on Monetary Policy», *Journal of Econometrics*, 14, 1, 115-136.
- (19) Maravall, A., y Pierce, D. A. (1983): «Preliminary-Data Error and Monetary Aggregate Targeting», *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 3, 179-186.
- (20) Maravall, A. (1986): The use of ARIMA Models in Unobserved Components Estimation», in *Dynamic Econometric Modeling*, Cambridge University Press. (Próxima publicación).
- (21) Maravall, A., y Pierce, D. A. (1986): The Transmission of Data Noise into Policy Noise in Monetary Control», *Econometrica*. Septiembre 1986.

- (22) Judge, G. G.; Griffiths, W. E.; Carter Hill, R., y R. C. Lee (1980): *The Theory and Practice of Econometrics*, N.Y., John Wiley and Sons.
- (23) Pierce, D. A. (1979): «Signal Extraction Error in Nonstationary Time Series», *Annals of Statistics*, 7, 1303-20.
- (24) Maravall, A. (1986): «Revisions in ARIMA Signal Extraction», *Journal of the American Statistical Association*. Septiembre 1986.
- (25) *Boletín Económico*, Madrid, Banco de España, mayo 1981, pp. 29-38.

25-VI-1986.

Un indicador de actividad en construcción

Artículo elaborado por J. L. Domingo Pifarré, del Servicio de Estudios del Banco de España, en el que se presenta un indicador de actividad para el sector de la construcción y se hacen unas proyecciones del mismo para 1986.

1. Resumen y conclusiones

Entre las múltiples lagunas existentes en la información estadística relativa al sector de la construcción, es de destacar, por su importancia, la falta de un indicador que, con periodicidad trimestral como mínimo, mida el valor de la obra realizada, y que, en los países donde existe, suele estar basado en encuestas orientadas directamente a las empresas constructoras.

A causa de esta deficiencia, en España es frecuente utilizar series como el «consumo aparente de cemento» o los «ocupados» en el sector, como indicadores de la actividad en el mismo. Sin embargo, la variabilidad en la composición del heterogéneo conjunto de productos del sector —cada uno de ellos con distintas estructuras de consumos intermedios y distintas intensidades de mano de obra—, de un lado, así como los procesos de sustitución tanto entre los distintos *inputs* como entre estos y el trabajo —derivados de las variaciones en los precios relativos y de los procesos de innovación tecnológica—, de otro, afectan a la bondad de este tipo de series como indicadores de actividad del sector, desde una perspectiva tanto a corto como a medio plazo.

Otro indicador disponible para el seguimiento coyuntural del sector de la construcción es la encuesta de opiniones elaborada por el Ministerio de Industria, que ofrece una menor fiabilidad que la dirigida a la industria, y que, en todo caso, dado su carácter cualitativo, no permite cuantificar la evolución del sector.

Queda, finalmente, un conjunto de estadísticas relacionadas con la contratación de obra nueva, tales como las licitaciones de obra pública, adjudicaciones, iniciaciones de vivienda, visados y calificaciones provisionales, etc., que, si bien reflejan expectativas que el sector empresarial tiene respecto de la evolución de la demanda en un futuro próximo, así como decisiones de inversión que para los próximos períodos han tomado los distintos agentes económicos, no son directamente utilizables para el seguimiento de la actividad inversora del sector. En efecto, según la definición de la Contabilidad Nacional, la inversión en construcción engloba el valor incorporado en el período considerado a las obras que han estado en proceso de ejecución, independientemente de que el inicio de las mismas se haya producido en este período o en uno anterior, y de que su

finalización se produzca en el período considerado o en uno posterior. Queda claro, pues, que la inversión en construcción depende tanto de aquellas obras cuya iniciación ha tenido lugar en el período considerado, como de otras cuya iniciación se produjo en períodos anteriores.

Las diferentes deficiencias que presenta el conjunto de series comentadas, desde el punto de vista de su utilización como indicadores de actividad, resultan difícilmente superables, si no es mediante la elaboración de la encuesta trimestral antes mencionada. Sin embargo, las necesidades derivadas de los trabajos de trimestralización desarrollados en el Servicio de Estudios ha conducido a la elaboración de un Indicador de Actividad en Construcción (IAC), que intenta superar algunas de las deficiencias de los indicadores antes comentados, si bien, con toda probabilidad, al precio de incurrir en otras, por lo que éste no pretende ser un sustituto de aquéllos, sino más bien un complemento.

El Indicador de Actividad en Construcción se obtiene a partir de tres indicadores elementales —el «Indicador de Gasto en Vivienda» (IGV), el «Indicador de Gasto en Obra Pública» (IGOP) y el «Indicador de Gasto en Construcción No Residencial Privada» (IGNRP)—, que pretenden recoger la evolución de la inversión en cada uno de los subsectores en que se ha dividido el sector, en función de la información estadística disponible.

La filosofía en que se inspira este conjunto de indicadores es común a todos ellos, y pretende recoger la evolución de la inversión en cada uno de los subsectores a partir de la información disponible sobre contratación e iniciaciones de nuevas obras y cierta información sobre el período medio o calendario de ejecución de estas obras. En este artículo se expone brevemente la metodología con que se han elaborado estos indicadores, señalando la importancia que la evolución de la contratación en años anteriores tiene en la determinación de la obra ejecutada en el período corriente. Finalmente, se hacen unas proyecciones del indicador para 1986, que apuntan a un crecimiento del sector entre el 3,5 % y el 5,5 %.

2. El indicador de actividad en construcción

En el caso del *Indicador de gasto en vivienda*, se parte de las iniciaciones de viviendas libres y de protección oficial (VPO) (de promoción privada y promoción pública) facilitadas por el MOPU con carácter mensual. Dado el objetivo de este indicador —permitir el seguimiento intra-anual del sector—, estas series deberían utilizarse ajustadas de estacionalidad; las dificultades

existentes para obtener buenos ajustes estacionales de las mismas, debido a su comportamiento fuertemente errático, ha hecho que, por el momento, se utilicen directamente las series originales. Por otro lado, la razón de partir de tres series, y no de una serie única que fuera la suma de ellas, radica en el diferente valor que cada uno de estos tipos de vivienda incorpora. Para considerar este hecho, se ha estimado el precio que en 1980 tenía cada uno de estos tipos de vivienda, con objeto de pasar de unas series en unidades físicas a otras en valor.

Dada la falta de información estadística sobre precios de mercado de la vivienda, para realizar estas valoraciones se ha recurrido, en el caso de la vivienda de protección oficial de promoción privada, a los «precios máximos de venta por m²» vigentes para los distintos regímenes de vivienda de protección oficial y en las diferentes áreas geográficas homogéneas existentes en 1980; se establece un «precio máximo por m²» a nivel nacional, a partir de la media ponderada de los vigentes en cada zona homogénea, empleando como coeficientes de ponderación el número de residentes en ellas, agregando después por regímenes de vivienda de protección oficial, utilizando como ponderaciones el número de viviendas que, de cada régimen, se terminaron en 1980.

En el caso de la vivienda de promoción libre, la total falta de información obligó a que, más que fijar el precio de venta por m² de superficie útil, se intentara determinar el porcentaje en que el precio de venta de una vivienda libre era superior al de una de protección oficial de promoción privada. Para ello se recurrió a la opinión de organizaciones cercanas al sector, así como a la información que sobre los costes de ejecución de distintos tipos de vivienda publican ciertas revistas técnicas del sector.

A partir de estas relaciones de precios por m² de superficie útil, de una serie de supuestos sobre la superficie media de cada tipo de vivienda, y de la repercusión del coste de terreno sobre el precio final de la vivienda —ya que éste no constituye inversión—, se obtienen unos precios de valoración, para cada tipo de vivienda, que permitan pasar de unas series en términos de unidades físicas no homogéneas a una serie en pesetas constantes de 1980.

Obtenidas estas series, y a partir de un calendario de construcción, que fija el porcentaje del valor de una vivienda iniciada en el mes t que se realiza en el mes $t+j$, se obtienen el gasto en vivienda a partir de la siguiente relación:

$$IGV_t = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=0}^{17} \alpha_j p_i V_{it-j}$$

siendo:

V_{it} viviendas iniciadas en t.
i=1 libres.
i=2 VPO promoción privada.
i=3 VPO promoción pública.

P_i precio de cada tipo de vivienda en 1980.

α_j porcentaje de obra, ejecutada en el mes *j* del período de construcción.

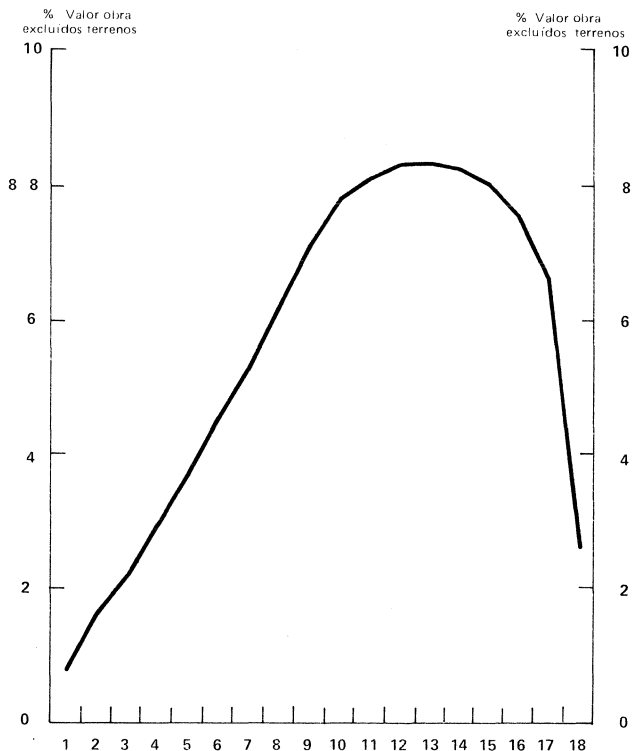
El calendario de construcción se ha obtenido del estudio técnico que para una promoción de tipo medio realizaron los arquitectos D. Alvaro Aguilera y D. Manuel Canales; se establece un período de construcción de 18 meses, que, como puede verse en el gráfico 1, muestra una importante concentración del ritmo de ejecución en la segunda mitad del período, ejecutándose en éste el 65,2 % del valor de la vivienda, mientras que en los primeros nueve meses se realizaría sólo el 34,8 % de este total.

1. Descomposición de la inversión realizada en el año T según se incorpore a viviendas iniciadas en T-1 o en T

Meses	Inv. incorp. viv. inic. en el año T	Inv incorp. viv. inic. en el año T-1	Total
1	0,008	0,992	1
2	0,024	0,976	1
3	0,046	0,954	1
4	0,076	0,924	1
5	0,114	0,886	1
6	0,160	0,840	1
7	0,213	0,787	1
8	0,275	0,725	1
9	0,346	0,654	1
10	0,424	0,576	1
11	0,505	0,495	1
12	0,588	0,412	1
Total anual	2,779	9,221	12
%	23,2	76,8	100

Este período de ejecución relativamente largo, así como la importante concentración en los últimos meses del período de la obra ejecutada, dan origen a que, en la determinación de la inversión en el año *t*, tenga mucho más peso el número de viviendas iniciadas en el año *t-1* que las iniciadas en el año considerado. Aunque la simple observación del perfil mostrado por el

1. Porcentaje del valor de la vivienda que se realiza en cada uno de los meses del período de construcción



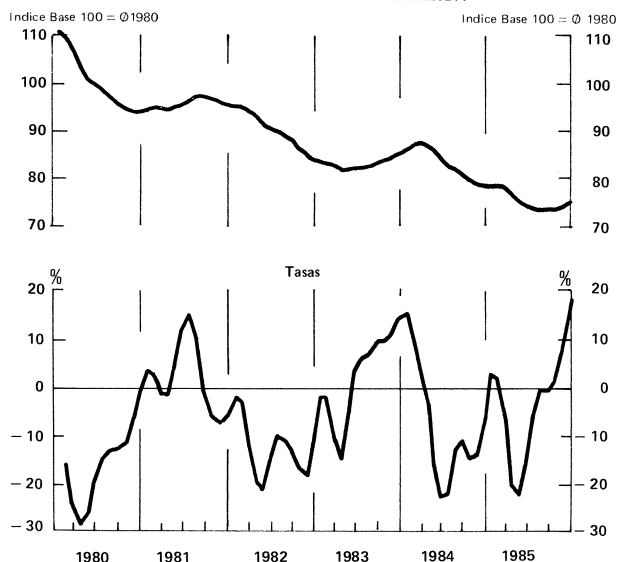
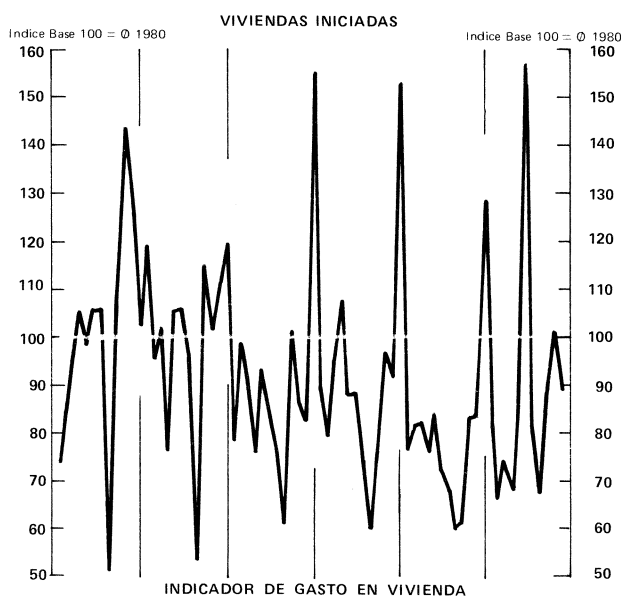
calendario de construcción (gráfico 1) conduce a esta conclusión, para tener una idea cuantitativa de este fenómeno puede ser útil considerar una situación estacionaria en la que se inicia una vivienda cada mes. El cuadro 1 muestra, para cada mes del año *t*, la descomposición de la inversión en el valor de las obras realizadas en vivienda cuya iniciación se realiza en *t-1* y el de las viviendas iniciadas en *t*. Como se puede ver, en una situación en la que el ritmo de iniciaciones es constante a lo largo del tiempo, sólo el 23,2 % de las obras realizadas en el año *t* se incorpora a viviendas iniciadas en este año. Se insiste en este hecho –que, por otra parte, parece obvio–, porque es muy frecuente la extrapolar a la inversión en vivienda, del comportamiento registrado por las iniciaciones, olvidándose totalmente de la evolución de la iniciación en períodos anteriores.

El gráfico 2 muestra el indicador obtenido, así como sus tasas de variación. Conviene señalar que el Indicador de Gasto en Vivienda se ha mostrado relativamente «robusto» respecto de variaciones razonables de supuestos realizados sobre precios, superficie útil y perfil de calendario, siendo, en cambio, más sensible a los cambios en la duración de éste.

Como ya se ha dicho, el *Indicador de inversión en obra pública* se inspira en la misma filosofía que el de gasto en vivienda. En este caso, se parte de la serie de licitaciones públicas que, con carácter mensual, publica SEOPAN. Aunque conceptualmente sería más adecuado partir de la serie de adjudicaciones de obra pública, el mayor retraso con que se dispone de esta serie, así como la baja cobertura de las series de adjudicaciones de las administraciones autonómicas y locales, aconsejan elegir la serie desestacionalizada de licitaciones, deflactada con el indicador del coste de construcción de SEOPAN.

Dada la gran variedad de tipologías constructivas licitadas por las administraciones públicas, resultaría imposible disponer de un calendario de ejecución para cada una de ellas, como en el caso de la vivienda, por lo que, aun a costa de perder información y obtener un indicador forzosamente más tosco, se ha suplido esta deficiencia a partir de la descomposición de la licitación oficial en varias categorías, en función del plazo de ejecución de obras. Se ha supuesto que, para cada una de estas categorías, el porcentaje de obra que cada trimestre se ejecuta es constante a lo largo de todo el período de ejecución.

2. Viviendas iniciadas e indicador de gasto en vivienda



2. Porcentaje que sobre el total de la obra licitada supone las distintas clases de licitaciones clasificadas según el periodo de construcción

	Obras con un período de ejecución inferior a:				
	6 meses	1 año	2 años	3 años	4 años
1980	9,9	19,7	46,7	14,5	9,1
1981	10,8	18,3	43,5	20,4	6,9
1982	10,7	22,4	43,8	17,5	5,4
1983	12,2	19,0	34,6	23,0	11,2
1984	10,9	21,5	42,5	16,4	8,6

Esta descomposición se basa en la clasificación de la licitación pública, según el plazo de ejecución que anualmente publica SEOPAN. El cuadro 2 muestra los porcentajes que cada clase de licitación supone respecto del total anual. Aplicando estos porcentajes a la serie trimestral de licitaciones, se obtienen cinco series, cada una de las cuales está asociada a un período de ejecución que suponemos que, en todos los casos, es el máximo de los intervalos considerados. Suponiendo ahora que, en cada uno de estos grupos, el porcentaje de obra realizados en un trimestre es constante para todos los trimestre que dure el período de ejecución correspondiente al grupo considerado, es posible establecer la siguiente relación, que liga el gasto en obra pública a las licitaciones registradas en los períodos precedentes:

$$IGOR = \sum_j \sum_{i=j}^j 1/j B_j L_{t-i}$$

donde: $j = [2, 4, 6, 8, 12, 16]$

B_j = porcentaje que las licitaciones cuyo período de ejecución es «j», respecto del total de licitaciones.

L_t = volumen de las obras licitada en t.

De los supuestos realizados, es posible deducir también un calendario de ejecución similar al que teníamos

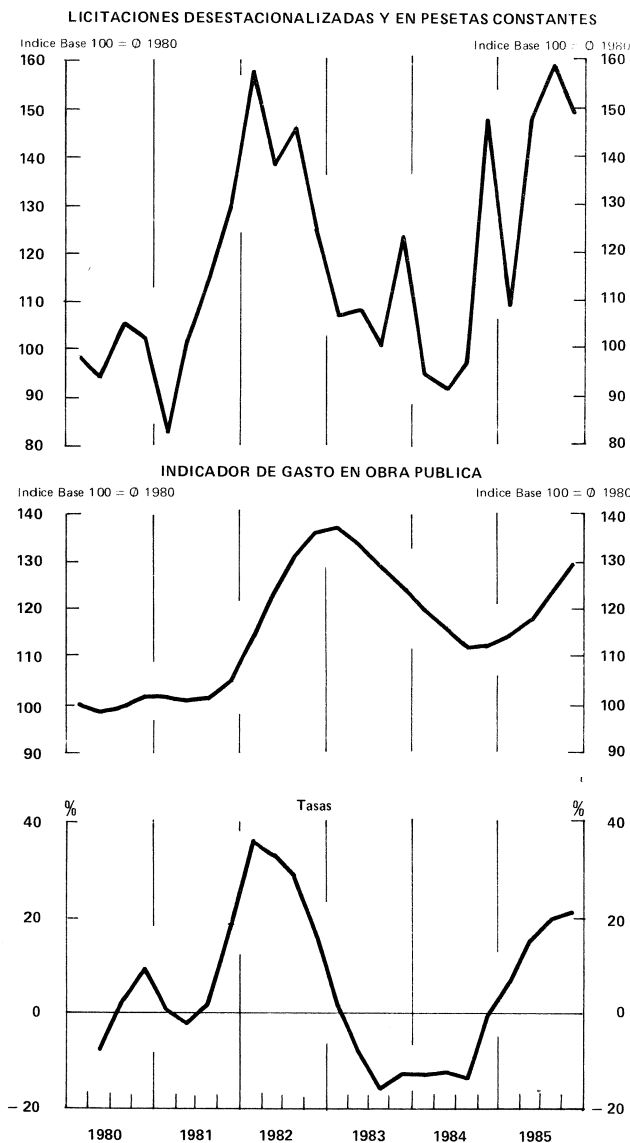
para el caso de la vivienda, y que nos da el porcentaje de obra que se ejecutará en el período t+j de una unidad licitada en el período t.

El cuadro 3 muestra este calendario de ejecución que, contrariamente al caso de la vivienda, evidencia una mayor concentración de la actividad en los primeros trimestres, decreciendo a lo largo del período de ejecución. El que éste sea considerablemente más largo —dieciséis trimestres— hace, sin embargo, que, al igual que en el caso de la vivienda, en la determinación de la obra ejecutada en un año tenga un mayor peso el

volumen de obra licitado en los años anteriores que la licitación del año considerado.

El cuadro 4 muestra la descomposición de la inversión realizada en un año, entre aquella que se incorpora a obras licitadas en los años anteriores y la que se incorpora en las obras licitadas en el período considerado, para el supuesto, paralelo al considerando en el caso de la vivienda, de que se licite por valor de 1 peseta cada mes. En estos supuestos, sólo el 41 % de la obra ejecutada en un año se incorpora a obras licitadas en el mismo período; no obstante, el porcentaje debe de ser más bajo, dado que las obras licitadas en un trimestre no se iniciarán, normalmente, hasta el trimestre siguiente, por lo que, en la elaboración del Indicador de Gasto en Obra Pública, la serie de licitaciones se ha adelantado en un trimestre.

3. Obras licitadas e indicador de gasto en obra pública



Respecto del *Indicador de construcción no residencial privada*, la mayor carencia de información estadística no ha permitido, por el momento, encontrar un indicador de su gasto, deficiencia que se ha intentado suplir mediante la construcción de un índice trimestral cuya evolución intenta recoger la de la serie «nivel de producción» en «construcciones industriales» de la encuesta de opiniones empresariales del Ministerio de Industria.

3. Calendario de ejecución de la licitación oficial

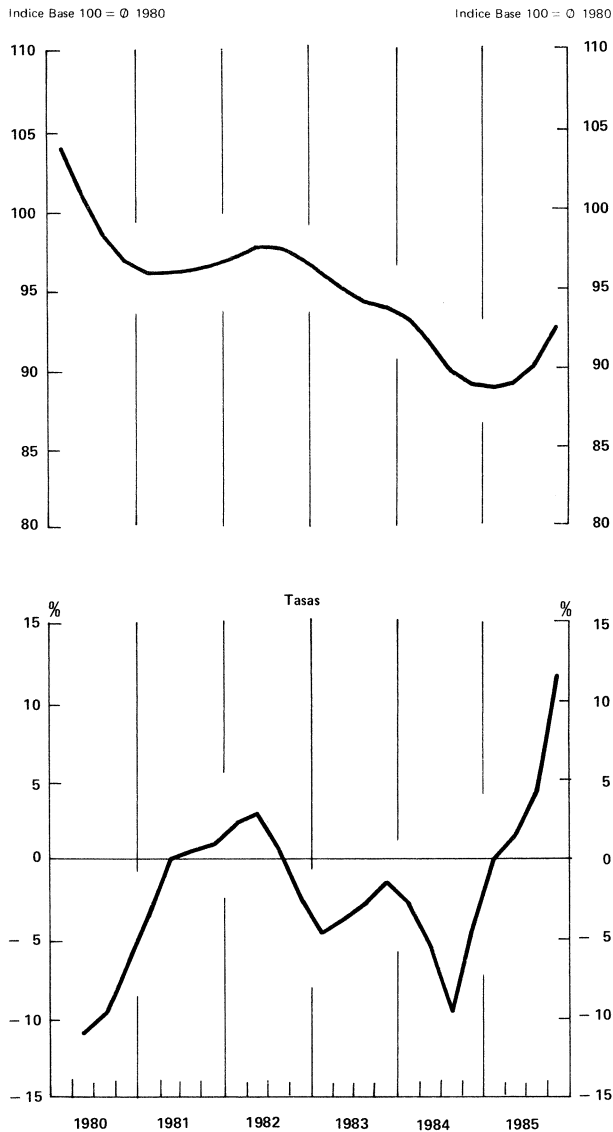
Trimestres	Porcentajes	Trimestres	Porcentajes
1	18,06	9	1,91
2	8,06	10	1,91
3	12,59	11	1,91
4	12,59	12	1,91
5	7,22	13	0,54
6	7,22	14	0,54
7	7,22	15	0,54
8	7,22	16	0,54

4. Descomposición de la inversión realizada en el año T según se incorpore a obras licitadas en T en T-1

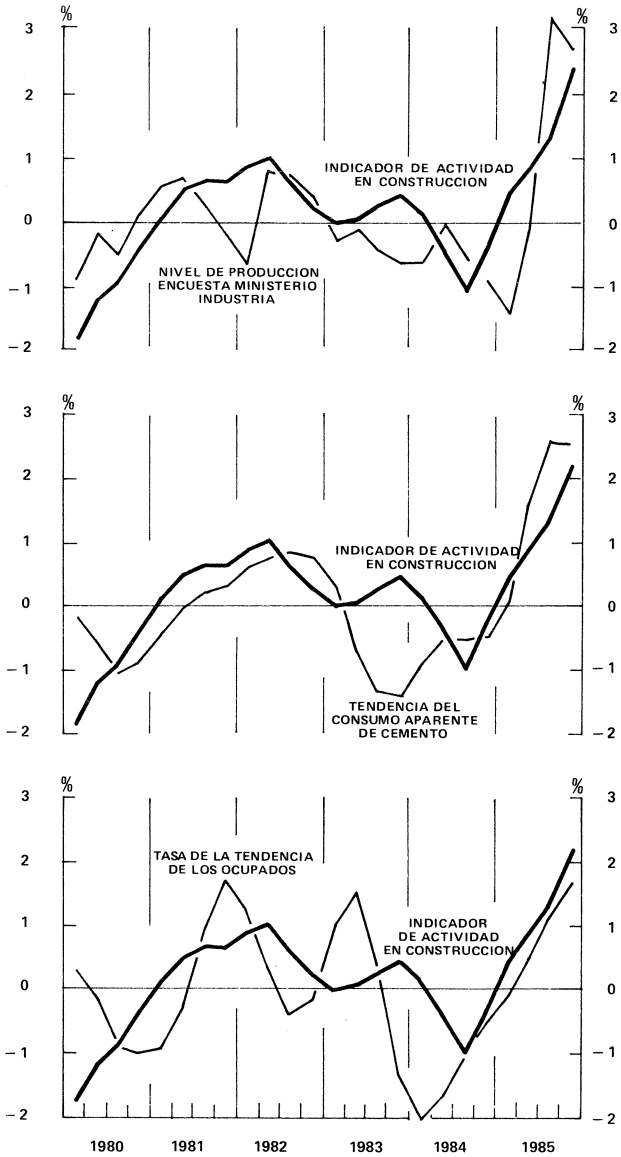
Trimestre	Inv. incorp. viv. inic. en el año T	Inv. incorp. viv. inic. en el año T-1	Total
1	0,180	0,819	1
2	0,361	0,638	1
3	0,487	0,512	1
4	0,613	0,387	1
Total anual	1,642	2,358	4
%	41	59	4

Finalmente, el *Indicador agregado de la actividad del sector (IAC)* se obtiene a partir de la suma ponderada de las tres series hasta aquí descritas, recogiendo las ponderaciones el peso que cada uno de estos subsectores tiene en el conjunto del sector. El cuadro 5 muestra la evolución, en términos de tasas anuales, del Indicador de actividad en Construcción, así como las del consumo aparente de cemento, ocupación en el sector y los datos provisionales de la Contabilidad Nacional. Como puede verse, la evolución mostrada por el Indicador de Actividad en Construcción es la más cercana a la

4. Indicador de actividad en construcción



5. Evolución comparada del indicador de actividad en construcción y la encuesta del Ministerio de Industria, el consumo aparente de cemento y los ocupados



que registran las estimaciones de Contabilidad Nacional, si bien existen todavía importantes discrepancias, la mayor de las cuales corresponde al año 1985, donde se da una diferencia de tres puntos entre las dos tasas. Para el conjunto del período considerado, el indicador muestra un cierto sesgo a la baja respecto de las cifras del INE. En todo caso, las estimaciones de avance sobre la evolución del sector, que, periódicamente, realiza el

Servicio de Estudios del Banco de España, aunque basadas principalmente en el indicador aquí presentado, se corrigen teniendo en cuenta el resto de la información disponible.

El gráfico 5 muestra la evolución del Indicador de Actividad en Construcción en tasas, comparándolo con una media móvil de cuatro términos de la serie «nivel de producción» en construcción de la encuesta del Ministerio de Industria, y con las tasas de las tendencias del consumo aparente de cemento y de los ocupados en construcción, estimadas mediante el programa X-11. Dado que lo que se pretende es comparar el perfil de estas series, todas ellas se representan normalizadas. Como puede verse, las series evidencian cierto paralelismo desde una perspectiva de medio plazo, si bien en su evolución más a corto plazo muestran importantes diferencias.

3. Proyecciones para 1986

En las páginas anteriores se ha señalado la importancia que la evolución pasadas de los indicadores de contratación tiene en la determinación de la actividad del sector en el período corriente. Esta característica hace que el Indicador de Actividad en Construcción sea susceptible de ser utilizado para anticipar el futuro inmediato del sector, proyectándolo a partir de supuestos «razonables» sobre la evolución de los indicadores de contratación, lo que permitirá obtener una evolución del indicador, que será relativamente «robusta» respecto de los supuestos realizados sobre la contratación. Obviamente, mediante este mecanismo no se pretende obtener predicciones numéricas precisas, sino más bien cierta idea del sentido en el que apunta la inercia subyacente en un sector en el que tal inercia es especialmente importante.

Sobre la base de estas consideraciones, se han realizado varios ejercicios de simulación para 1986, en los supuestos que se comentan posteriormente. Los resultados apuntan al mantenimiento, en la primera parte

del año, de la tendencia alcista que el sector mostró en la segunda parte de 1985, desacelerándose o invirtiéndose esta en la segunda mitad de 1986, en la medida en que se confirmen las negativas expectativas existentes respecto de la inversión pública. A pesar de esta evolución en la segunda parte del año, se espera que, en términos interanuales, el sector registre una tasa de crecimiento media positiva y relativamente elevada, que refleja, no sólo la evolución del sector en este año, sino también el importante crecimiento que experimentó en la segunda parte de 1985.

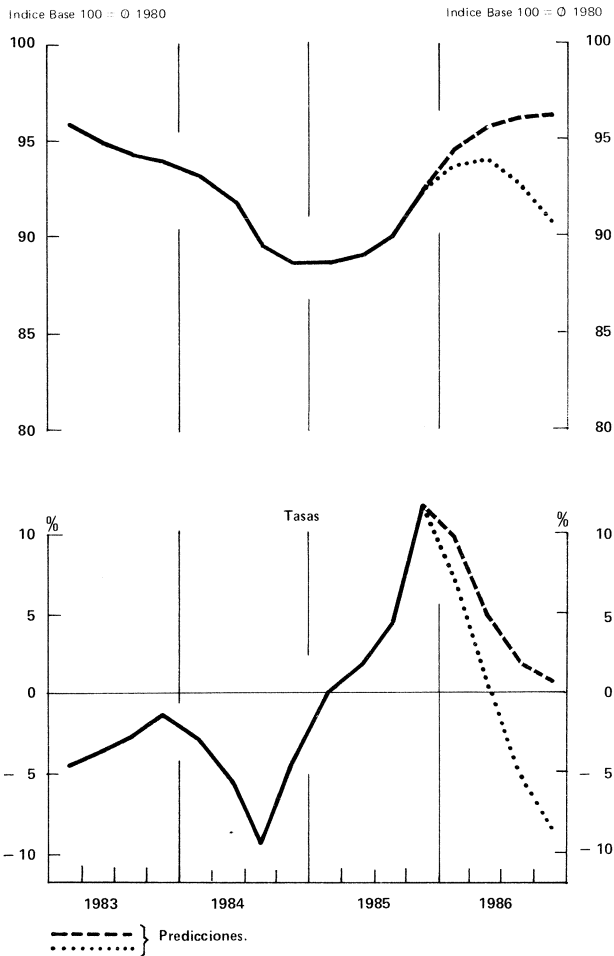
Para el subsector vivienda, los supuestos realizados implican un aumento de las viviendas iniciadas entre el 0 y el 6 %, crecimiento que es menor que el registrado en 1985 (10,9 %), dado que no se espera que se repita en 1986 el importante aumento que las iniciaciones de promoción pública registraron en 1985; se espera, sin embargo, una cierta recuperación en las de viviendas de promoción privada, dadas las expectativas existentes respecto de la evolución de las variables, tanto reales como financieras, relevantes para este subsector.

Respecto del sector público, se ha supuesto una caída de las licitaciones, del orden del 30 % al 50 %, en términos reales, siendo esta importante disminución el resultado de intentar conciliar la tendencia expansiva a la que apunta el sector como consecuencia del fuerte aumento de las licitaciones registrado en el año anterior y el carácter restrictivo de unos presupuestos orientados a corregir el déficit público en el año en curso. A pesar de esta hipótesis sobre evolución de la licitación, el Indicador de Gasto en Obra Pública continúa mostrando tasas positivas en 1986, siendo necesarias tasas de licitaciones del -50 % para que este indicador registre tasas cercanas a cero. Conviene señalar, no obstante, que la extrapolación de las tasas de crecimiento de los créditos presupuestados a la inversión pública realmente ejecutada no siempre conduce a buenos resultados, siendo 1985 un buen ejemplo de ello.

5. Tasas de crecimiento de la inversión en construcción según la contabilidad nacional y principales indicadores del sector

	1981	1982	1983	1984	1985
Indice de actividad en construcción	-3,8	1,2	-2,5	-4,1	-1,0
Inversión en construcción C.N.	-2,0	1,5	-1,0	-3,5	1,8
Consumo aparente de cemento	-6,3	-1,5	-2,9	-12,3	-5,5
Ocupados construcción	-7,6	0,2	-3,3	-9,4	1,7

6. Proyecciones para 1986 del indicador de actividad en construcción



Finalmente, se ha supuesto que el ritmo de actividad del subsector no residencial privado registrará unas tasas positivas de orden del 3 %-6 %, dentro del contexto de recuperación de la inversión privada.

El gráfico 6 muestra la evolución que, en estos supuestos, muestra el Indicador de Actividad en Construcción. Como se puede ver, éste registra en 1986 tasas del orden del 3,5 %-5,5 %, mostrando su perfil un primer semestre expansivo, para invertirse esta tendencia gunda parte del año, como consecuencia, sobre todo, de la importancia caída de la Obra Pública y de cierta moderación en el ritmo de crecimiento del subsector vivienda.

20-VI-1986.

Información del Banco de España

TIPOS DE INTERES ACTIVOS LIBRES DECLARADOS POR BANCOS Y CAJAS DE AHORRO (a)

Modificaciones en mayo de 1986

BANCOS	Tipos preferenciales declarados (Orden ministerial de 17-1-81, número segundo)								Descu- biertos en c/c.	Excedi- dos en cta/cto. (b)
	Descuento comercial					Préstamos y créditos				
	Un mes	Dos meses	Tres meses	Un año	Tres años	Tres meses	Un año	Tres años		
RESTO COMERCIALES Y MIXTOS										
BARCELONA										
(31-V-86)	=	=	=	=	15,00	=	=	=	=	=
CATALANA										
(31-V-86)	=	=	=	=	15,00	=	=	=	=	=
CREDITO COMERCIAL										
(30-V-86)	=	=	=	=	15,00	=	=	15,00	=	=
EUROPA										
(21-V-86)	=	=	=	=	=	=	=	=	=	22,00
BANCOS INDUSTRIALES Y DE NEGOCIOS										
INDUSTRIAL DE CATALUÑA										
(31-V-86)	=	=	=	=	15,00	=	=	=	=	=
INDUSTRIAL DEL MEDITERRANEO										
(31-V-86)	=	=	=	=	15,00	=	=	=	=	=
OCCIDENTAL										
(29-V-86)	=	=	=	=	14,50	=	14,50	14,50	=	=
PEQUEÑA Y MEDIANA EMPRESA										
(5-V-86)	9,50	11,50	=	14,50	=	13,75	15,00	15,50	25,00	(2,00)
BANCOS EXTRANJEROS										
CONTINENTAL ILLINOIS										
(8-V-86)	=	=	=	=	=	12,25	=	=	16,50	16,50
(19-V-86)	=	=	=	=	=	12,00	11,50	12,50	16,25	16,25
(27-V-86)	=	=	=	=	=	11,50	11,25	=	16,00	16,00
DRESDNER BANK										
(8-V-86)	12,90	=	=	12,30	=	=	14,00	=	=	=
FIRST INTERSTATE										
(19-V-86)	=	=	=	=	=	12,50	=	=	=	=
FIRST BANK OF CHICAGO										
(5-V-86)	=	=	13,00	12,75	=	13,00	12,75	=	=	=
(13-V-86)	=	=	12,88	12,88	=	12,88	12,88	=	=	=
(19-V-86)	=	=	12,40	12,25	=	12,40	12,25	=	=	=
(26-V-86)	=	=	12,20	11,88	=	12,20	11,88	=	=	=
MORGAN GUARANTY										
(19-V-86)	=	=	11,75	=	=	11,75	11,50	13,00	=	=

(Continuación) 2

Modificaciones en mayo de 1986

CAJAS DE AHORRO	Tipos preferenciales declarados (Orden ministerial de 17-1-81, número segundo)							Descu- biertos en c/c.	Excedi- dos en cta/cto. (b)	
	Descuento comercial				Préstamos y créditos					
	Un mes	Dos meses	Tres meses	Un año	Tres años	Tres meses	Un año			Tres años
BARCELONA PENSIONES (8-V-86)	=	=	=	=	=	=	=	=	18,00	=
CEUTA (9-V-86)	=	=	9,50	10,00	=	=	=	=	=	=
CORDOBA PROVINCIAL (13-V-86)	=	=	=	14,00	=	=	=	=	=	=
JEREZ (27-V-86)	=	=	=	=	=	=	12,50	=	=	=
VALLADOLID PROVINCIAL (30-V-86)	=	=	=	=	=	=	=	=	19,50	=

(a) Las notas correspondientes a la elaboración y contenido de este cuadro se encuentran en los *Boletines Económicos* de diciembre de 1981 y enero de 1982.

(b) Las cifras entre paréntesis son recargos sobre el tipo contractual de la operación original.

CIRCULARES Y COMUNICACIONES VARIAS PUBLICADAS POR EL BANCO DE ESPAÑA

CIRCULARES DEL BANCO DE ESPAÑA

CIRCULARES	CONTENIDO	PUBLICACION EN EL «BOE»
10/86, de 14 de mayo	Entidades delegadas. Cuentas extranjeras en pesetas convertibles. Instrucciones generales.	22 mayo 1986
11/86, de 23 de mayo	Entidades de depósito y otros intermediarios financieros sujetos al coeficiente de caja. Remuneración del coeficiente de caja.	29 mayo 1986

COMUNICACIONES VARIAS DEL BANCO DE ESPAÑA

COMUNICACIONES VARIAS	CONTENIDO
Instrucción de 20 de mayo de 1986 (Ref. Int. CV 9/86)	Entidades de depósito y otros intermediarios financieros. Emisión de deuda del Estado, interior y amortizable, formalizada en bonos del Estado.

MODIFICACIONES A LAS CIRCULARES PUBLICADAS POR EL BANCO DE ESPAÑA

CIRCULARES	CONTENIDO
13/84, de 10 de abril	Anula y sustituye la página 3
28/84, de 31 de julio	Actualización de hojas de codificación de los anexos A, C, D, y E.
11/86, de 23 de mayo	Fe de erratas de la disposición cuarta.

PUBLICACIONES RECIENTES DEL BANCO DE ESPAÑA

El interés del Banco de España por conocer la estructura y el funcionamiento, actuales y pasados, de la economía española se traduce en una serie de investigaciones realizadas, en gran parte, por economistas de su Servicio de Estudios, por profesionales contratados para llevar a cabo estudios concretos o por licenciados becados por el Banco para elaborar tesis doctorales. Los resultados de estos estudios, cuando se considera que pueden ser de amplia utilidad, se publican como documentos de trabajo, estudios económicos, estudios históricos o libros, y se distribuyen como se indica en la última sección de este mismo boletín.

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

PEDRO MARTINEZ MENDEZ

LOS GASTOS FINANCIEROS Y LOS RESULTADOS EMPRESARIALES EN CONDICIONES DE INFLACION.—ESTUDIOS ECONOMICOS, N.º 39

Las distorsiones que la inflación genera en los valores nominales utilizados para medir numerosos fenómenos macroeconómicos están hoy día ampliamente reconocidas, como también la necesidad de corregirlas, para aproximarse a una medición correcta de los fenómenos así afectados. Ese mismo problema y ese mismo intento de solución se plantean en relación a los datos derivados de las contabilidades empresariales. Pero, en este campo no se ha decantado todavía un consenso general en cuanto a la pertinencia de una corrección de las distorsiones generadas por la inflación y, aún menos, en cuanto a las modalidades adecuadas de tales ajustes. Por otra parte, estos temas han tenido, por desgracia, un eco limitado en la literatura económica y en la opinión pública españolas.

Al tratar de los problemas que la inflación plantea en cuanto a la correcta evaluación de los resultados empresariales, la atención se suele dirigir a la subvaloración de los gastos de amortización y de consumo de existencias, que conduce a una *sobrevaloración* de los resultados empresariales. Estos temas sólo se consideran marginalmente en este texto, centrado en otro problema que ha recibido menos atención y sobre el que no existe unanimidad de criterio. Se trata de las distorsiones que genera la inflación por el lado de la financiación empresarial. Esas distorsiones se concretan en que, cuando los créditos se instrumentan mediante un principal cuyo importe nominal no se modifica y al que se aplican unos intereses nominales, fijos o variables, que reflejan la existencia de inflación, es fácil incurrir en una *sobrevaloración* del importe de los gastos financieros y, en consecuencia, en una *subvaloración* de los resultados empresariales, que compensa en mayor o menor medida la *sobrevaloración* citada más arriba.

Las conclusiones de este trabajo no difieren básicamente de las que resultan de otros planteamientos teóricos en torno al tema. Pero normalmente se adopta una metodología fundamentada en el análisis de los efectos de la inflación sobre la pérdida de valor real de los activos y pasivos financieros. Este aspecto se ignora en el planteamiento aquí desarrollado, que se centra, en cambio, en el efecto de la inflación, a través de los tipos nominales de interés, sobre los gastos financieros.

Desde otra óptica, este trabajo puede verse como un intento de deslindar los problemas contables asociados a la inflación de los problemas contables asociados a las variaciones en los precios relativos.

IGNACIO MAULEON, JOSE PEREZ y BEATRIZ SANZ

LOS ACTIVOS DE CAJA Y LA OFERTA DE DINERO.—ESTUDIOS ECONOMICOS, N.º 40

En este trabajo se ha justificado la elaboración de una serie de activos de caja corregidos de bancos y cajas de ahorro, que proporciona un resumen adecuado de las actuaciones del Banco de España dirigidas a controlar la evolución de los agregados monetarios.

Esta serie, además, muestra una relación más clara y estable con los agregados monetarios que los activos de caja según balance.

Con el fin de contrastar esto último, se ha estimado una ecuación de oferta de dinero y se han discutido sus propiedades, utilizando como variables dependientes las disponibilidades líquidas (M3) y los activos líquidos del público (ALP). En ambos casos se ha estimado una elasticidad unitaria a largo plazo entre dichos agregados monetarios y los activos de caja corregidos. A esto se suma que la bondad del ajuste de la ecuación es menor en el caso de ALP, lo cual subraya que esta variable es menos controlable que M3 en el conjunto del período considerado.

Las estimaciones econométricas muestran que los activos de caja corregidos son los que evidencian una mayor capacidad explicativa de la evolución de M3. Sin embargo, en algunos subperíodos —como el año 1984—, de fuerte inestabilidad en el comportamiento del coeficiente de excedentes, la base monetaria corregida puede tener una mayor capacidad predictiva del comportamiento de los agregados monetarios, y ello depende, a su vez, de la estabilidad de los mecanismos de intervención de las autoridades.

F. MARTIN BOURGON

INDICES ANUALES DE VALOR UNITARIO DE LA EXPORTACIONES: 1972-1980.—DOCUMENTO DE TRABAJO N.º 8606

El presente trabajo publica elaboraciones de clasificaciones en índices de valor unitario de exportación con criterios significativos desde el punto de vista del análisis económico y susceptibles de ser objeto de comparación con agregados de otros países.

Comienza por reseñar las clasificaciones del comercio exterior desde el punto de vista del origen de las industrias de que proceden; hace referencia a las clasificaciones por destino (con base en la clasificación por Grandes Categorías Económicas) realizadas por el autor según las clases fundamentales de uso de la Contabilidad Nacional: los bienes de capital, los bienes intermedios y los bienes de consumo. Se concentra a continuación el trabajo en la clasificación que servirá de soporte estadístico de esta publicación. Con este propósito, después de pasar revista al tipo de datos que constituyen la base estadística del tipo de índices elaborados, se destaca la conveniencia de adoptar la Clasificación Uniforme de Comercio Internacional (CUCI) en la elaboración de índices de valor unitario de comercio internacional para el análisis de la competitividad.

La limitación de datos obliga a aproximar los precios del comercio exterior por medio de los valores unitarios. Se esboza un repaso de las características de los índices de valor unitario y su empleo en la literatura económica en sustitución de los precios, ya sean industriales, o de productos del comercio exterior. Esta descripción sirve de justificación al empleo de los índices de valor unitario en el análisis económico del comercio exterior.

El trabajo pasa a describir las formas posibles de índice de valor unitario, y se señala la significación económica de las formas Laspeyres y Paasche de los índices de precios con base fija y encadenados; se concluye esta parte por fundamentar el análisis de

los índices de precios exterior, limitándose a discutir los criterios estadísticos de elaboración. En este sentido, se describen los criterios según los cuales se procede a seleccionar los elementos que componen el índice, los problemas de índole estadística a los que ha sido necesario hacer frente y las consecuencias que las soluciones aplicadas tienen en términos de cobertura y representatividad de los índices obtenidos.

La última parte del trabajo presenta los resultados de los índices de valor unitario de las exportaciones según los diferentes niveles de agregación: la agregación máxima en productos manufacturados y semimanufacturados y por agregaciones sucesivas por secciones de la CUCI, capítulos, etc. En fin, se describen la evolución de los precios de exportación de sectores específicos, como son el del hierro y el acero, y se recoge el análisis comparativo de los precios de las exportaciones con otros países basado en los trabajos anteriores del autor.