

BANCO
DE
ESPAÑA

boletín económico

septiembre 1985

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 $\left[\left(\frac{\text{Ene}_t + \text{-----} + \text{Dic}_t}{\text{Dic}_{t-1} + \text{Ene}_t + \text{-----} + \text{Nov}_t} \right)^{12} - 1 \right] \cdot 100$. 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 $\left[\frac{\text{Ene}_t + \text{-----} + \text{Dic}_t}{\text{Ene}_{t-1} + \text{-----} + \text{Dic}_{t-1}} - 1 \right] \cdot 100$. 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 semestre de 1985
- 13 La estabilidad de la demanda de dinero en España (1974-84)
- 22 Desempleo y rigidez del mercado de trabajo en España
- 41 Nuevo procedimiento de contabilización de las remesas de emigrantes en el registro de caja y sus implicaciones estadísticas
- 49 Información del Banco de España
- 50 Tipos de interés activos libres declarados por bancos y cajas de ahorro vigentes a 31 de julio y 31 de agosto de 1985.
- 52 Circulares y comunicaciones varias publicadas por el Banco de España.
- 53 Publicaciones recientes del Banco de España
- 55 Indicadores económicos

Evolución monetaria

Como puede observarse en el cuadro 1, en el mes de agosto, el crecimiento de los activos líquidos del público (ALP) se elevó ligeramente como consecuencia del menor descenso experimentado por su principal componente: las disponibilidades líquidas del público. Con ello, el ritmo de expansión de los ALP en el período diciembre-agosto se localiza en el 13,8 %, dentro de la zona superior de la banda de objetivos establecida para este año (11,5 %-14,5 %). A lo largo del mes de agosto, persistió, aunque más atenuado, el desplazamiento del público desde depósitos bancarios hacia pagarés del Tesoro, de manera que el saldo de títulos públicos a corto plazo situados fuera de las carteras del sistema crediticio se ha duplicado, prácticamente, en lo que va del año 1985.

El aumento del ritmo de variación de los agregados monetarios aparece asociado a un avance más rápido de la financiación al sector público, tras la contención registrada en el mes anterior, y, en menor medida, a un comportamiento más expansivo del sector exterior del sistema crediticio. La financiación al sector privado experimentó, por el contrario, una nueva desaceleración, tal como se refleja en el cuadro 2, donde se expresan las últimas previsiones sobre la evolución del crédito interno, elaboradas a partir de los «avances» facilitados por las entidades de depósito y de la información parcial disponible sobre la financiación al sector público. En efecto, las estimaciones realizadas para el mes de agosto ponen en evidencia una caída en el ritmo de crecimiento del crédito otorgado a las empresas y familias, de manera que se prevé que la financiación total concedida al sector privado por el sistema crediticio ha crecido a un ritmo medio anual próximo al 6,5 % en los ocho primeros meses del año.

La contención experimentada por los agregados monetarios y crediticios hizo posible que se desarrollase un descenso de los tipos de interés negociados en los mercados monetarios (véase cuadro 3). Los tipos de interés practicados por el Banco de España en sus operaciones de regulación, los tipos aceptados por el Tesoro en las subastas de deuda a corto plazo y los tipos contratados en el mercado bursátil al vencimiento de pagarés y en el interbancario registraron una caída generalizada a lo largo de las tres decenas del mes de agosto. Sin embargo, los tipos de las operaciones a más largo plazo, como las correspondientes a los pasivos y los créditos de los bancos y las cajas, y las rentabilidades observadas en los mercados bursátiles mostraron una mayor inercia, manteniéndose estancados o elevándose ligeramente.

Esta misma tónica de distensión se hizo patente en los mercados monetarios internacionales, que experimentaron, asimismo, una caída en los tipos de interés, con la excepción de los correspondientes al dólar estadounidense y al franco francés. No obstante, este descenso fue menos acusado que el observado en los mercados españoles, de manera que el diferencial medio entre los tipos de interés a corto plazo descendió notablemente, tal como puede observarse en el cuadro 4. Pese a ello, y dada la debilidad manifestada por el dólar estadounidense, la peseta mantuvo su curso frente al conjunto de monedas convertibles cotizadas en el mercado de cambios de Madrid, apreciándose frente al dólar y depreciándose

frente a las monedas del Mercado Común (véase cuadro 5).

La intervención del Banco de España en los mercados de cambios, adquiriendo reservas, se sumó al incremento del recurso del sector público al Banco de España, para configurar un mes en el que los factores autónomos de creación de liquidez de base tuvieron un comportamiento expansivo. El banco emisor compensó este movimiento, no renovando sus préstamos de regulación a bancos y cajas y cediendo en firme pagarés del Tesoro de su cartera, según puede apreciarse en el cuadro 6 adjunto, donde figura un descenso de 124 m.m. en la cartera de fondos públi-

1. Agregados monetarios (Ø)

(Cifras desestacionalizadas)

	Saldos m.m.		Variación intermensual (T _t) Porcentajes			Variación acumulada desde DIC 1984 Porcentajes		
	AGO	JUN	JUL	AGO	JUN	JUL	AGO	
Activos líquidos en manos del público (ALP)	24.320	22,0	2,3	6,4	17,2	14,9	13,8	
Disponibilidades líquidas (M ₃)	21.224	15,7	- 7,3	- 3,4	12,0	9,0	7,3	
<i>Efectivo</i>	1.917	15,0	13,4	14,0	10,5	10,9	11,3	
<i>Depósitos de la banca</i>	10.951	10,9	-23,0	-15,6	4,8	0,3	-1,8	
<i>Depósitos de las cajas</i>	7.363	21,9	13,8	10,3	23,1	21,7	20,2	
<i>Otros depósitos (a)</i>	993	29,4	14,2	17,7	26,8	24,9	24,0	
Otros activos líquidos	3.096	87,7	117,5	112,3	74,3	79,9	83,7	
<i>Pagarés del Tesoro (b)</i>	1.663	333,1	443,1	287,9	153,0	182,1	193,6	
<i>Otros activos (c)</i>	1.433	-7,2	-10,3	9,4	31,2	24,3	22,3	

(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

(Cifras desestacionalizadas)

	Saldos m.m.		Variación intermensual (T _t) Porcentajes			Variación acumulada desde DIC 1984 Porcentajes		
	JUL	AGO (p)	JUN	JUL	AGO (p)	JUN	JUL	AGO (p)
FINANCIACION TOTAL	26.053	26.375	23,4	9,0	15,9	17,1	15,9	15,9
Sector público	8.562	8.896	61,4	22,0	58,3	39,3	36,7	39,2
Sector privado	17.491	17.479	10,0	3,1	-0,8	8,2	7,5	6,4
Crédito	15.899	15.887	13,0	6,1	-0,9	9,5	9,0	7,7
<i>Banca</i>	9.698	9.665	9,5	5,2	-4,1	9,4	8,8	7,1
<i>Cajas</i>	3.858	3.868	17,6	2,1	3,1	8,0	7,2	6,6
<i>Resto</i>	2.343	2.354	6,7	16,6	5,8	12,4	13,0	12,1
Valores y mercados monetarios	1.592	1.592	-15,3	-22,5	-	-3,2	-6,2	-5,5

(p) Previsión.

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 (Ø)

Porcentajes

	Plazo d=día m=mes a=año	1984 DIC	1985					
			Medias mensuales			Medias decenales: AGO		
			JUN	JUL	AGO	1.ª dec	2.ª dec	3.ª dec
BANCO DE ESPAÑA:								
Préstamos de regulación	1 d.	12,5	14,0	14,4	13,5	14,2	13,4	12,9
Dobles de pagarés del Tesoro	3 m.	12,0	14,0	13,3	12,5	12,9	12,5	12,1
Venta de pagarés del Tesoro	1 a. ó más	12,4	11,6	11,9	11,5	11,6	11,6	11,3
TESORO:								
Subasta de pagarés	18 m.	—	11,8	11,8	11,7	11,8	11,7	11,3
INTERBANCARIO:								
Depósitos y dobles	1 d.	12,1	13,9	12,4	13,0	13,8	13,1	12,2
Depósitos	3 m.	12,3	14,2	14,2	13,4	14,1	13,4	12,6
	6 m.	12,4	14,4	14,5	14,0	14,5	13,7	13,0
Dobles de pagarés del Tesoro	3 m.	11,9	13,9	13,4	12,5	13,1	12,4	12,0
	6 m.	11,9	13,6	12,9	12,2	13,2	11,9	11,6
Pagarés del Tesoro al vencimiento	1 a. ó más	12,3	12,7	12,3	11,8	12,1	11,8	11,5
MERCADO MONETARIO BURSATIL:								
Pagarés del Tesoro al vencimiento	1 a. ó más	12,2	12,0	11,8	11,6	11,8	11,5	11,4
BANCARIOS:								
Depósitos de la banca	1 a.	11,7	10,8	10,8
Depósitos de las cajas	1 a.	11,5	10,6	10,7
Crédito de la banca (a)	1-3 a.	17,4	16,3	16,6
Crédito de las cajas (a)	1-3 a.	16,7	15,8	16,4
RENTABILIDADES BURSATILES:								
Deuda pública	2 a. ó más	13,9	13,8	14,5	14,4
Obligaciones eléctricas	3 a. ó más	18,3	16,5	16,3	16,4

(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.

4. Tipos de interés extranjeros (Ø)

Porcentajes

	1984 DIC	1985		
		JUN	JUL	AGO
EUROMERCADOS A 3 MESES:				
Dólar	9,0	7,6	7,9	8,0
Franco suizo	4,9	5,2	5,1	4,6
Marco	5,6	5,4	5,1	4,5
Yen	6,3	6,2	6,2	6,3
Franco francés	10,8	10,2	10,3	11,4
Libra esterlina	9,7	12,4	12,0	11,4
Media ponderada (a)	7,9	7,0	7,1	6,9
Diferencial medio (b)	4,4	7,2	7,1	6,5

(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 (v. cuadro 2), menos tipo medio ponderado exterior.

Información adicional: Indicadores económicos anexos, núm. 22.

cos del Banco de España a lo largo de la tercera decena del mes de agosto.

Esta actuación, que determinó una contracción del saldo de los activos de caja ajustados y desestacionalizados, estuvo en consonancia con la caída experimentada por los pasivos de la banca y de las cajas sujetos a coeficientes, ocasionada por el desplazamiento de los particulares desde depósitos bancarios a pagarés del Tesoro adquiridos en firme o con compromiso de retrocesión. A pesar de esta caída, los mercados monetarios se mantuvieron ordenados y distendidos, a juzgar por el perfil de los excedentes de liquidez del sistema bancario y por el curso seguido por los tipos de interés.

16-IX-1985.

5. Tipos de cambio (Ø)

	Situación en AGO 1985	Variaciones (Porcentajes) (a)					
		Mensuales			Mensuales acumuladas desde DIC 1984		
		JUN	JUL	AGO	JUN	JUL	AGO
TIPOS DE CAMBIO NOMINALES:							
Del dólar frente a:							
Marco	2,788	-1,8	-4,8	-4,4	-1,1	-5,8	-9,9
Países desarrollados (b) (c)	136,9	-1,0	-3,5	-2,2	1,5	-2,0	-4,2
De la peseta frente a:							
Dólar	163,9	0,6	3,8	2,5	-1,7	2,1	4,7
Franco suizo	71,6	-1,5	-2,4	-2,8	-1,0	-3,5	-6,1
Marco	58,8	-1,2	-1,2	-2,0	-2,6	-3,8	-5,7
Yen	69,2	-1,2	0,8	0,7	-1,2	-0,4	0,3
Libra esterlina	227,3	-2,3	-3,5	1,9	-8,5	-11,7	-10,1
Franco francés	19,2	-1,1	-1,6	-1,6	-3,2	-4,7	-6,0
CEE (b) (d)	79,3	-1,3	-1,2	-0,9	-2,0	-3,1	-4,0
Países desarrollados (b) (d)	69,3	-0,9	-0,1	-	-2,5	-2,7	-2,7
Principales acreedores (d) (e)	49,2	-0,2	1,9	1,0	-1,8	0,1	1,1
TIPOS DE CAMBIO REALES (f):							
De la peseta frente a:							
Dólar (d)	...	-0,1	4,2	...	0,5	4,7	...
CEE (b) (d)	96,18	-1,3	-1,2	-0,9	-2,0	-3,1	-4,0
Países desarrollados (b) (d)	85,65	-0,9	-0,1	-0,2	-1,0	-1,2	-1,3

(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 3].

(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

	AGO 1985	1985			AGO 1985		
		JUN	JUL	AGO	1.ª dec	2.ª dec	3.ª dec
	Saldo a fin de mes en m.m.	Variaciones absolutas en m.m. (a)					
Activos de caja	3.182	-52	45	-70	-10	16	-76
CONTRAPARTIDAS:							
Efectivo en manos del público (b)	-1.969	-75	-90	28	-62	71	19
Otros factores	5.216	219	600	-92	-104	-21	33
Sector exterior	1.997	-74	-40	59	34	-27	52
Sector público	1.984	-46	-43	275	119	-	156
Cartera de fondos públicos	1.571	392	412	10	155	-21	-124
Cuentas diversas (b)	-336	-53	271	-436	-412	27	-51
Operaciones con el sistema bancario	-65	-196	-465	-6	156	-34	-128
Préstamos de regulación	98	145	-141	74	175	37	-138
Dobles de pagarés del Tesoro (b)	-948	-335	-302	-78	-18	-70	10
Otros	785	-6	-22	-2	-1	-1	-
		Variaciones porcentuales sobre el mes anterior (T _t)					
Activos de caja ajustados y desestacionalizados (c)	-	17,4	-5,7	-6,1	-	-	-
		Niveles medios en porcentajes					
EXCEDENTES DE CAJA (c) (c)							
Sistema bancario	-	0,035	0,064	0,033	0,036	0,032	0,032
Banca	-	0,047	0,077	0,044	0,048	0,042	0,041
Cajas	-	0,018	0,046	0,019	0,019	0,018	0,019

(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.

Empleo y paro en el primer semestre de 1985

Según la Encuesta de Población Activa, durante el primer semestre de 1985, el empleo total de la economía se redujo en 46.000 personas y el paro aumentó en 23.000, situándose su nivel en 2.892.000 personas, lo que supone el 21,9% de la población activa. Después del intenso deterioro que se produjo durante 1984 en las variables fundamentales del mercado de trabajo, estos resultados suponen una desaceleración en el descenso del empleo y el aumento del paro. Esta desaceleración ha sido particularmente intensa en el segundo trimestre del año, período en el que el empleo total de la economía solamente se redujo en 4.000 personas.

El empleo de la agricultura (véase cuadro 2 y gráfico 1) se redujo, durante los seis primeros meses del año, en 39.000 personas, como resultado de un aumento de 14.000 asalariados (7,2 % de crecimiento sobre el mismo período de 1984) y de un descenso de 53.000 no asalariados (-4,0 % respecto al primer semestre del año anterior). La extraordinaria cosecha de algunos productos —en particular, de la aceituna— originó, durante el primer trimestre, un intenso crecimiento de los asalariados del sector (60.000 personas), pero, en el segundo trimestre, una vez pasada esta, el empleo asalariado volvió a reducirse no menos intensamente (descenso de 46.000 personas). El comportamiento del empleo no asalariado de la agricultura ha sido similar en ambos trimestres (descensos de 29.000 y 24.000 personas en el primero y en el segundo trimestre, respectivamente).

El empleo de los sectores no agrarios, excluido el de las administraciones públicas, se redujo, durante el primer semestre del año, en 28.000 personas, lo que supone un resultado sensiblemente mejor que el registrado en el mismo semestre del año anterior, período en el que la reducción fue de 91.000 personas. Sin embargo, como consecuencia del fuerte

1. Evolución de la población activa

Miles de personas

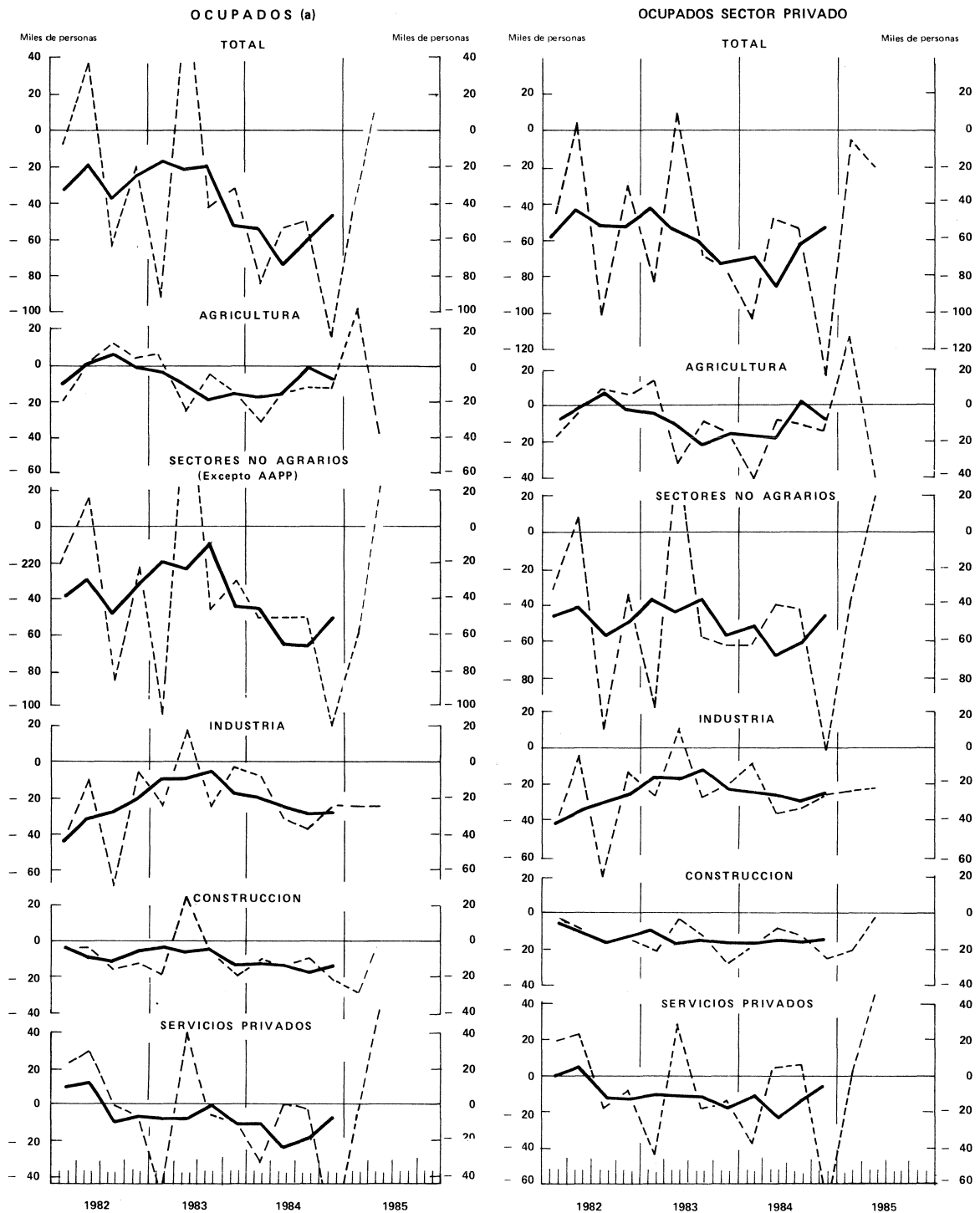
	Cifras absolutas II TR 1985	Variaciones semestrales				
		1983	1983	1984	1984	1985
		I	II	I (a)	II	I
Población mayor 16 años	27.889	126	157	151	160	180
Población activa	13.196	-41	150	-83	101	-32
<i>Ocupados</i>	10.223	-42	-47	-164	-137	-46
<i>Activos marginales</i>	81	-20	19	-12	13	-8
<i>Parados</i>	2.892	21	178	93	225	22
Inactivos y servicio militar	14.693	167	7	234	59	212

Fuente: INE.

(a) Corregido de empleo comunitario.

1. Evolución del empleo

(Variación en miles de personas)



Fuente: INE.

— Media móvil de cuatro trimestres.

- - - Serie desestacionalizada.

(a). Corregido de empleo comunitario.

**2. Evolución del empleo. Segundo trimestre (1985)
corregido de empleo comunitario**

Miles de personas

	Cifras absolutas	Variaciones						Porcentajes de crecimiento (a)		
		Sobre trimestre anterior			Acumuladas del año			1983	1984	1985
		1985	1983	1984	1985	1983	1984			
II TR										
1. Asalariados sector privado	5.396	-12	-46	-9	-86	-147	17	-3,2	-5,1	-2,7
Agricultura	488	-53	-29	-46	-17	-29	22	1,7	-10,5	8,6
Sectores no agrarios	4.908	41	-17	37	-69	-118	-5	-3,7	-4,6	-3,8
Industria	2.041	-9	-35	-19	-41	-54	-41	-4,9	-4,3	-4,7
Construcción	509	15	20	20	-25	-13	-15	-10,0	-10,9	-12,3
Servicios	2.358	35	-2	36	-3	-51	51	-0,6	-3,2	-0,9
2. No asalariados	3.131	10	-9	-17	-9	-25	-59[†]	-0,6	1,0	-2,4
Agricultura	1.273	-12	-11	-24	-29	-49	-53	-	-1,9	-4,0
Sectores no agrarios	1.858	22	2	7	20	24	-6	-0,8	3,2	-1,2
Industria	302	19	-2	-4	24	9	-6	1,7	9,6	-3,9
Construcción	209	10	-3	3	10	-3	4	6,4	3,3	3,2
Servicios	1.347	-7	7	8	-14	18	-4	-2,3	1,3	-1,2
3. Ocupados sector privado (3=1+2)	8.527	-2	-55	-26	-95	-172	-42	-2,3	-3,0	-2,6
Agricultura	1.761	-65	-40	-70	-46	-78	-31	0,4	-4,3	-0,7
Sectores no agrarios	6.766	63	-15	44	-49	-94	-11	-2,9	-2,6	-3,1
Industria	2.343	10	-37	-23	-17	-45	-47	-4,2	-2,8	-4,6
Construcción	718	25	17	23	-16	-16	-11	-6,6	-7,6	-8,2
Servicios	3.705	28	5	44	-16	-33	47	-1,2	-1,4	-1,0
4. Asalariados sector público	1.696	67	-9	22	53	8	-4	5,3	7,3	-0,8
Agricultura	27	5	-4	-1	-7	-	-8	16,8	20,2	-8,4
Sectores no agrarios (exc. AA PP)	519	47	-11	-	37	3	-17	10,2	14,3	-3,0
Industria	211	7	4	-3	10	3	-6	8,0	12,2	-2,5
Construcción	25	26	-9	-3	30	-	-9	58,7	41,9	-0,6
Servicios privados	283	14	-6	6	-3	-	-2	4,5	9,5	-4,1
Servicios de las AA PP	1.150	15	6	23	23	5	21	2,6	3,3	3,3
5. Total ocupados (5=3+4)	10.223	65	-64	-4	-42	-164	-46	-1,1	-1,4	-2,0
Agricultura	1.788	-60	-44	-71	-53	-78	-39	0,7	-3,8	-0,9
Sectores no agrarios (exc. AA PP)	7.285	110	-26	44	-12	-91	-28	-2,1	-1,4	-3,1
Industria	2.553	17	-33	-26	-7	-42	-53	-3,4	-1,7	-4,4
Construcción	743	51	8	20	14	-16	-20	-3,7	-4,0	-7,4
Servicios privados	3.989	42	-1	50	-19	-33	45	-0,8	-0,6	-1,3
Servicios de las AA PP	1.150	15	6	23	23	5	21	2,6	3,3	3,3
6. Total asalariados (6=1+4)	7.092	55	-55	13	-33	-139	13	-1,4	-2,4	-1,9
Agricultura	515	-48	-33	-47	-24	-29	14	2,6	-8,5	7,2
Sectores no agrarios (exc. AA PP)	5.427	88	-28	37	-32	-115	-22	-2,6	-2,8	-3,7
Industria	2.251	-2	-31	-22	-31	-51	-47	-4,0	-3,0	-4,5
Construcción	534	41	11	17	5	-13	-24	-6,2	-6,0	-10,6
Servicios privados	2.642	49	-8	42	-6	-51	49	-0,1	-1,3	-1,3
Servicios de las AA PP	1.150	15	6	23	23	5	21	2,6	3,3	3,3

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

descenso del empleo no agrario que se produjo durante 1984, esta mejora no se ha registrado en términos de tasas de crecimiento (-3,1 % en el primer semestre de 1985 respecto al mismo período del año anterior, frente a -1,4 % en los correspondientes meses de 1984). Los asalariados descendieron en 22.000 personas, frente a 115.000 en que lo hicieron en el mismo período de 1984, pero, por las mismas razones que se han mencionado más arriba, esta me-

jora no se ha reflejado en términos de tasas de crecimiento (-3,7 % de crecimiento respecto al primer semestre de 1984).

La desaceleración producida en el descenso del empleo no agrario, excluido el de las administraciones públicas, tiene su origen, fundamentalmente, en el comportamiento de la ocupación de los servicios. En efecto, el empleo de la industria descendió, du-

rante el período comentado, en 53.000 personas (-4,4 % de crecimiento sobre el mismo semestre del año anterior), lo que significa que su ritmo de descenso continúa siendo similar al del pasado reciente. Hay que resaltar la intensa caída que se ha registrado en la ocupación del subsector de transformación de metales (59.000 personas en el semestre), y, dentro del mismo, en la de las industrias mecánicas y de material de transporte. El empleo de la construcción, por su parte, se redujo, durante los primeros seis meses del año, en 20.000 personas, como resultado de un fuerte descenso en el primer trimestre y un ligero crecimiento en el segundo. Por el contrario, la ocupación de los servicios creció, durante el primer semestre, en 45.000 personas, como consecuencia de un primer trimestre en el que el empleo permaneció prácticamente estable, y un segundo en el que creció fuertemente. En particular, durante el segundo trimestre del año, el fuerte crecimiento que se ha producido en la ocupación de los servicios, y, en menor medida, en el de la construcción, ha supuesto que el empleo total de la economía haya permanecido estable, a pesar de la fuerte reducción en la ocupación agrícola durante el mismo período, ya mencionada.

Durante los seis primeros meses del año, el paro creció en 22.000 personas, lo que ha supuesto que la tasa de paro haya crecido dos décimas (del 21,7 % de la población activa, en el último trimestre de 1984, al 21,9 % en el del presente año). Hay que destacar que el crecimiento del paro se ha concentrado, casi en su totalidad, en las personas anteriormente ocupadas, ya que los parados que buscan su primer empleo descendieron durante el período. En efecto, mientras en el primer semestre de 1984 más de la mitad del aumento del paro tuvo su origen en las personas que buscan su primer empleo, en el de este año, el paro de los anteriormente ocupados creció en 36.000 personas, mientras los que buscan su primer empleo se redujeron en 14.000.

Cuando se analiza el paro por edades, se aprecia, coherentemente con lo anterior, un descenso de los parados jóvenes y un fuerte aumento de los adultos. En efecto, durante los seis primeros meses del año, los parados de 16 a 24 años de edad disminuyeron en 75.000 personas, mientras los mayores de 25 años aumentaron en 105.000. Esto ha hecho que la tasa de paro de los menores de 25 años se haya reducido del 48,9 % de la población activa del grupo, que tenía a finales de 1984, al 48,2 %, mientras la de los mayores de 25 ha crecido del 14,9 % hasta el 16 %.

En el *Boletín Económico* del pasado mes de junio, en el que se comentaba la Encuesta de Población Ac-

3. Evolución del paro

Miles de pesetas

	Cifras absolutas II TR 1985	Variaciones semestrales				
		1983 I	1983 II	1984 I (a)	1984 II	1985 I
Total	2.892	21	178	93	225	22
Buscan primer empleo	1.106	-7	70	50	121	-14
Anteriormente empleados	1.786	28	108	43	104	36
<i>Agricultura</i>	243	6	4	73	3	32
<i>Industria</i>	498	-3	23	24	45	-3
<i>Construcción</i>	428	-8	38	-21	-1	-9
<i>Servicios</i>	617	33	43	-33	57	16

(a) Corregido de empleo comunitario.

Fuente: INE

tiva del primer trimestre del año, se señalaba que este cambio en la composición del paro podía deberse a las repercusiones sobre el mismo de los incentivos que se introdujeron a finales de 1984 para realizar contratos especiales, fundamentalmente temporales, a tiempo parcial y en prácticas. Los datos del segundo trimestre parecen confirmarlo. En efecto, el descenso de los parados menores de 25 años ha continuado discurriendo de forma paralela al crecimiento de las colocaciones acogidas a los contratos de fomento del empleo, que ha registrado el INEM. Dichas colocaciones crecieron, en el período de enero a julio, un 141 % sobre los mismos meses del año anterior, y han pasado de representar un 20 % del total de colocaciones en julio de 1984 a un 38 % en el mismo mes del presente año.

Por último, durante el primer semestre del año, la población activa se redujo en 32.000 personas, pero este descenso tiene un claro componente estacional. La tasa de actividad total de la economía ha pasado del 47,7 % de la población activa a finales de 1984 al 47,3 % a mediados del presente año.

5-IX-1985.

La estabilidad de la demanda de dinero en España (1974-84)

En este artículo elaborado por Juan José Dolado, del Servicio de Estudios, se presentan los resultados más recientes de la estimación de ecuaciones de demanda de M_3 y ALP¹. El estudio realizado se refiere al período 1974-84 y utiliza series de agregados monetarios corregidos para evitar las distorsiones contables producidas por el desplazamiento de los activos y disponibilidades líquidas del público hacia instrumentos emitidos al descuento (i. e., efectos y pagarés bancarios y pagarés del Tesoro). La evidencia empírica presentada sugiere que la relación existente entre la cantidad de dinero y sus variables explicativas es bastante estable en ambos casos, si bien la capacidad predictiva de la ecuación de ALP es superior a la de M_3 en el período 1983-84. En conjunto, los resultados obtenidos en éste y en otros trabajos recientes relativos a la oferta de dinero apoyan la elección del esquema de instrumentación seguido por las autoridades monetarias. Conviene reseñar, sin embargo, que las estimaciones realizadas para el período antes señalado presentan diferencias muy importantes en relación a estudios anteriores, referidos a una muestra más amplia que incluía habitualmente los años sesenta. Las elasticidades y semielasticidades calculadas para este período más reciente difieren fuertemente de las estimadas en trabajos precedentes; en este sentido, destaca la obtención de una elasticidad unitaria de la demanda de dinero respecto a la renta real, hecho que deberá ser tenido en cuenta, especialmente en la programación de los objetivos monetarios a medio plazo.

Introducción

La estabilidad de la demanda de dinero es un factor clave en la formulación de la política monetaria. Recientemente, la aparición de innovaciones financieras en este país ha puesto en entredicho la estabilidad de algunas de las funciones de demanda de dinero estimadas hasta principios de los años ochenta (véase *Boletín Económico*, Banco de España, noviembre 1983). Debido a este hecho, el establecimiento de objetivos en términos de tasas de crecimiento de agregados monetarios, política basada en la estabilidad de la demanda de dinero, ha levantado ciertas dudas.

En este trabajo se investiga la estabilidad de las demandas de M_3 y ALP (1), utilizando diversos procedimientos que combinan diferentes aspectos que pue-

(1) M_3 : Disponibilidades líquidas. Incluye el efectivo y los depósitos —a la vista, de ahorro y a plazo— del público en el sistema crediticio. ALP: Activos Líquidos del Público. Este agregado más amplio incluye otros activos líquidos del público —empréstitos bancarios, letras endosadas y pagarés de empresa con aval bancario, operaciones de capitalización y seguro de las cajas de ahorro, cesiones temporales de activos y pagarés del Tesoro— junto a las disponibilidades líquidas.

den producir la inestabilidad de dichas funciones. Para llevar a cabo este análisis, se utiliza el período muestral 1974-84, a diferencia de otras estimaciones anteriores que utilizaban el período 1967-84, con el fin de analizar una muestra más homogénea en términos del desarrollo de la política monetaria.

También se examina la capacidad predictiva de los modelos estimados. A este fin, se utiliza la muestra 1974-82 como período de estimación, generando predicciones trimestrales para el período 1983-84, en el que se han producido las mayores innovaciones financieras. De esta manera, el análisis conjunto de los errores de predicción y los resultados de los contrastes de estabilidad permitirán evidenciar en qué medida son válidos los posibles argumentos contra la forma actual de control monetario.

1. Los modelos estimados

Sobre la forma funcional y los argumentos que deben aparecer en la ecuación de demanda de dinero, existe una amplia literatura —véanse, p. ej., Judd y Scadding (1982) o Dolado (1982)—, por lo que no nos extenderemos en ese tema. En la mayoría de las estimaciones llevadas a cabo en España —véanse, p. ej., Rojo y Pérez (1977) o Dolado (op. cit.)—, se han efectuado regresiones del *stock* de dinero en variables tales como renta, tipos de interés y tasa de inflación, utilizando diferentes definiciones de las mismas. Sin embargo, dado que dichas variables explicativas se ven influenciadas por la cantidad de dinero, conviene analizar inicialmente los posibles sesgos de simultaneidad existentes. A este fin, junto con la función de demanda, se postula una ecuación de oferta de dinero, tratando la variable monetaria como endógena y tomando como exógena aquella magnitud sobre la que las autoridades monetarias tienen un control más directo, i.e., los activos de caja. De esta manera, las funciones de demanda y oferta vienen descritas por las siguientes ecuaciones:

$$M^d = D(Y, P, \dot{P}, r) \quad <1>$$

+ + - -

$$M^s = S(AC, r) \quad <2>$$

+ +

donde

M = saldos monetarios

Y = renta

P = nivel de precios

\dot{P} = tasa de inflación

r = tipos de interés

AC = activos de caja

La ecuación <1> representa la especificación tradicional de la demanda de dinero con dos variables de escala, renta y precios, y dos variables que representan coste de oportunidad, tipo de interés e inflación. Entre los tipos de interés, habrán de distinguirse los tipos propios (correspondientes a componentes del agregado monetario), que entrarán con signo positivo, y los alternativos, que lo harán con signo negativo. Una hipótesis que resulta interesante analizar es la homogeneidad de los saldos nominales respecto de los precios, lo que conduce a especificar ecuaciones en términos de saldos reales. En la ecuación <2>, los activos de caja se tratan como variable exógena, mientras que el tipo de interés es endógeno. Cuando aumenten los tipos de interés, aumentará la cantidad de dinero, vía disminución del exceso de reservas. De la misma manera, aumentos de los activos de caja inducen aumentos en el *stock* de dinero.

El sistema formado por ambas ecuaciones se estimó utilizando el método 3SLS, con el fin de tener en cuenta la determinación conjunta de la cantidad de dinero ofrecida y demandada (1). Los agregados monetarios escogidos son M_3 y ALP, ya que los objetivos de control monetario se fijan en términos de los mismos. Todas las variables están transformadas en logaritmos (denotadas por letras minúsculas), excepto los tipos de interés y la tasa de inflación, y corresponden al período muestral trimestral 1974:3–1984:4. Las variables no están ajustadas estacionalmente, por lo que, en cada ecuación, se utilizan variables artificiales estacionales, y, en algunos casos, aparecen combinaciones de las anteriores con una tendencia (2). Estas últimas variables no aparecen en los resultados que se ofrecen a continuación (3).

Entre paréntesis aparecen los *t-ratios* asintóticos. DW es el estadístico Durbin-Watson (cuya validez no es exacta en este caso), s el error estándar de la regresión

(1) Aparte de la cantidad de dinero y el tipo de interés a largo plazo, la tasa de inflación se consideró también como endógena. Ello implica que, si la variable relevante en la demanda de dinero es la inflación esperada, se están suponiendo expectativas racionales, estimando con el método de sustitución de Mc. Callum (1976). Los instrumentos utilizados en las ecuaciones, además de las variables exógenas, fueron: dos desfases de la tasa de inflación, tipos de interés a corto y largo plazo, y tasas de crecimiento de los saldos nominales, un desfase de la tasa de crecimiento de la renta y valor presente y desfasado de los activos de caja, i.e., un total de 16 instrumentos.

(2) Puesto que la serie trimestral del PIB en la actualidad sólo se publica desestacionalizada, la serie usada utiliza los coeficientes de estacionalidad imputados de la serie original que se publicaba previamente —véase Sanz y Rodríguez (1982)—. En cualquier caso, el uso de la serie desestacionalizada apenas variaba los resultados, excepto alguna de las variables artificiales estacionales.

(3) Exactamente, siempre entraron en todas las ecuaciones tres *dummies* estacionales y el producto de la primera variable artificial estacional por una tendencia lineal. El uso de esta última variable mejoró claramente las predicciones del modelo.

M₃ (Disponibilidades líquidas del público)

Oferta

$$\Delta m = .243 + .714 \Delta m_{-1} - .090 (m - ac)_{-1} + .157 \Delta^2 ac +$$

(2.2) (7.1) (2.2) (3.3)

$$+ .624 \Delta r^l + \text{dummies estacionales} \quad <3>$$

(3.7)

$$s = .0053, \quad DW = 2.0, \quad R^2 = .73$$

Demanda

$$\Delta(m - p) = .951 - .110 (m - p - y)_{-1} - .529 \Delta p^* - .150 r^l +$$

(6.7) (6.4) (7.2) (1.9)

$$+ .481 r^s_2 + \text{dummies estacionales} \quad <4>$$

(4.6)

$$s = .0035, \quad DW = 1.6, \quad R^2 = .85$$

ALP (Activos líquidos totales en mano del público)

Oferta

$$\Delta m = .244 + .387 \Delta m_{-1} - .080 (m - ac)_{-1} + .098 \Delta^2 ac +$$

(3.1) (3.6) (3.0) (2.9)

$$+ .275 \Delta r^l + \text{dummies estacionales} \quad <5>$$

(2.4)

$$s = .0042, \quad DW = 1.85, \quad R^2 = .79$$

Demanda

$$\Delta(m - p) = .407 - .068 (m - p - y)_{-1} - .712 \Delta p^* - .120 r^l +$$

(4.6) (4.1) (9.2) (1.7)

$$+ .217 r^s_2 + \text{dummies estacionales} \quad <6>$$

(2.6)

$$s = .0036, \quad DW = 1.7, \quad R^2 = .85$$

y R², el coeficiente de correlación (1). Las variables explicativas finalmente utilizadas (véase anexo) han sido: y=PIB, p=IPC, r^l (tipo a largo)=Rendimiento de la

Deuda Pública, r^s (tipo a corto)=Interés de los Depósitos a Plazo en Cajas y Bancos (tipo ponderado) entre 1 y 2 años, AC=Activos de Caja Corregidos. Las variables con estrella han sido tratadas como endógenas, y el modelo ha sido estimado mediante un procedimiento trietápico para modelos incompletos (es decir, con más variables endógenas que ecuaciones).

Los resultados son satisfactorios con los signos esperados desde el punto de vista teórico. Es interesante observar que la forma en que entran las variables en las ecuaciones de oferta y demanda es idéntica en M₃ y ALP, lo cual no es sorprendente si se tiene en cuenta que M₃ suponía un 97,5 % de ALP en 1980:4, y todavía un 91 % en 1984:4. Ambas ecuaciones se han estimado en términos de «mecanismos de corrección de error», aceptándose fácilmente las elasticidades unitarias en el largo plazo con respecto a precios en la ecuación de demanda y a activos líquidos en la ecuación de oferta. Igualmente —y este es un resultado nuevo—, no puede rechazarse una elasticidad unitaria con respecto a la renta. La reducción de dicha elasticidad con respecto a estudios que incluían los años sesenta es coherente con el desarrollo experimentado en los mercados financieros. Antes de proceder a comentar el resto de los rasgos del modelo, conviene examinar en qué medida existe sesgo de simultaneidad en la estimación de las ecuaciones de demanda por el método MCO. Los resultados obtenidos son los siguientes:

M₃

$$\Delta(m - p) = 1.020 - .115 (m - p - y)_{-1} - .616 \Delta p - .205 r^l +$$

(5.9) (5.6) (9.6) (2.5)

$$+ .586 r^s_2 + \text{dummies estacionales} \quad <7>$$

(5.2)

$$s = .0038, \quad R^2 = .86, \quad h = .35, \quad \chi^2_{BP}(8) = 12.7,$$

$$\chi^2_{LM}(4) = 5.2, \quad \chi^2_{ARCH}(1) = .95$$

ALP

$$\Delta(m - p) = .458 - .074 (m - p - y)_{-1} - .687 \Delta p - .206 r^l +$$

(3.9) (3.5) (10.7) (2.5)

$$+ .372 r^s_2 + \text{dummies estacionales} \quad <8>$$

(3.8)

$$s = .0038, \quad R^2 = .86, \quad h = .13, \quad \chi^2_{BP}(8) = 7.4,$$

$$\chi^2_{LM}(4) = 2.2, \quad \chi^2_{ARCH}(1) = 1.2$$

(1) El estadístico R² para cada ecuación del sistema se computa como (1 - SS/SD), donde SS=suma de los residuos al cuadrado, SD=T veces la varianza de la variable dependiente.

donde R^2 es el coeficiente de correlación múltiple, h es el estadístico de Durbin frente a AR(1) en las perturbaciones, $\chi^2_{BP}(.)$ es el estadístico de Box-Pierce, y $\chi^2_{ARCH}(.)$ es el *test* de Engle frente a heterocedasticidad autorregresiva. Entre paréntesis aparecen los *t-ratios* consistentes de heterocedasticidad de White.

Con el fin de contrastar el sesgo existente, se computó el *test* de Hausman consistente en examinar la significación conjunta de los valores predichos de Δp y r^l , en regresiones sobre el conjunto de instrumentos utilizados, cuando se introducen en las ecuaciones <7> y <8>. Los valores computados fueron $F(2,33)=.27$ y $.06$, respectivamente, con lo que no se rechaza la hipótesis de ausencia de sesgo. Pese a que dichos contrastes pueden resultar sesgados en ciertas ocasiones –véase Mauleón (1985)–, sus bajos valores y la similitud de los coeficientes estimados simultánea y uniecuacionalmente nos inducen a continuar el análisis en términos de <7> y <8>. Dado que la oferta monetaria no es estrictamente el objetivo de este trabajo y que algunos de los contrastes de estabilidad posteriores se interpretan más fácilmente en el marco uniecuacional –véase, sin embargo, Mauleón (1985)–, dicha elección no parece muy perjudicial.

En el cuadro 1 aparecen las elasticidades estimadas a largo plazo. Para el cálculo de las mismas a partir de las semielasticidades (1) correspondientes a los tipos de interés y a la tasa de inflación, se han utilizado tanto los valores de la media muestral, como los valores mínimo y máximo de la muestra, con el fin de obtener un mayor rango de variación.

Normalizando las constantes, de forma que la suma de los coeficientes de las variables artificiales estacionales sumen cero a lo largo del año, se obtienen las siguientes ecuaciones de estado estacionario, con periodicidad anual.

$$M_3: M/PY = K r^{1-1.78} r^{5.09} p^{-1.34}; \quad (2.4) \quad (4.7) \quad (5.1)$$

(1) La elasticidad de una variable y respecto a otra variable x , como es bien sabido, recoge la respuesta, en tanto por ciento, de y frente a variaciones en tanto por ciento de x . En cambio, el concepto de semielasticidad recoge la respuesta en tanto por ciento de y frente a variaciones en puntos porcentuales de x . Este último concepto es más apropiado cuando se estudia la respuesta a cambios en variables que ya vienen expresadas en tanto por ciento –p. ej., tipos de interés o tasa de inflación–, ya que, de acuerdo con el concepto de elasticidad, la respuesta en y sería la misma cuando x varía del 1 % al 2 % que cuando lo hace del 50 % al 100 %, i.e., en ambos casos, una variación del ciento por ciento. Matemáticamente, la semielasticidad es $d \ln y / dx$, mientras que la elasticidad es $d \ln y / d \ln x$, es decir, el producto de la semielasticidad por el nivel de la variable.

1. Elasticidades

	M_3	ALP
Y	1	1
P	1	1
\dot{P} (1)	-.19	-.33
\dot{P} (2)	-.08	-.14
\dot{P} (3)	-.43	-.74
r^l (1)	-.25	-.40
r^l (2)	-.20	-.31
r^l (3)	-.32	-.49
r^s (1)	.42	.41
r^s (2)	.29	.28
r^s (3)	.53	.52

Nota: Entre paréntesis *t-ratios* asintóticos; (1), (2) y (3) se refieren a los valores muestrales, min. y max., respectivamente.

$$K = [8.974 - .0006t] \quad <9> \\ (4.2) \quad (1.9)$$

$$ALP: M/PY = K r^{1-2.78} r^{5.03} p^{-2.32}; \\ (2.1) \quad (4.9) \quad (3.4)$$

$$K = [6.324 - .00095t] \quad <10> \\ (3.9) \quad (1.8)$$

donde p se refiere a la tasa de inflación anual.

2. Contrastes de estabilidad

En esta sección se contrasta la estabilidad intramuestral de las ecuaciones <7> y <8> utilizando los procedimientos de Farley-Hinich (1975), Cooley-Prescott (1973), Brown-Durbin-Evans (1973), además de los tradicionales contrastes de Chow. A continuación, se comentan los resultados obtenidos.

a) «Test» de Farley-Hinich

En este contraste los coeficientes potencialmente inestables se tratan como funciones lineales del tiempo. Por tanto, si se quiere contrastar si el coeficiente β_1 es inestable, se modela

$$\beta_1 = \beta_1^* + \beta_1^{**} t$$

donde t es una tendencia. A continuación, se contrasta la significación conjunta de los coeficientes β_1^{**} mediante un *test* F de exclusión de parámetros. Puesto

que, a priori, no existía evidencia sobre qué coeficientes podrían resultar inestables, se trató cada uno separadamente para efectuar después un *test* conjunto. Tanto en M_3 como en ALP, ningún coeficiente resultó ser individualmente significativo ni para la muestra completa, ni en la submuestra 1974:3–1980:4. En el caso del *test* conjunto, utilizando toda la muestra, se obtuvo $F(7,26)=1.44$ para M_3 y $F(7,26)=2.32$ para ALP, por lo que, en este último caso, la hipótesis de estabilidad sólo puede aceptarse marginalmente al 5 %. Quizá esto sea debido a que el *test* elegido sólo es consistente frente a desplazamientos graduales en los coeficientes y no frente a desplazamientos aislados.

b) «Test» de Cooley-Prescott

Este segundo contraste está basado en un modelo de regresión con parámetros variables. Dentro de este marco, se distinguen dos tipos de variaciones: permanentes y transitorias, donde el componente permanente permite desplazamientos continuos en el tiempo. De este modo, los coeficientes se modelan de la siguiente forma, en el modelo $y_t = \beta_t' x_t$.

$$\beta_t = \beta_t^p + u_t$$

$$\beta_t^p = \beta_{t-1}^p + v_t$$

donde β_t^p es el componente permanente, u y v son perturbaciones normalmente distribuidas con media cero y matriz de var-cov. $V(u) = (1-\gamma)\sigma^2 \Sigma_u$ y $V(v) = \gamma \sigma^2 \Sigma_v$ donde Σ_u y Σ_v se suponen conocidas excepto un factor de escala. De este modo, puede normalizarse el elemento (1,1) de ambas matrices en la unidad, de forma que el modelo es equivalente a introducir una perturbación en el modelo, con varianza σ^2 . La magnitud relativa de los cambios permanentes y transitorios en los parámetros viene recogida en γ , de forma que si $\gamma \sim 1$ indica que los cambios permanentes son grandes relativamente a los transitorios. En la hipótesis nula $\gamma=0$, $\gamma/SE(\gamma)$ se distribuye asintóticamente como una distribución $N(0, 1)$.

Con el fin de aplicar el procedimiento, se siguió la sugerencia de los autores de tomar sus $\Sigma_u = \Sigma_v = \Sigma$, siendo Σ una matriz diagonal que se obtiene de los estimadores de la ecuación, en la hipótesis de coeficientes constantes. Los resultados para toda la muestra se presentan en el cuadro 2 y sugieren estabilidad en ambos casos, con ligera preferencia por M_3 .

2. Contrastes de Cooley-Prescott

M_3	diag $\Sigma = (1, .4 E-3, .64 E-2, .64 E-2, .12 E-1, .9 E-5, .5 E-5, .5 E-5, .1 E-7)$	$\gamma = .016(.027)$
ALP	diag $\Sigma = (1, .3 E-3, .66 E-2, .64 E-2, .10 E-1, .9 E-5, .4 E-5, .3 E-5, .1 E-7)$	$\gamma = .028(.023)$

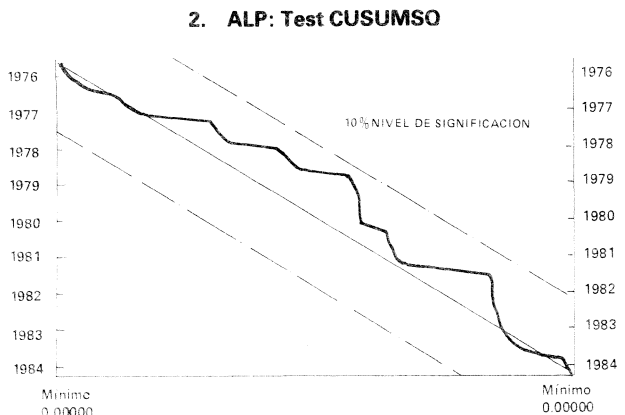
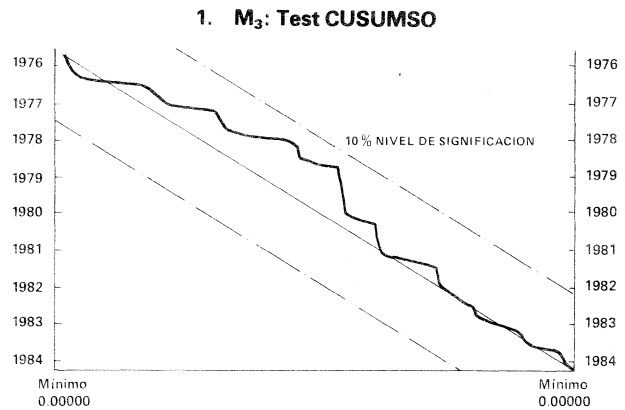
c) «Test» CUSUMSQ de Brown-Durbin-Evans

Este contraste utiliza los cuadrados de los errores de predicción un período por delante, obtenidos a partir de regresiones recursivas. Si la regresión es estable, dichos errores deberán acumular a una tasa constante. El *test* está basado en el gráfico de las cantidades

$$C S_t = \sum_{k=1}^t v_k / \sum_{k=1}^t v_k$$

donde v_t es el error recursivo de predicción, i.e.,

$$v_t = y_t - x_t' \beta_{t-1}$$



Dicho estadístico, en la hipótesis nula, sigue una distribución Beta con media $t-k/T-k$, por lo que, en las figuras 1 y 2, se ofrecen los gráficos de los estadísticos para M_3 y ALP junto a su esperanza (la línea diagonal) y los intervalos de confianza al 10 %. Como puede observarse, incluso con este tamaño del *test*, no puede rechazarse en ninguno de ambos casos la hipótesis nula de estabilidad. Debe notarse, sin embargo, que las propiedades de este *test*, cuando existe variable endógena desfasada, son desconocidas, por lo que los resultados deben interpretarse con cautela.

d) «Test» de Chow

Se computaron diversos contrastes de Chow, tanto intramuestrales como de predicción. En ningún caso se rechazó la hipótesis de estabilidad. A modo de ilustración, estableciendo el punto de ruptura en 1979 (III), para M_3 el *test* era $F(9,22)=.62$, y para ALP, $F(9,22)=.98$, ambos no significativos ni aun al 10 %. El *test* de predicción para los dos últimos años de la muestra tomaba los valores $F(8,25)=1.55$ y $.82$, respectivamente, de nuevo no significativos.

3. Predicciones de la demanda de dinero: 1982-84

Un procedimiento sencillo de computar las predicciones para el período 1982-84, años de mayor inestabilidad por el más elevado crecimiento de los activos financieros alternativos no incluidos en M_3 , es el sugerido por Salkever (1976) (1). Dicha técnica utiliza separadamente variables artificiales de impulso para cada punto del período de predicción. Estimando el modelo con estas variables adicionales para toda la muestra, se obtiene que los coeficientes estimados para las variables artificiales son idénticos a los errores de predicción estática del modelo (2). Además, los *t-ratios* obtenidos evalúan si dichos errores difieren significativamente del modelo estimado hasta 1982:4.

Sobre este punto, resulta especialmente interesante examinar el carácter transitorio de los errores, cuando alternan el signo, o bien su carácter sesgado, con signo constante. La existencia de errores transitorios significativos sugiere que el modelo experimenta *shocks*

(1) Para una extensión de dichos resultados, véase Pagan y Nicholls (1984).

(2) La preferencia por los errores estáticos de predicción se debe al hecho de que, al utilizar predicciones dinámicas, se traducen los desplazamientos permanentes como desplazamientos continuos —véase Hein (1980)—.

aleatorios que son mayores, en el período de predicción, que el error cuadrático medio del período de estimación. De esta manera, resulta interesante examinar la significación individual y conjunta de los errores, así como contrastar si su suma es cero.

Los errores de predicción, obtenidos de este modo, se ofrecen en el cuadro III, junto con sus *t-ratios* y los *tests* mencionados previamente.

La evidencia obtenida indica que no se han observado desviaciones del modelo de regresión estadísticamente significativas, si bien en algunos períodos, tales como 1983:2 y 1984:3, los errores alcanzan una mayor magnitud. En el primer caso, el error de predicción es altamente negativo en el caso de M_3 y de escaso valor positivo en ALP, lo que sugiere un desplazamiento de depósitos incluidos en el primer agregado hacia otros activos líquidos incluidos en el segundo. Sin embargo, en el segundo caso, ambos errores son positivos y de idéntica magnitud, y coinciden con un aumento de la inflación en dicho trimestre relativo a los trimestres anteriores y posteriores (1,9 %, 2,8 %, 1,5 %, respectivamente). En cualquier caso, la inclusión de algún tipo de interés propio correspondiente a los otros activos en ALP y alternativo en M_3 , quizá sirva para mejorar la capacidad predictiva del modelo en los próximos años, pero esto ya es objeto de un futuro trabajo.

3. Errores de predicción 1982-84 (%)

	M_3	ALP
1983		
I TRI	-.49 (.95)	.05 (.10)
II TRI	-.73(1.70)	.12 (.23)
III TRI	-.42 (.93)	-.27 (.51)
IV TRI	.23 (.50)	-.38 (.70)
1984		
I TRI	.53(1.0)	.25 (.40)
II TRI	-.39 (.86)	-.56(1.0)
III TRI	.70(1.4)	.71(1.2)
IV TRI	.12 (.24)	-.09 (.15)
F(8,25)	1.51	.81
t($\Sigma=0$)	.83	.42

Nota: Entre paréntesis *t-ratios*; F(. .) indica el *test* de exclusión conjunta; t(.) indica el *test* de suma cero.

4. Conclusiones

La evidencia empírica obtenida en este trabajo sugiere que la relación existente entre la cantidad de dinero y sus variables explicativas es bastante estable, cuando dichas relaciones se estiman a partir de 1974, es decir, sobre un período de homogeneidad en la instrumentación de la política monetaria. Estos resulta-

dos se extienden tanto para M_3 como para ALP, si bien en este último las predicciones del modelo son algo mejores para los años 1983 y 1984. Es evidente que algunos de los errores no son despreciables, pero su carácter parece transitorio, y su suma no es estadísticamente diferente de cero. Este conjunto de resultados sugiere que una política monetaria basada en predicciones trimestre a trimestre de la demanda de dinero puede cometer errores, debido al componente aleatorio impredecible inherente a la estimación realizada; sin embargo, a más largo plazo, la evidencia sugiere que las relaciones estimadas pueden utilizarse como base de una política monetaria con objetivos de crecimiento de renta, y, sobre todo, de estabilidad en precios.

REFERENCIAS

- [1] BANCO DE ESPAÑA: *Boletín Económico* (1983), noviembre, pp. 23-27.
- [2] BROWN, R., J. DURBIN and J. EVANS (1981): «Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time», *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, 37, pp. 149-63.
- [3] COLLEY, T. and E. PRESCOTT (1973): «Varying Parameter Regressions: A Theory and Some Applications», *Annals of Economic and Social Measurement*, 2, pp. 463-73.
- [4] DOLADO, J. (1982): «Procedimientos de Búsqueda de Especificación Dinámica: El Caso de la Demanda de M_3 en España», *Estudios Económicos*, 24. Servicio de Estudios. Banco de España.
- [5] FARLEY, J. and M. HINICH (1975): «Some Comparisons of Tests for a Shift in the Slopes of a Multivariate Linear Time Series Model», *Journal of Econometrics*, 3, pp. 297-318.
- [6] HEIN, S. (1980): «Dynamic Forecasting and the Demand for Money», *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 62, pp. 13-23.
- [7] JUDD, J. and J. SCADDING (1982): «The Demand for Money in the United States: A Survey of the Post-1973 Literature», *Journal of Economic Literature*, 20, pp. 993-1023.
- [8] MAULEON, I. (1985a): «Consideraciones sobre la Determinación Simultánea de Precios y Salarios», *Investigaciones Económicas*, 26, pp. 21-38.
- [9] — (1985b): «Stability Testing in Regression Models». Documento de Trabajo 8509. Servicio de Estudios. Banco de España.
- [10] —, J. PEREZ y B. SANZ (1985): «Los Activos de Caja y la Oferta de Dinero». Documento Interno EC/1985/61. Servicio de Estudios. Banco de España.
- [11] Mc. CALLUM, B. (1976): «Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models: An Alternative Procedure», *International Economic Review*, 17, pp. 484-490.
- [12] PAGAN, A. and D. NICHOLLS (1984): «Estimating Predictions, Prediction Errors and Their Standard Deviations Using Constructed Variables», *Journal of Econometrics*, 24, pp. 293-310.
- [13] ROJO, L. A. y J. PEREZ (1977): «La Política Monetaria en España. Objetivos e Instrumentos», *Estudios Económicos*, 10. Servicio de Estudios. Banco de España.
- [14] SALKEVER, D. (1976): «The Use of Dummy Variables to Compute Predictions, Prediction Errors and Confidence Intervals», *Journal of Econometrics*, 9, pp. 241-261.
- [15] SANZ, R. y J. RODRIGUEZ (1982): «Trimestralización del PIB por Ramas de Actividad». Documento de Trabajo 8211. Servicio de Estudios. Banco de España.
- [16] SANZ, R. (1985): «Trimestralización del PIB por Ramas de Actividad». Documento de Trabajo 8514. Servicio de Estudios. Banco de España.

A N E X O

Listado de variables y fuentes estadísticas

- PIB: Producto interior bruto. Serie publicada en el Documento de trabajo 8514 del Servicio de Estudios del Banco de España –véase Sanz (1985)–.
- IPC: Índice de precios al consumo. INE.
- r^l: Rendimiento de la Deuda Pública con un período de vida superior a dos años. Serie publicada en el *Boletín Estadístico* del Banco de España.
- r^s: Tipos de interés de los depósitos a plazo entre 1 y 2 años de bancos y cajas de ahorro. Series publicadas en el *Boletín Estadístico* del Banco de España, ponderadas por su importancia relativa.
- AC: Activos de caja corregidos. Serie publicada en el Documento Interno EC/1985/61 del Servicio de Estudios del Banco de España –véanse Mauleón y otros (1985)–.
- M₃: Disponibilidades líquidas. Las series utilizadas, que se presentan a continuación (véase cuadro 4), han sido obtenidas a partir de las publicadas en el *Boletín Estadístico* del Banco de España (medias de saldos diarios), tras efectuar las correcciones necesarias para valorar los certificados de depósitos, los efectos de propia financiación y los pagarés bancarios de la banca privada y las cajas de ahorro, de acuerdo con su precio efectivo de emisión.
- ALP: Activos líquidos del público. A las correcciones antes referidas, se han sumado las necesarias para valorar los pagarés del Tesoro según su precio efectivo de emisión. Las series utilizadas también se ofrecen en el cuadro 4.

4. Agregados monetarios

Valorados a precio efectivo inicial

	ALP	M ₃		ALP	M ₃
1975			1980		
Ene	4.506,4	4.403,0	Ene	10.751,2	10.516,4
Feb	4.497,6	4.391,8	Feb	10.747,5	10.505,3
Mar	4.557,3	4.444,6	Mar	10.893,9	10.647,7
Abr	4.618,1	4.499,6	Abr	11.095,8	10.846,7
May	4.665,4	4.545,2	May	11.138,9	10.887,4
Jun	4.746,2	4.619,5	Jun	11.287,7	11.031,3
Jul	4.889,3	4.757,1	Jul	11.629,6	11.365,8
Ago	4.954,4	4.819,7	Ago	11.759,9	11.489,4
Sep	4.993,5	4.855,6	Sep	11.838,7	11.564,0
Oct	5.046,2	4.905,5	Oct	11.981,2	11.695,1
Nov	5.101,1	4.957,5	Nov	12.040,4	11.739,7
Dic	5.255,7	5.110,1	Dic	12.346,8	12.039,3
1976			1981		
Ene	5.372,4	5.225,2	Ene	12.509,1	12.187,5
Feb	5.363,8	5.213,2	Feb	12.492,6	12.157,2
Mar	5.424,1	5.267,5	Mar	12.647,1	12.299,1
Abr	5.492,5	5.331,3	Abr	12.851,7	12.494,7
May	5.557,4	5.394,9	May	12.962,3	12.593,8
Jun	5.643,2	5.477,1	Jun	13.089,2	12.706,0
Jul	5.807,8	5.638,1	Jul	13.496,6	13.092,3
Ago	5.863,4	5.692,6	Ago	13.669,6	13.238,9
Sep	5.891,8	5.720,2	Sep	13.741,5	13.298,4
Oct	5.980,8	5.807,4	Oct	13.924,5	13.470,4
Nov	6.054,1	5.877,4	Nov	13.995,1	13.523,2
Dic	6.235,9	6.056,4	Dic	14.406,0	13.923,4
1977			1982		
Ene	6.382,6	6.201,6	Ene	14.651,7	14.148,8
Feb	6.387,0	6.203,3	Feb	14.663,2	14.130,4
Mar	6.459,9	6.273,1	Mar	14.895,7	14.337,2
Abr	6.568,4	6.380,1	Abr	15.206,1	14.625,5
May	6.637,0	6.446,3	May	15.395,4	14.787,3
Jun	6.748,7	6.554,6	Jun	15.585,6	14.942,0
Jul	6.944,8	6.748,6	Jul	16.036,5	15.352,6
Ago	7.039,6	6.842,7	Ago	16.183,0	15.456,2
Sep	7.088,5	6.891,4	Sep	16.331,3	15.583,9
Oct	7.155,0	6.957,4	Oct	16.554,2	15.773,9
Nov	7.203,2	7.005,0	Nov	16.613,6	15.785,3
Dic	7.424,1	7.226,0	Dic	16.900,5	16.013,0
1978			1983		
Ene	7.553,3	7.355,9	Ene	17.249,9	16.297,8
Feb	7.543,7	7.347,4	Feb	17.237,9	16.197,6
Mar	7.644,5	7.449,2	Mar	17.435,8	16.318,8
Abr	7.784,2	7.589,7	Abr	17.722,6	16.510,9
May	7.908,1	7.714,7	May	17.874,1	16.588,4
Jun	8.053,2	7.861,2	Jun	17.966,5	16.599,1
Jul	8.338,5	8.145,9	Jul	18.464,3	17.024,9
Ago	8.405,5	8.212,2	Ago	18.566,5	17.117,8
Sep	8.484,1	8.290,9	Sep	18.680,1	17.261,9
Oct	8.579,4	8.387,5	Oct	18.839,4	17.420,9
Nov	8.640,4	8.448,6	Nov	18.868,9	17.440,4
Dic	8.894,1	8.689,2	Dic	19.227,2	17.945,1
1979			1984		
Ene	9.101,8	8.882,7	Ene	19.530,0	18.140,3
Feb	9.135,7	8.916,3	Feb	19.592,9	17.998,6
Mar	9.275,8	9.056,7	Mar	19.699,9	18.184,1
Abr	9.437,8	9.216,7	Abr	19.888,7	18.405,4
May	9.503,6	9.283,9	May	19.980,9	18.402,3
Jun	9.661,6	9.442,4	Jun	20.236,2	18.556,4
Jul	9.978,3	9.760,0	Jul	20.866,3	19.109,9
Ago	9.992,8	9.774,7	Ago	20.950,9	19.180,5
Sep	10.018,6	9.796,7	Sep	21.135,3	19.333,1
Oct	10.154,6	9.931,8	Oct	21.352,7	19.508,9
Nov	10.233,9	10.014,1	Nov	21.298,2	19.433,1
Dic	10.596,5	10.373,5	Dic	22.006,7	19.961,5

Desempleo y rigidez del mercado de trabajo en España

Este artículo, elaborado por Juan José Dolado y José Luis Malo de Molina, del Servicio de Estudios, desarrolla las aportaciones del Banco de España a la reunión de trabajo n. 1 del Comité de Política Económica de la OCDE y está basado en las conclusiones de diversos estudios recientes sobre el mercado de trabajo español.

1. Introducción

Las perturbaciones inducidas por la crisis económica han tenido impactos muy diferentes sobre el desempleo en las distintas economías nacionales. Los análisis comparativos han puesto de manifiesto que el diverso grado de flexibilidad de los mercados de trabajo ha tenido una importancia decisiva en ese comportamiento diferencial. Según los estudios de la OCDE, los países con mercados de trabajo más rígidos han experimentado los aumentos más pronunciados en el desempleo, asociados, además, con una mayor importancia del desempleo de larga duración y con una mayor incidencia en los estratos más jóvenes de la población.

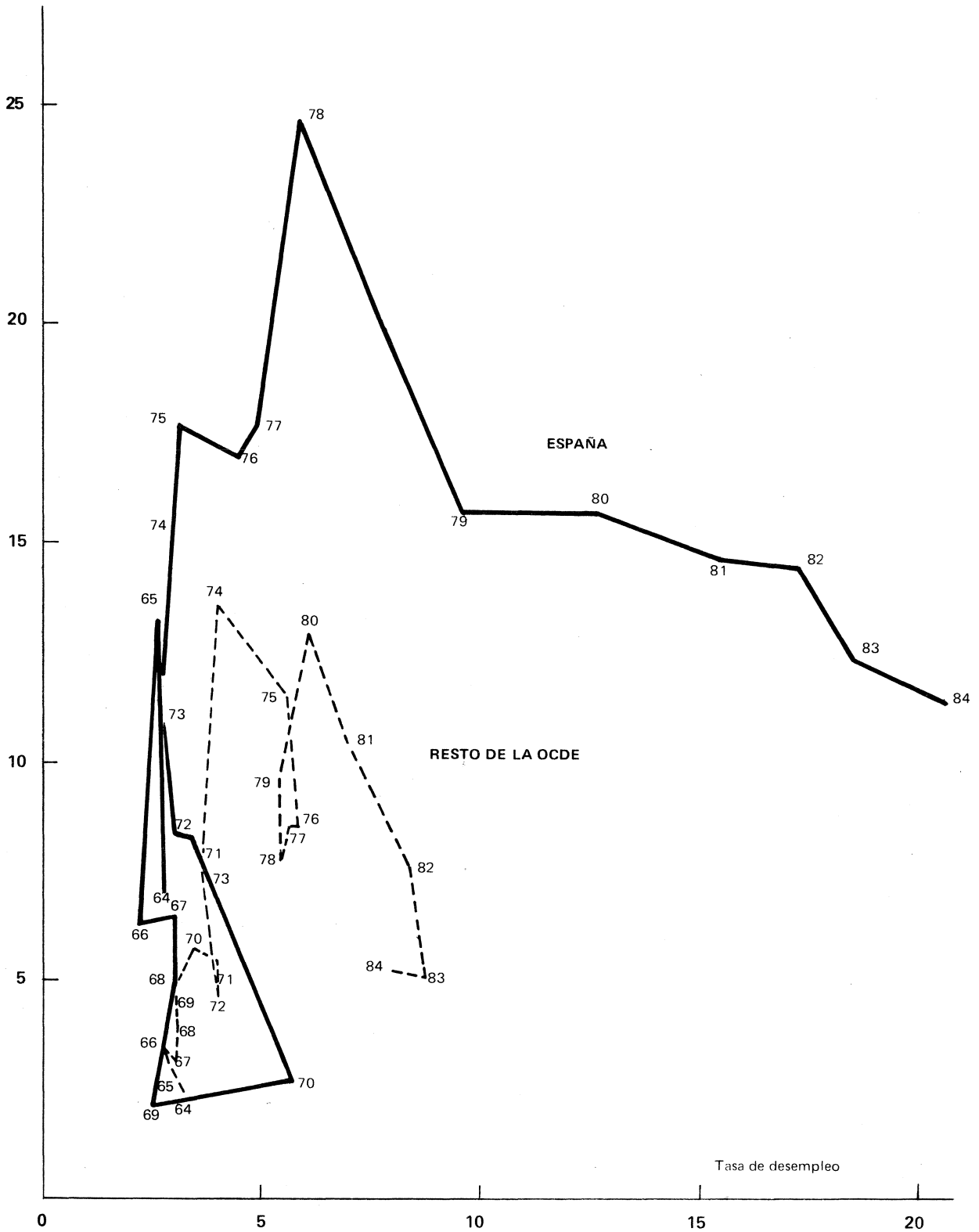
La economía española ha experimentado, en los últimos años, una dramática evolución en su tasa de desempleo. En 1964, era del 1,7 % y, en 1984, había alcanzado un nivel medio del 20,6 %, situándose, en el segundo trimestre de 1985, en el 21,9 %. Este fuerte incremento en el nivel relativo de paro se ha producido con una aceleración creciente en el período comprendido entre 1974 y 1982, de forma que España ha pasado de una tasa de paro inferior a la media de los países de la OCDE, a situarse en el primer puesto del desempleo entre los países desarrollados.

El comportamiento desfavorable del desempleo en España se ha producido acompañado de una mayor resistencia a la desaceleración de la inflación. El gráfico 1, que representa la relación entre la tasa de inflación y el nivel relativo de desempleo en España y en los países de la OCDE, refleja con claridad cómo los desequilibrios y desajustes productivos generados por la distorsión de los precios relativos a partir del encarecimiento de la energía —que han afectado a todos los países— se han experimentado en la economía española con una virulencia especialmente grave, de forma que la crisis sufrida por la totalidad de las economías industriales presenta en España mayor severidad e intensidad.

Son muchos y de muy diversa naturaleza los factores que han contribuido a este desafortunado comportamiento diferencial. Entre ellos, hay que desta-

1. Inflación y desempleo en España y en los países del resto de la OCDE

Tasa de inflación



Tasa de desempleo

car, por un lado, los desequilibrios de la estructura productiva acumulados durante la etapa de crecimiento, cuya incidencia quedaba, entonces, amortiguada por un conjunto de mecanismos de compensación que funcionaban en el marco de un intenso crecimiento interior y una considerable estabilidad de la economía mundial, y, por otro, el complejo entramado de distorsiones y rigideces cristalizado por una orientación del crecimiento económico fuertemente asentado en el proteccionismo, el intervencionismo y la escasa apertura a los mercados mundiales.

El intenso crecimiento económico y la acelerada industrialización durante la década de los sesenta y primeros años de la década de los setenta tuvo ciertos efectos ahorradores de trabajo, y la modernización de la agricultura, inducida por la expansión del sector industrial, se produjo de forma muy tardía. En 1964, el empleo en el sector agrario representaba todavía el 36,5 % de todos los ocupados en la economía española. El proceso de industrialización impulsó un fuerte aumento de los salarios agrarios y una creciente capitalización y mecanización de las actividades agrarias, que se tradujeron en una tendencia a la reducción del empleo en este sector, muy acusada y sostenida a lo largo del tiempo. Entre 1964 y 1984, el nivel de ocupación agraria descendió en un 55 %, situando su participación relativa en la ocupación total en el 17,6 %.

Los excedentes de mano de obra que se generaron por la incapacidad del crecimiento del sector industrial y de los servicios para absorber la totalidad del flujo de trabajadores procedentes de la transformación estructural del sector agrario encontraron, durante muchos años, una válvula de escape a través de la emigración al extranjero y especialmente a una Europa, que, en la etapa de crecimiento y estabilidad anterior a la crisis, experimentaba escasez de trabajo no cualificado en muchos de sus países.

Este precario equilibrio, que se manifestaba en una baja tasa de paro, habría de quedar profundamente alterado por el impacto de la crisis económica. El cambio en los precios relativos desaceleró, primero, y paralizó, después, el crecimiento del sector industrial. Los flujos de emigración de trabajadores invirtieron su dirección, registrándose un retorno masivo, mientras la agricultura mantenía su tendencia a la expulsión de mano de obra.

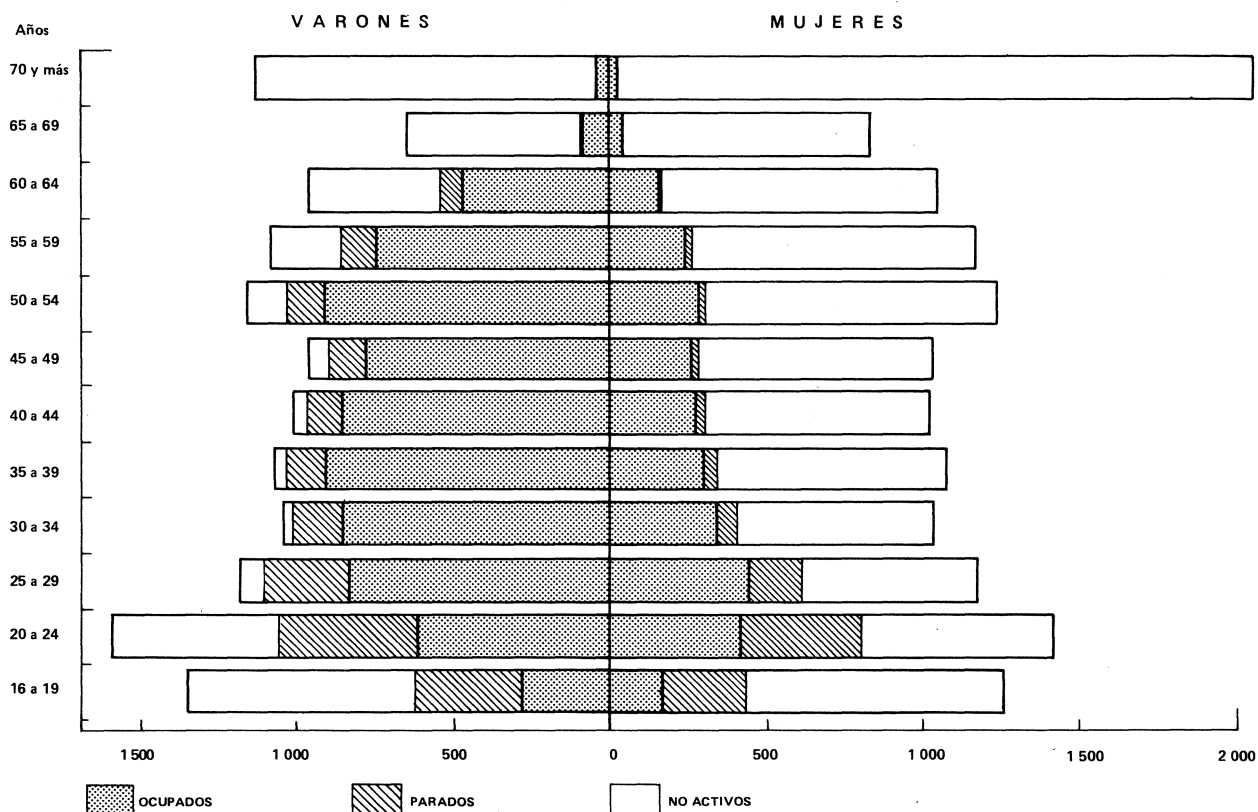
A esta situación, generadora, por sí sola, de fuertes excedentes en el mercado de trabajo, se añadió el efecto de otros factores de índole demográfica que contribuyeron a agravarla. Por un lado, la tasa de ac-

tividad femenina, que partía de unos niveles comparativamente muy bajos, experimentaba una sostenida tendencia a su crecimiento, como resultado del carácter tardío del proceso de incorporación de la mujer al trabajo; por otro lado, la tasa de natalidad se vio considerablemente incrementada durante los primeros años de la década de los sesenta, en el contexto de un crecimiento económico intenso, contribuyendo así a configurar una pirámide de población por edades que habría de originar una fuerte incorporación de jóvenes al mercado de trabajo, en coincidencia temporal con el debilitamiento y el retroceso de la demanda del mismo. En el gráfico 2 se ha representado la pirámide de edades para la población en edad de trabajar en el año 1984. Se puede observar la gran incidencia de la burbuja demográfica en los estratos de población de menos de 24 años. Este fenómeno contribuye decisivamente al alto nivel de la tasa de desempleo juvenil, que en 1985 se aproxima al 50 %. Como puede verse en el cuadro 1, la relación entre la tasa de desempleo juvenil y la tasa de desempleo de la población adulta alcanza en España el nivel más elevado entre todos los países de la OCDE.

Junto a estos factores, la peculiar configuración institucional del mercado de trabajo español y los cambios producidos en la misma han prestado una contribución específica al impacto negativo diferencial de la crisis en España y a la desfavorable evolución en la tasa de desempleo. Como se ha puesto de manifiesto en diversos trabajos, el proceso de transición política ha producido una profunda alteración en el conjunto de instituciones que regulan el mercado de trabajo, que ha desembocado en una situación de excesiva rigidez. A la rigidez en el ajuste del empleo, determinada por unos elevados costes de despido y unas modalidades de contratación poco flexibles, heredada del sistema anterior de relaciones laborales, se ha venido a añadir una mayor rigidez en la evolución de los salarios. El resultado de la transformación institucional ha sido un sistema que carece de la suficiente coherencia interna y que ha tendido a generar ajustes muy lentos y muy costosos, tanto en términos de desempleo y destrucción de capacidad productiva, como en términos de erosión del potencial de crecimiento económico.

En este sentido, la rigidez del mercado de trabajo español ha contribuido, junto a los otros factores enumerados, al fuerte crecimiento del desempleo. El objetivo de este artículo es el de analizar la incidencia de la rigidez del mercado de trabajo español desde la perspectiva de los estudios comparativos realizados por la OCDE. Según estos estudios, el diverso funcionamiento de los mercados de trabajo en

2. Pirámide demográfica 1984



los diferentes países, en la reciente fase de recuperación de la economía mundial, refleja las diferencias en el crecimiento de la producción, pero también representa «el legado de las diferentes sendas de ajuste adoptadas con posterioridad a los dos *shocks* de los precios del petróleo en la década de los setenta» (1). Estas sendas de ajuste se han visto fuertemente influenciadas por la rigidez del mercado de trabajo en su doble vertiente de rigidez del precio real del trabajo y de rigidez frente al ajuste del empleo.

Cuando existe flexibilidad en el precio real del trabajo, es posible un ajuste rápido y suficiente del salario real al deterioro de la relación real de intercambio y al estancamiento de la productividad, que permite reducir el impacto negativo del *shock* exterior sobre la inflación, el empleo y los beneficios. En cambio, cuando la rigidez del mercado de trabajo impide el ajuste del coste real del trabajo a la perturbación ex-

1. Relación entre las tasas de desempleo de los jóvenes y los adultos

	1975	1980	1983
Alemania	1,5	1,4	1,5
Australia	3,0	3,4	2,5
Canadá	2,4	2,4	2,1
España	3,8	4,5	3,8
Estados Unidos	2,5	2,7	2,2
Francia	2,8	3,6	3,7
Japón	1,8	2,0	1,9
Reino Unido	3,0	3,1	2,6
Suecia	3,2	3,6	3,1

Fuente: OCDE e INE.

terior y al incremento del desempleo asociado a la misma, se agravan las consecuencias del impacto exterior.

De esta forma, los *shocks* exteriores en condiciones de mercados rígidos conducen a un alto nivel de desempleo estructural, mientras que los mercados

(1) Véase OCDE: «Economic Outlook», junio 1985.

de trabajo flexibles permiten un ajuste con menores pérdidas de empleo. Cuando las variaciones de la demanda final y de los precios relativos se mantienen dentro de unos márgenes reducidos, un cierto grado de rigidez de los mercados de trabajo puede ser compatible con un bajo nivel de desempleo estructural. Pero, cuando ocurren perturbaciones intensas y repentinas que afectan a la tendencia de la producción, la rigidez del mercado de trabajo se convierte en un obstáculo decisivo para un funcionamiento eficiente, dando lugar a la aparición del desempleo masivo. El fracaso prolongado en el ajuste del coste laboral frente al *shock* de los precios exteriores tiene consecuencias profundas y duraderas. La distorsión de los precios relativos conduce a un estado de distribución de la renta entre los factores de la producción, que implica un bajo nivel de rentabilidad del capital, que afecta negativamente al nivel de capacidad rentable instalada y al flujo de creación de nueva capacidad productiva. La compresión de la rentabilidad acelera la obsolescencia y el desecho del equipo productivo existente.

A su vez, los costes de ajuste del empleo agudizan la magnitud del desempleo estructural. La falta de movilidad del trabajo frente a las oscilaciones de la actividad productiva puede generar por sí misma un desempleo masivo. La situación agregada es, en cada momento, el resultado de una amplia variedad de desequilibrios microeconómicos. Mientras unos sectores experimentan excesos de oferta, otros se encuentran en exceso de demanda. Una buena parte de esos desequilibrios se puede reabsorber por la movilidad intersectorial de factores. Si existen obstáculos a esa movilidad, las transformaciones de la estructura productiva, inducidas por los cambios en los precios relativos, darán lugar a un nivel de desempleo más elevado. Además, cuando los precios reaccionan con lentitud, las cantidades se tienen que adaptar, pero la medida en que una cantidad se adapta depende de la adaptación de las otras cantidades. Una mayor lentitud en el ajuste del empleo puede determinar, así, una mayor contracción de la rentabilidad y una mayor restricción de la capacidad productiva rentable.

Los estudios comparativos de la OCDE sobre la flexibilidad de los mercados de trabajo abarcan un amplio conjunto de aspectos: flexibilidad agregada del coste laboral real, adaptabilidad de los costes relativos del trabajo entre sectores productivos, movilidad del trabajo y flexibilidad del tiempo de trabajo. Muchos de estos elementos actúan de forma interrelacionada, pero no pueden tomarse como base para construir una única medida sintética de la flexibilidad de los mercados de trabajo. Tampoco es fácil encon-

trar indicadores parciales, plenamente satisfactorios, para cada uno de estos factores. Los diversos indicadores que se pueden obtener son necesariamente incompletos, y, en algunos casos, tienen un significado ambiguo. Por otra parte, la aplicación al mercado de trabajo español de las medidas utilizadas en la OCDE tropieza con problemas adicionales, derivados, en unos casos, de la ausencia de información estadística, y, en otros, de la carencia de estimaciones económicas homogéneas con las de los países de la OCDE en las que se basan dichas medidas.

A pesar de tales dificultades, en este artículo se ha tratado de sistematizar los elementos de evidencia empírica sobre la rigidez del mercado de trabajo español, que se desprenden de los diversos trabajos realizados en el Servicio de Estudios del Banco de España. Para ello, se ha seguido el esquema conceptual empleado en los estudios comparativos de la OCDE, y, en la medida de lo posible, se han utilizado indicadores similares.

2. La relación entre el coste laboral real y la productividad del trabajo

La relación entre el coste laboral real y la productividad del trabajo es una de las medidas más frecuentemente utilizadas como indicadores de la flexibilidad agregada de los costes del trabajo. Según se ha dicho más arriba, el fracaso en el ajuste del coste laboral real a las condiciones creadas por el *shock* de los precios exteriores se manifiesta en la aparición de una brecha o un desfase entre la evolución del coste laboral real y la evolución de la productividad. La mayoría de los países europeos ha experimentado una brecha creciente, con posterioridad al primer *shock* de los precios del petróleo, mientras que, en los Estados Unidos, tanto el coste laboral real como la productividad mostraron una caída inicial y una recuperación paralela ulterior, que impidió la aparición de este desfase y facilitó el crecimiento del empleo que precedió a la expansión de 1983-1984. Estos hechos han sido considerados, generalmente, como sólidos indicios de un comportamiento flexible de los salarios reales en Estados Unidos, frente a una mayor rigidez en Europa.

Diversos estudios del Banco de España han puesto de manifiesto un comportamiento especialmente desfavorable de los salarios reales de la economía española, durante la mayor parte de la crisis económica. Según los datos de la Contabilidad Nacional, el coste laboral real por persona, para el conjunto de la economía, experimentó, entre 1970 y 1984, un encajamiento en torno al 60 %, siendo especialmente

intenso, precisamente, entre 1974 y 1980. Este comportamiento del coste real del trabajo fue el resultado de diversos factores que actuaron en esa misma dirección. Las normas de indicación salarial instauradas en la economía española en los primeros años de la década de los setenta indujeron una tendencia muy acusada de crecimiento de los salarios reales netos. Paralelamente, la presión de las cotizaciones a la Seguridad Social sobre los costes del trabajo registró un crecimiento espectacular. La masa de cotizaciones sociales, que en 1970 representaba un 20 % de masa de salarios netos, ha pasado a alcanzar una proporción del 32 % en 1984. Así, el índice de coste real de la Seguridad Social por asalariado, definido como el cociente entre masa de cotizaciones y número de asalariados, y deflactado por el Índice de Precios al Consumo, ha experimentado, durante el período considerado, un incremento del 122 %.

Este encarecimiento fue inducido también por los cambios de la estructura ocupacional de la mano de obra y por las bruscas alteraciones de la estructura salarial. Tanto las profundas modificaciones registradas por la estructura productiva, que han alterado el estado de la distribución sectorial, por categorías profesionales y según la dimensión de las empresas de la mano de obra empleada, como la concentración de la incidencia de los procesos de destrucción de empleos en ciertos estratos de la misma, han determinado una elevación del nivel medio de cualificación, un envejecimiento de la población empleada y una mayor concentración de la misma en sectores y ocupaciones con salarios relativamente elevados. Por otra parte, el estrechamiento de los abanicos salariales por ramas de actividad y por categorías profesionales ha implicado un encarecimiento más intenso en los sectores y ocupaciones con salarios relativos más bajos, de forma que los cambios en la estructura salarial han tenido un efecto encarecedor neto del trabajo.

Este comportamiento del coste real del trabajo se ha producido en España en coincidencia temporal con el impacto del *shock* exterior derivado del encarecimiento de la energía, cuya intensidad no pudo ser eludida ni por la práctica, durante la primera fase de la crisis de la energía, de no transmitir a los precios interiores las subidas en el precio de la energía importada, ni por los intentos, en los primeros años de la segunda fase, de evitar la pérdida de renta disponible para retribuir a los factores de la producción nacional mediante la apreciación del tipo de cambio real y el recurso al endeudamiento exterior.

Así, en España, el *shock* exterior coincidió temporalmente con un *shock* interior derivado del compor-

tamiento de los costes del trabajo. Lejos de producirse la reducción necesaria para alcanzar el nivel de empleo y de producción de equilibrio en la nueva situación, se registró un aumento en los costes laborales reales. La magnitud de esta distorsión se pone claramente de manifiesto si se compara la evolución del coste laboral real por unidad de producto en el sector industrial español con la evolución de esta misma variable en otros países de la CEE. Como puede verse en el *Boletín Económico* del mes de febrero de 1985, en el que dicha comparación se analiza detalladamente, esta variable, que constituye una medida sintética de la relación entre la evolución de los salarios reales en términos de los precios de los productos finales y la productividad media observada del trabajo, experimentó en España un encarecimiento acumulado, entre 1970 y 1982, del 41,6 %, frente al 17,5 % registrado en Italia, al 15,9 % en Francia, al 6,6 % en Bélgica, al 3,6 % en el Reino Unido, al 3 % en Alemania, y a un descenso del 9,5 % y del 22,7 % en Holanda y Dinamarca, respectivamente.

Según estos datos, la rigidez del coste laboral real a nivel agregado se manifestó en España con una gran intensidad. A partir de 1979, la brecha entre el coste laboral real y la productividad observada comenzó a reabsorberse. Sin embargo, ello no es necesariamente indicativo de mayor flexibilidad del salario real ni de una vuelta a su nivel de equilibrio, pues, en parte, ha sido el resultado de las ganancias de productividad inducidas por el propio aumento del coste laboral. Como se ha señalado reiteradamente, la eliminación del desfase salarial a través de estas ganancias de productividad se ve acompañada de un aumento del desempleo y conduce a un desajuste progresivo entre el crecimiento de la fuerza de trabajo y el empleo potencial al nivel de utilización normal de la capacidad productiva rentable.

3. Las elasticidades de los salarios nominales respecto a los precios y el desempleo

La discusión de carácter empírico sobre la flexibilidad del coste laboral se ha conducido también a través de distintas medidas elaboradas a partir de las elasticidades de los salarios nominales respecto a la tasa de inflación y el nivel relativo de paro, estimadas en ecuaciones de salarios de tipo «Phillips».

La elasticidad a corto plazo de la tasa de variación de los salarios respecto a la tasa de inflación constituye una medida de la inercia nominal. Cuando los retrasos en la ecuación de salarios respecto a la tasa

de inflación son dilatados, existe rigidez de los salarios nominales, y, por el contrario, flexibilidad de los salarios reales. Desde esta reducida perspectiva, la rigidez de los salarios reales es un concepto opuesto a la rigidez nominal de los salarios. Según esta medida, la mayoría de los países industrializados se caracteriza por una acusada rigidez de los salarios reales, debido al alto grado de indicación salarial existente en sus economías. Sin embargo, Grubb, Jackman y Layard (1) han cuestionado la validez de las medidas de rigidez de los salarios reales basadas exclusivamente en el grado de inercia nominal. Estos autores sugieren que una medida más apropiada de la rigidez de los salarios reales es el incremento en la tasa de desempleo necesario para compensar el efecto inflacionista a largo plazo de una perturbación real que reduce el salario real de equilibrio. Este concepto constituye una medida del grado de no acomodación necesaria para mantener constante la inflación frente a un *shock* adverso. La rigidez de los salarios reales será tanto mayor, cuanto menos sensibles sean los salarios nominales a las variaciones en la tasa de desempleo.

Los trabajos recientes de la OCDE (2) se basan en una medida sintética que pretende recoger simultáneamente ambos aspectos de la rigidez de los salarios reales. Esta medida se define como el cociente entre la elasticidad a corto plazo frente a la tasa de inflación y la elasticidad a corto plazo frente al nivel relativo de desempleo, y recoge el aumento de desempleo necesario para mantener constante la inflación, dada la inercia nominal de los salarios, cuando se producen alteraciones en el salario real de equilibrio.

En el cuadro 2 se reproducen las estimaciones de esta medida de rigidez salarial realizadas por la OCDE para algunos de los países miembros de esta organización, a partir de ecuaciones salariales de tipo «Phillips», con datos semestrales de los sectores privados de las respectivas economías nacionales. Puede verse que la elasticidad a corto plazo respecto a los precios varía fuertemente entre los países considerados, siendo particularmente baja en Estados Unidos, donde los largos retrasos en la reacción de los salarios nominales frente a los precios reflejan el predominio de convenios colectivos de vigencia trianual en el sector sindicado. La mayoría de los restan-

tes países industrializados presenta una reacción más rápida, como resultado de un grado más elevado de indicación salarial. En el largo plazo, la elasticidad respecto a los precios converge hacia el valor unitario en todos los países, como cabría esperar de la ausencia de ilusión monetaria.

Aunque las ecuaciones salariales se han estimado por la OCDE con la pretensión de una sustancial homogeneidad, ello no ha sido plenamente alcanzado. Mientras en unos casos la relación con la tasa de paro es lineal, en otros casos no lo es. Este hecho tiene especial importancia para la interpretación de las elasticidades con relación a la tasa de paro. Cuando la relación estimada es de carácter lineal, el parámetro de la ecuación de salarios es la elasticidad de los salarios monetarios respecto a un punto porcentual de desempleo para todo el período muestral considerado, independientemente del nivel de la tasa de desempleo. En cambio, cuando la relación no es lineal, la elasticidad depende del nivel de la tasa de desempleo, y, por lo tanto, varía a lo largo del período muestral. En estos casos, se han incluido los valores de la elasticidad en el valor medio de la tasa de desempleo y el correspondiente al primer semestre de 1984. Esta elasticidad varía sensiblemente entre los diversos países, siendo Japón el país que registra la sensibilidad más alta de los salarios monetarios respecto al desempleo, mientras que el Reino Unido y Holanda son los que presentan mayor rigidez.

La medida de rigidez salarial que se obtiene combinando la elasticidad a corto plazo respecto a los precios y la elasticidad respecto a la tasa de desempleo (el desempleo aparece en todas las ecuaciones sin desfases, y, por lo tanto, todo su efecto se agota simultáneamente) refleja una mayor flexibilidad de los salarios reales en Estados Unidos, Canadá, Japón y Alemania, en comparación con los restantes países europeos, siendo de nuevo Holanda y el Reino Unido los que presentan mayor rigidez.

Los estudios de la OCDE no han incluido a España en sus estimaciones. Para aplicar esta medida de rigidez de los salarios reales a España, se han estimado ecuaciones de salarios del tipo «Phillips», tanto para el conjunto de la economía nacional como restringidamente al sector industrial. Se han seleccionado las especificaciones con mayor grado de similitud con las utilizadas por la OCDE, a pesar de que ello ha implicado elegir ecuaciones que no son las que mejor ajuste alcanzan con los datos de la economía española. Sin embargo, subsisten factores de heterogeneidad, derivados del carácter anual de es-

(1) Véanse: Grubb, D., Jackman, R. y Layard, R.: «Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries». *European Economic Review*, marzo 1983.

(2) Véanse D. T. Coe y F. Cagliardi: «Nominal Wage Determination in Ten OECD Economies», *OECD Working Papers*, marzo 1985.

2. Rigidez de los salarios reales en los países de la OCDE

	Tasa de desempleo	Elasticidad de los salarios nominales con respecto a:			Rigidez de los salarios reales	
		Precios		Tasa de desempleo	A corto plazo	A largo plazo
		A corto plazo	A largo plazo			
	1	2	3	4	5=2:4	6=3:4
Austria (a) }	3,9	0,48	0,97	0,58	0,83	1,67
	4,5	-	-	0,50	0,96	1,94
Canadá	-	0,36	1,07	0,47	0,77	2,28
Estados Unidos	-	0,22	1,01	0,33	0,67	3,06
Francia	-	0,47	0,94	0,31	1,52	3,03
Holanda (a) }	9,7	0,47	0,94	0,23	2,04	4,09
	14,0	-	-	0,16	2,94	5,87
Italia	-	0,44	0,89	0,55	0,80	1,62
Japón (a) }	1,7	0,89	0,89	3,67	0,24	0,24
	2,7	-	-	2,31	0,39	0,39
Reino Unido	-	0,33	0,99	0,17	1,94	5,82

(a) Para estos países, la curva de Phillips estimada no es lineal, y la elasticidad con relación al desempleo depende del nivel de la tasa de paro. Las elasticidades se han calculado para la media del período (primera línea) y para el nivel de la tasa de paro en el primer semestre de 1984 (segunda línea).

Fuente: OCDE.

3. Rigidez de los salarios reales en España

	Tasa de desempleo	Elasticidad de los salarios nominales con respecto a:			Rigidez de los salarios reales	
		Precios		Tasa de desempleo	A corto plazo	A largo plazo
		A corto plazo	A largo plazo			
	1	2	3	4	5=2:4	6=3:4
Economía nacional						
En la media del período 1970-1984	8,18	0,59	1,00	0,27	2,18	3,70
En la media del período 1976-1984	12,10	-	-	0,18	3,24	5,50
En el año 1984	20,60	-	-	0,11	5,51	9,34
Sector industrial						
En la media del período 1970-1984	5,58	0,88	1,00	0,36	2,44	2,78
En la media del período 1976-1984	8,12	-	-	0,24	3,59	4,07
En el año 1984	15,05	-	-	0,13	6,50	7,35

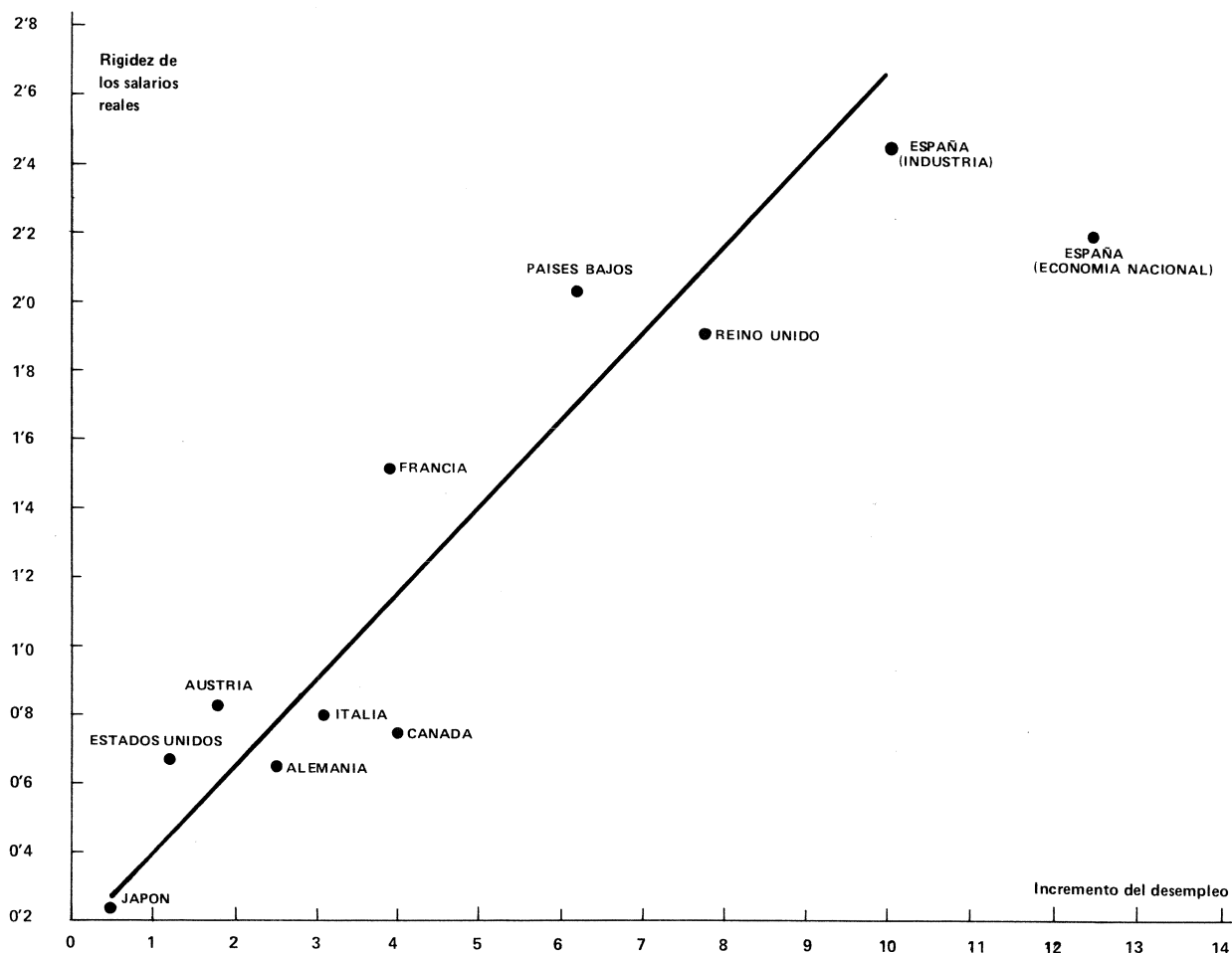
Fuente: Ecuaciones de salarios recogidas en el anexo.

tas estimaciones frente al carácter semestral de las estimaciones de la OCDE.

En el anexo se informa sucintamente de las características de las ecuaciones estimadas, y en el cuadro 3 se recogen las elasticidades y las medidas de rigidez salarial correspondientes. Las elasticidades a corto plazo respecto a los precios presentan valores elevados, sobre todo en la ecuación de salarios del

sector industrial, reflejando un alto grado de indicación. Las elasticidades con relación a la tasa de desempleo, al igual que en algunas de las estimaciones de la OCDE, dependen del nivel de dicha tasa, y, dado el fuerte crecimiento experimentado por la misma, muestran fuertes variaciones a lo largo de todo el período muestral. Por ello, en el cuadro 3 se han recogido las elasticidades que corresponden a los valores medios de los períodos 1970-1984 y

3. Rigidez a corto plazo de los salarios reales y desempleo



1976-1984, y al año 1984. Teniendo en cuenta la diferente periodificación temporal empleada en las estimaciones de España, ya que se han utilizado series anuales, en vez de series semestrales, los valores de las elasticidades con relación a la tasa de paro son comparativamente bajas, tanto para el conjunto de la economía nacional como para el sector industrial, sobre todo en los últimos años del período muestral, en los que el rápido crecimiento del desempleo en España está asociado a un debilitamiento de la sensibilidad de los salarios nominales a la evolución de la tasa de paro. En 1984, el valor de la elasticidad, tanto en el conjunto de la economía nacional como en el sector industrial, es inferior al de todos los países considerados.

La rigidez de los salarios reales, medida por el cociente entre la elasticidad a corto plazo frente a los precios y la elasticidad frente a la tasa de paro, se sitúa en España, para el valor medio del período

1970-1984, por encima de los valores estimados por la OCDE para los otros países considerados. En el período 1970-1984, esta medida alcanza un valor de 2,18 en el conjunto de la economía nacional y de 2,44 en el sector industrial, frente al 1,94 del Reino Unido y el 2,04 de Holanda, que son los países con mayor rigidez de los salarios reales según el estudio de la OCDE. Esta situación comparativa desfavorable se ve acentuada en los últimos años del período muestral, en los que el debilitamiento de la respuesta de los salarios nominales frente al incremento del paro provoca un fuerte incremento de las medidas de rigidez de los salarios reales en España. Así, en 1984, la medida de rigidez de los salarios reales se sitúa en el 5,31 para la economía nacional y en el 6,50 para el sector industrial.

La hipótesis formulada anteriormente establece que los países con alta rigidez de los salarios reales experimentan, en presencia de perturbaciones exó-

genas, incrementos más pronunciados en su tasa de desempleo. Según ello, cabría esperar una correlación positiva entre la medida de rigidez de los salarios reales y el deterioro de la situación del mercado de trabajo. El gráfico 3, elaborado por OCDE y al que se han añadido los datos de España para el conjunto de la economía nacional y del sector industrial, es coherente con esta hipótesis. Existe una asociación estadística positiva entre rigidez de los salarios reales e incremento del desempleo. El incremento del desempleo ha sido mayor en los países con mayor rigidez de los salarios reales. España, que muestra los índices más elevados de rigidez salarial, ha registrado, a su vez, los incrementos más intensos en la tasa de desempleo.

4. La respuesta de los salarios reales al deterioro de la relación real de intercambio

Como se ha dicho anteriormente, la flexibilidad de los salarios reales permite el ajuste de los mismos frente al deterioro de la relación real de intercambio. Así, la sensibilidad de los salarios reales frente a la evolución de la relación real de intercambio puede considerarse un indicador, parcial e indirecto, de la flexibilidad salarial.

En el Banco de España se han estimado ecuaciones de salario real para el sector industrial español basadas en modelos de negociación colectiva, en los que el salario real, definido en términos al nivel esperado de precios, está determinado simultáneamente por los factores que inciden en la oferta y en la demanda de trabajo. Entre estos factores, se ha incluido un índice de coste real de las materias primas importadas por la industria, que mide el impacto en el sector industrial español del deterioro de la relación real de intercambio en las sucesivas fases de la crisis energética. Esta variable, que ha experimentado, a partir de 1973, un fuerte crecimiento como resultado del encarecimiento de las materias primas en los mercados mundiales y de la depreciación de la peseta, situándose, en 1984, un 101,8 % por encima de su nivel en 1973, no ha resultado significativa en ninguna de las estimaciones ensayadas.

La ausencia de respuesta del salario real al deterioro de la relación real de intercambio, que se manifiesta en la simultaneidad del fuerte crecimiento salarial con la mayor intensidad de los impactos exteriores, constituye un sólido indicio de rigidez de los salarios reales. Como, por otra parte, la demanda de trabajo sí es sensible al coste real de los *inputs* im-

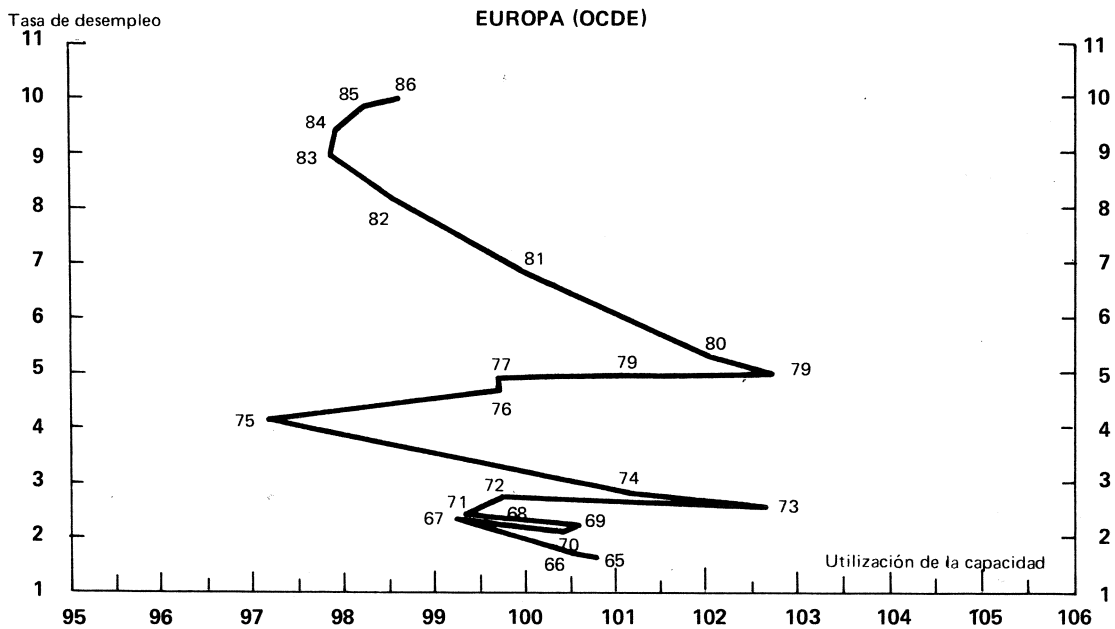
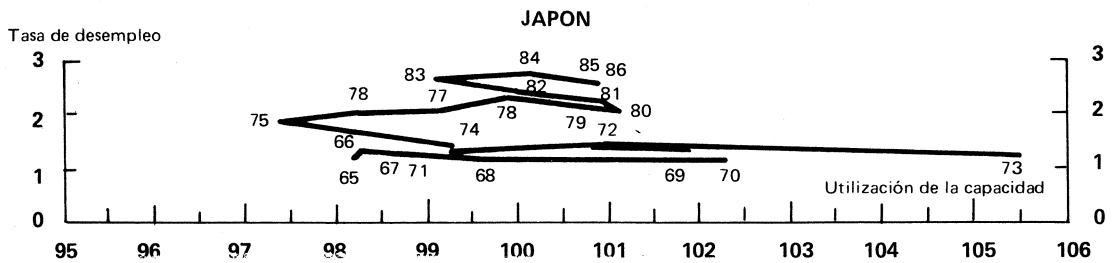
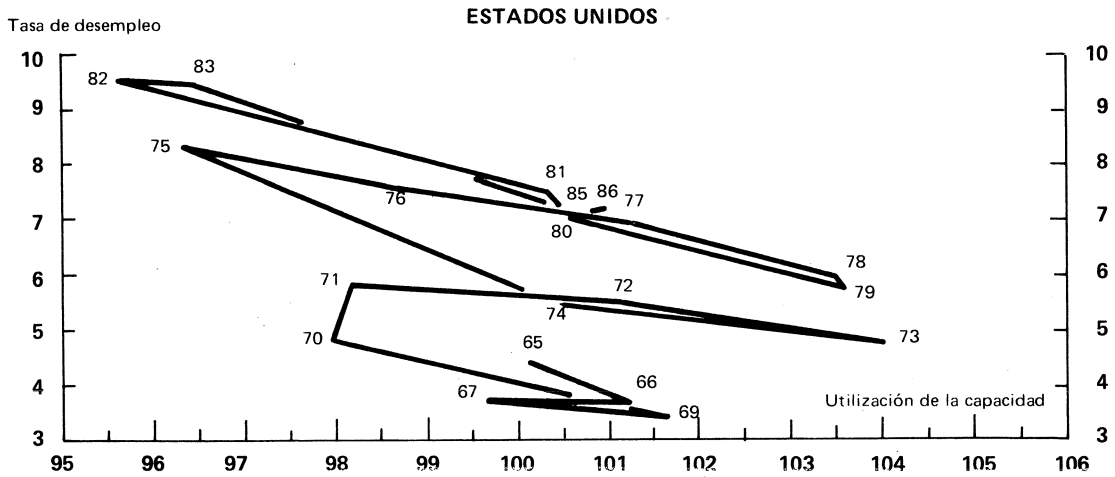
portados, con una elasticidad a largo plazo de $-0,3$, el deterioro de la relación real de intercambio contribuye significativamente a la explicación del crecimiento del desempleo en la industria. En este sentido, puede considerarse que los modelos econométricos estimados presentan evidencia empírica de que el fracaso en el ajuste salarial frente al deterioro a la relación real de intercambio ha sido uno de los factores causales del crecimiento del desempleo.

5. Relación entre la tasa de desempleo y el nivel de utilización de la capacidad productiva

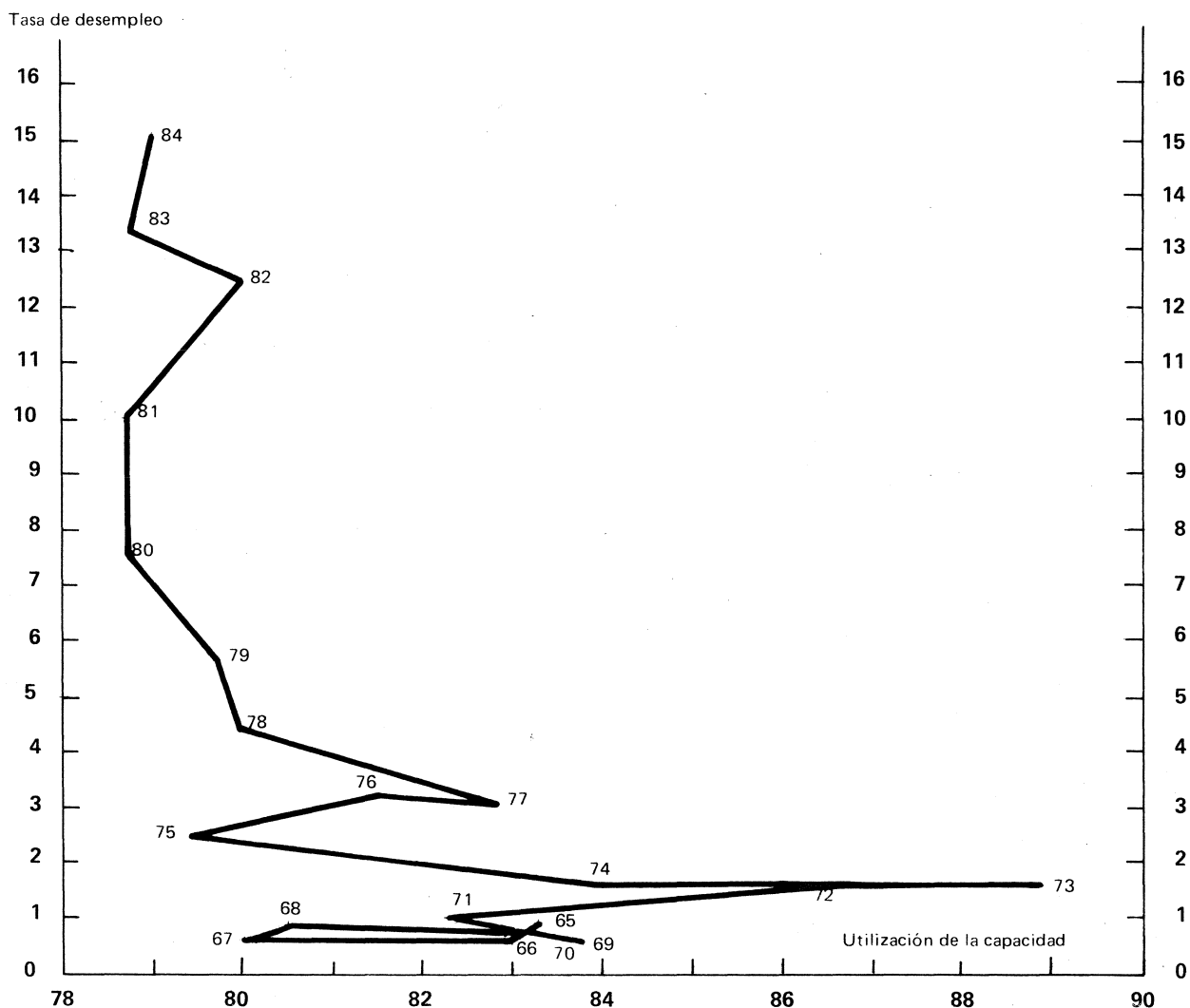
Cuando existe rigidez salarial, el crecimiento de los salarios reales por encima de su senda de equilibrio tiende a producir un creciente desajuste entre la evolución tendencial de la población activa y los requerimientos de trabajo asociados al volumen de capital económicamente rentable, ya que el encarecimiento del trabajo incentiva la sustitución de trabajo por capital y la compresión de los márgenes de beneficio que de ello se deriva, acelera la obsolescencia y reduce los estímulos para la ampliación de la capacidad productiva. Este desequilibrio entre la fuerza de trabajo y el volumen de capital existente, generado por la rigidez de los salarios reales, puede aproximarse mediante el análisis de la relación entre la tasa de desempleo y el nivel de utilización de la capacidad productiva, cuya representación gráfica es conocida como curva de Okun. En situaciones de este tipo, los aumentos en la tasa de desempleo no van asociados a descensos en el nivel de utilización de la capacidad productiva, registrándose un desplazamiento hacia arriba de la curva de Okun. En Europa, el deterioro de esta relación ha sido dramático, como puede observarse en el desplazamiento de su curva de Okun, representada, junto a las de Japón y Estados Unidos, en el gráfico 4. En cambio, en estos últimos países, el crecimiento del desempleo, para un mismo nivel de utilización de la capacidad productiva, ha sido pequeño, como cabría esperar en los países con salarios reales relativamente más flexibles.

En España, el conjunto de efectos inducidos por las fuertes alteraciones en la estructura de precios relativos ha afectado muy intensamente al ritmo de acumulación de la capacidad productiva en el sector industrial. Las estimaciones realizadas en el Banco de España sobre el *stock* de capital en el sector industrial muestran que, mientras entre 1964 y 1973 crecía a un ritmo acumulativo anual del 4,5 %, entre 1974 y 1978 lo hizo a un 3,6 %, y, entre 1979 y 1982, a un 1,9 %. La compresión de los márgenes de explota-

4. Tasas de desempleo y utilización de la capacidad productiva



5. Tasa de desempleo y utilización de la capacidad productiva en la industria española



ción de las empresas en el sector industrial ha tenido repercusiones graves y duraderas sobre el nivel de capacidad productiva rentable y sobre el ritmo de ampliación de la misma.

Como consecuencia de ello, la representación de la curva de Okun para el sector industrial español muestra un deterioro más acentuado de esta relación que el experimentado por el conjunto de los países europeos de la OCDE. Como puede verse en el gráfico 5, a partir de 1978 el progresivo empeoramiento

de la tasa de paro no se ha visto acompañado de reducciones sensibles en el nivel de utilización de la capacidad productiva, reflejándose en sucesivos desplazamientos de la curva de Okun hacia arriba, de una intensidad superior a la de los países europeos. Este comportamiento es el resultado de la existencia de importantes restricciones a la producción potencial, procedentes de la escasez de capacidad productiva rentable, generada como consecuencia de un dilatado período de paralización en el flujo de formación de capital.

6. Evolución de la tasa de paro no aceleradora de la inflación

La ausencia de flexibilidad del coste laboral real, frente a las perturbaciones exteriores, incrementa el nivel de desempleo asociado a un mismo nivel de demanda y de inflación. Así, la rigidez de los salarios reales se manifiesta en una tendencia al crecimiento de la tasa de paro no aceleradora de la inflación. Las diversas estimaciones econométricas de la tasa de paro no aceleradora de la inflación muestran, a partir de 1973, un incremento significativo en la mayoría de los países, siendo especialmente intenso en los europeos.

En el Banco de España se ha estimado un modelo econométrico que, con todas las cautelas que se derivan de los problemas estadísticos y econométricos de este tipo de trabajos aplicados a la de la economía española, permite computar la tasa de paro no aceleradora de la inflación en el sector industrial español (1). Según estas estimaciones, que aparecen en el cuadro 4 junto a las de los demás países de la OCDE, el incremento sufrido por la tasa de paro no aceleradora de la inflación es el más intenso, alcanzando en el período 1980-1984 niveles similares a la tasa de paro realmente observada. Este resultado es coherente con la presencia de importantes factores de rigidez en los salarios reales a nivel agregado, e implica la dificultad de alcanzar reducciones en el nivel de desempleo a través de la expansión de la demanda agregada sin dañar significativamente la evolución de la tasa de inflación.

Por otra parte, la descomposición del crecimiento del desempleo registrado en España, en la contribución prestada por las diferentes variables explicativas introducidas en este modelo, revela que los principales factores han sido, junto con la evolución cíclica de la demanda, la presión sindical, las variables fiscales y el precio real de los *inputs* importados. En el cuadro 5 se recogen las contribuciones de las diferentes variables consideradas a la variación del desempleo entre los valores medios de los períodos 1966-1972, 1973-1979 y 1980-1984. Esta descomposición refleja un aumento importante en el componente estructural del desempleo, relacionado, junto a otros factores, con la rigidez en el funcionamiento asignador del mercado de trabajo.

(1) Véase: J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza: «Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors». *Documento de trabajo*, Banco de España, marzo 1985.

4. Estimaciones de la tasa de paro no aceleradora de la inflación

	Período	Tasa media de paro	Estimaciones de la tasa de paro no aceleradora de la inflación	
			OCDE	Otros estudios (a)
Alemania	1971-1975	1,8	3,3	1,8
	1976-1980	3,6	2,4	3,7
	1981-1983	6,3	3,6	6,7
Canadá	1970-1973	5,9	4,7	—
	1974-1979	7,2	5,8	—
	1980-1983	8,5	7,4	—
España	1966-1972	0,9	—	0,9
	1973-1979	3,4	—	6,6
	1980-1984	11,4	—	11,3
Estados Unidos	1970-1973	5,4	5,4	5,8
	1974-1981	6,9	6,5	7,1
	1982-1983	9,7	6,1	6,8
Francia	1971-1975	2,7	4,5	3,0
	1976-1980	5,2	4,8	5,3
	1981-1983	8,3	7,7	7,3
Italia	1971-1975	5,8	5,4	5,8
	1976-1980	7,1	5,2	7,1
	1981-1983	9,1	5,4	9,4
Japón	1972-1975	1,5	1,2	—
	1976-1980	2,1	1,9	—
	1981-1983	2,2	2,3	—
Reino Unido	1971-1975	3,0	4,2	2,8
	1976-1980	5,4	7,6	5,5
	1981-1983	10,6	9,4	10,8

(a) Las estimaciones para Estados Unidos son de S. Braun: «Productivity and the NAIRU (And other Phillips Curve Issues)», *Working Paper*, n.º 24, Board of Governors of the Federal Reserve System, febrero 1984. Las estimaciones de España corresponden al sector industrial y proceden del trabajo de J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza: «Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors», *Documento de Trabajo*, Banco de España, marzo 1985. El resto de las estimaciones son de D. Grubb, R. Jackman y R. Layard, op. cit.

Fuentes: OCDE y Banco de España.

7. La adaptabilidad de los costes diferenciales

Los indicadores agregados de flexibilidad del coste laboral se construyen a partir de salarios medios que abarcan una amplia gama de situaciones microeconómicas, y, en consecuencia, pueden encubrir aspectos significativos del grado de flexibilidad del mercado de trabajo. En particular, la adaptabilidad de los costes diferenciales del trabajo a la diversidad de las condiciones de los sectores industriales reviste una especial importancia. En este sentido, el nivel de dispersión de los salarios medios entre las distintas ramas de actividad y la sensibilidad del mismo frente a las condiciones cambiantes del mercado de trabajo

5. Descomposición de los cambios en la tasa de desempleo en la industria española

	Media del período 1973-1979 sobre la media del período 1966-1972	Media del período 1980-1984 sobre la media del período 1973-1979
CONTRIBUCIONES (a)		
Desempleo desfasado	0,20	0,52
Impuestos y contribuciones a la Seguridad Social	2,25	3,38
Actividad sindical	1,63	-1,63
Demanda	-3,60	3,20
Coste real de los <i>inputs</i> importados	1,20	1,92
Productividad ahorradora de trabajo	0,75	0,25
PRO MEMORIA:		
Incremento explicado	2,43	7,46
Incremento observado	2,52	8,00

(a) La contribución de cada variable está expresada en puntos de la tasa de desempleo.

Fuente: Dolado, Malo de Molina y Zabalza (op. cit.).

constituyen un indicador desagregado de la flexibilidad del coste de trabajo.

Desgraciadamente, las comparaciones internacionales de la dispersión de la estructura salarial interindustrial presentan algunas dificultades que limitan su posible validez como indicador de la flexibilidad desagregada de los salarios. Por un lado, la estructura del dinamismo sectorial y de las variaciones de la productividad puede diferir fuertemente de unos países a otros, sobre todo cuando se comparan países con desigual grado de maduración en su industrialización. Las comparaciones de la dispersión salarial sin tener en cuenta la distribución sectorial de la productividad puede introducir distorsiones, sobre todo si se atiende exclusivamente al nivel absoluto de la dispersión salarial. Por otro lado, las divergencias en las estadísticas salariales pueden determinar también diferencias en las medidas de dispersión salarial.

Con todo, los estudios realizados sobre la estructura salarial española se adaptan a los criterios empleados por la OCDE en la utilización de este indicador. En el cuadro 6 se recogen los niveles medios de dispersión salarial interindustrial para un conjunto de países de la OCDE, en los periodos 1965-1970, 1971-1976 y 1977-1981. Si se excluye a España, existe un cierto patrón de comportamiento relativamente claro. Las diferencias entre los salarios medios industriales son relativamente altas en Estados

Unidos y Japón, y relativamente bajas en los países europeos (Alemania, Francia, Reino Unido y, particularmente, Suecia). Además, en los países europeos, con la única excepción de Alemania, ha dominado la tendencia al estrechamiento de los abanicos salariales por ramas de actividad, siendo particularmente intensa en Italia. Según ello, es posible establecer un cierto grado de asociación estadística de los indicadores de rigidez a corto plazo de los salarios reales, expuestos anteriormente, tanto con el nivel de la dispersión salarial interindustrial como con su tendencia. A los países con alta rigidez de los salarios reales, corresponde un bajo nivel de dispersión salarial y una tendencia al progresivo estrechamiento de los diferenciales salariales.

La evolución de las diferencias entre los salarios medios de las ramas industriales en España no se adapta plenamente a este patrón de comportamiento establecido en los estudios de la OCDE. Hasta 1976, existía en España un nivel comparativamente alto de dispersión salarial interindustrial, y se observaba, además, una tendencia a su progresiva ampliación. Este hecho ha sido interpretado en otros trabajos del Banco de España en función de la intensidad de las transformaciones de la estructura industrial, y, sobre todo, del marco institucional vigente en el anterior régimen político, que potenciaba la flexibilidad salarial en contrapartida a las fuertes restricciones existentes a la movilidad de la mano de obra y al ajuste del empleo. Sin embargo, a partir de 1977, se ha producido una intensa reducción de los diferenciales salariales. Como puede verse en el cuadro 6, España ha pasado de tener el nivel más elevado de dispersión salarial interindustrial en el período 1971-1976, a colocarse por debajo de Estados Unidos y Japón, en situación similar a Canadá. La reducción experimentada por la dispersión salarial entre el período 1971-1976 y el período 1977-1981 ha sido del 30,3 %, la más intensa, junto con la de Italia, de todos los países considerados. Así, aunque España mantiene un nivel de dispersión salarial interindustrial superior al del resto de los países europeos considerados, debido, en gran parte, al alto nivel de partida bajo el sistema anterior de relaciones laborales, la reducción experimentada en los últimos años ha tenido una gran intensidad. De esta forma, aunque el patrón de comportamiento establecido por los estudios de la OCDE no se cumple, en el caso español, en cuanto al nivel relativo de la dispersión salarial, se cumple, por el contrario, en cuanto a la asociación entre la tendencia a la reducción de las diferenciales salariales y la rigidez de los salarios reales.

La relación entre la tendencia de la dispersión salarial y la rigidez a corto plazo de los salarios reales re-

6. Dispersión salarial interindustrial (a)

	Número de ramas de actividad	Nivel medio en los periodos			Tasa de variación entre el período 1971-1976 y el período 1977-1981
		1965-1970	1971-1976	1977-1981	
Alemania	16	12,6	13,8	13,9	+1,2
Canadá	16	20,2	19,8	18,0	+0,1
España	14	26,5	30,7	21,4	-30,3
Estados Unidos	16	18,4	20,9	24,4	+16,6
Francia	16	16,6	14,4	13,8	-4,2
Italia	16	21,4	17,1	11,9	-30,3
Japón	12	25,2	25,3	27,3	+8,2
Reino Unido	16	16,0	15,5	14,6	-5,7
Suecia	16	10,3	9,4	8,7	-8,1

(a) La dispersión salarial interindustrial está medida en todos los países, como el coeficiente de variación, en tanto por ciento, de las ganancias medias por hora en las ramas de actividad de la industria.

Fuentes: OCDE y J. L. Malo de Molina: «¿Flexibilidad o rigidez del mercado de trabajo? La experiencia española durante la crisis». Banco de España, 1983.

fleja, parcialmente, la sensibilidad de la estructura salarial al exceso de oferta del mercado de trabajo y la interacción entre la inflación y los diferenciales salariales. En los países con flexibilidad de salarios reales, los costes diferenciales del trabajo tienden a ampliarse en respuesta a los aumentos en el nivel de desempleo y en la tasa de inflación, mientras que en los países con rigidez de salarios reales la dispersión salarial es poco sensible a la tasa de paro, y la existencia de fuertes mecanismos de indicación salarial conduce a un estrechamiento de los diferenciales salariales cuando la inflación se acelera.

Los estudios econométricos realizados sobre la dispersión salarial interindustrial en España, medida a través de los coeficientes de variación, presentan resultados significativos. La evolución de los coeficientes de variación con respecto a la tasa de desempleo muestra una conducta anticíclica, ampliándose la dispersión salarial cuando aumenta el desempleo. Sin embargo, esta elasticidad se reduce severamente en los últimos años, de forma que, a las altas tasas de desempleo alcanzadas en los años ochenta, la sensibilidad de la estructura salarial frente al exceso de oferta del mercado de trabajo es prácticamente nula. Por su parte, la elasticidad respecto a la tasa de inflación muestra signo negativo durante el período 1974-1979, lo que implica que, cuando la inflación era más elevada, la dispersión salarial tendía a concentrarse, como consecuencia de una mayor intensidad de la indicación de los salarios en las ramas de actividad con niveles salariales comparativamente más bajos. Ambos resultados confirman la existencia, a partir de 1976, de una importante rigidez desagregada de los salarios, que, como se ha puesto de manifiesto en otros trabajos (véase *Boletín Económico* del mes de mayo de 1985), ha provocado que el encarecimiento del trabajo por unidad de producto haya sido más intenso en los sectores con menor dinamismo en el crecimiento de su productividad.

8. Flexibilidad en el ajuste del empleo

Como se dijo al principio, los cambios operados en el marco institucional del mercado de trabajo español no alteraron sustancialmente la fijeza en el empleo que caracterizaba el sistema de ajuste del mercado de trabajo en el anterior régimen de relaciones laborales. El alto grado de fijeza del factor trabajo en España ha estado determinado por el predominio de la contratación laboral con carácter indefinido y por el alto nivel de las indemnizaciones por despido. Hasta 1984, las posibilidades de contratación no indefinida eran muy restrictivas y afectaban a un porcentaje muy reducido del flujo total de nuevas contrataciones. Según las distintas fuentes disponibles para determinar el coste medio por despido (véase cuadro 7), éste ha experimentado una tendencia al crecimiento en términos reales, y resulta sensiblemente superior a los costes de ajuste del empleo soportados por las empresas en la mayor parte de los países industrializados.

Los estudios econométricos sobre la demanda de trabajo en la industria española reflejan la fuerte incidencia de los costes de ajuste (1). Aunque la elasticidad a largo plazo del empleo respecto al coste laboral real presenta valores similares a los estimados para otros países industrializados, el desfase medio de la respuesta del empleo a las variaciones del coste laboral real es muy elevado. La gran magnitud del desfase medio constituye un factor de diferenciación de singular importancia. Ello confirma la exis-

(1) Véanse: J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina: «Un estudio econométrico de la demanda de trabajo en la industria», Documento Interno, Banco de España, 1984, y «An Expectational Model of Labour Demand in Spanish Industry», *Documento de Trabajo* 85/1. Banco de España, 1985.

tencia de importantes costes de ajuste del empleo, que han provocado que las respuestas del mismo al encarecimiento del factor trabajo hayan sido considerablemente dilatadas en el tiempo. Este resultado es coherente con la rigidez en el ajuste de cantidades que habitualmente se ha atribuido al mercado de trabajo en España. Por otra parte, esta estructura dilatada de retrasos ha podido inducir a una percepción errónea por parte de los agentes de la relación entre el empleo y el coste laboral real. De esta forma, la rigidez en el ajuste del mercado, vía cantidades, no habría logrado evitar la caída del empleo, como lo muestra contundentemente el comportamiento del empleo en los últimos años, pero habría dado lugar a una mayor inercia en el comportamiento alcista de los salarios reales, dificultando el ajuste de los mismos. En este sentido, la rigidez en el ajuste del empleo ha podido actuar reforzando la rigidez de los salarios reales.

7. Indemnizaciones por despido

Miles de pesetas

	1981	1982	1983	1984
IMAC (a)	321,5	433,9	505,3	560,9
Magistratura de Trabajo (b)	323,2	347,9	423,7	432,5
Ministerio de Hacienda y Economía (c)	1.641,0	2.000,0	1.710,0	1.850,0

(a) Cantidad media acordada por despido.

(b) Cociente entre las cantidades totales reconocidas por despido, según sentencia o conciliación, y el número de asuntos resueltos.

(c) Estimación del coste medio de despido para la empresa, a partir de una encuesta a grandes empresas.

Fuentes: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, y Ministerio de Economía y Hacienda.

Desgraciadamente, la información estadística disponible limita mucho la posibilidad de construir la mayoría de los indicadores de movilidad laboral empleados en los estudios de la OCDE, siendo especialmente grave la ausencia de información sobre el volumen de vacantes. Sólo es posible obtener algunos indicadores parciales, de significación ambigua.

Los datos sobre el creciente volumen de los despidos muestran la intensidad del ajuste de plantillas realizado en los últimos años por las empresas españolas. La importancia de este proceso, en presencia de los altos costes de despido, refleja, a su vez, la gravedad del desequilibrio producido y la desviación de recursos que su superación está exigiendo. La relación entre el flujo anual de contrataciones registradas en el INEM y el volumen medio de la población ocupada ha experimentado un sensible incremento en los últimos años, pasando del 9,4 % en 1977 al

17,5 % en 1984. Sin embargo, como señala F. Sáez en un reciente trabajo (1), no es fácil deducir de ello un continuo crecimiento en el grado de rotación del mercado de trabajo en los últimos años, porque existen factores de carácter administrativo que han desembocado en un incremento de la intermediación realizada por el INEM, afectando, en consecuencia, a la evolución de este indicador.

El aumento reciente de la importancia relativa de las nuevas contrataciones, en gran parte vinculado al crecimiento de las contrataciones temporales establecidas al amparo de los programas de fomento del empleo, expresan, no obstante, una mejora real en la movilidad del factor trabajo, sobre todo en relación con la situación de partida.

Sin embargo, la alta fijeza del empleo en España se muestra con claridad en la antigüedad media de los trabajadores en las empresas españolas. Aunque los datos disponibles para España sólo se refieren a una muestra de grandes empresas, las diferencias con otros países son tan acusadas, que no pueden existir muchas dudas a este respecto. En el cuadro 8 se recogen los datos de antigüedad en el empleo para las grandes empresas españolas y para un grupo de países de OCDE. La antigüedad media en las grandes empresas españolas es de 14,9 años, frente a 11,3 años en Japón, 8,6 años en el Reino Unido, 7,1 años en Canadá, 6,7 años en Estados Unidos y 6,3 años en Australia. Los trabajadores con menos de un año de antigüedad representan en España sólo el 1,3 %, mientras que en Japón es el 8,8 %, en el Reino Unido el 13,8 %, en Australia el 25,0 %, en Canadá el 26,4 % y en Estados Unidos el 27,7 %. En el extremo opuesto, las diferencias son más acentuadas. Los trabajadores con una antigüedad superior a los catorce años representan en España el 40,1 %, mientras que en Japón es el 28,3 %, en el Reino Unido el 18,6 %, en Canadá el 14,8 %, en Estados Unidos el 14,0 % y en Australia el 11,0 %.

9. Flexibilidad del tiempo de trabajo

La mayoría de los países ha experimentado en los últimos años una rápida expansión del empleo a tiempo parcial. Sin embargo, esta expansión ha sido más importante en los países con mayor rigidez de los salarios reales. En Estados Unidos, las ocupaciones a tiempo parcial han representado el 17,5 % del

(1) Véase: F. Sáez: «Mercado de Trabajo y rotación laboral». Versión provisional. Marzo 1985.

8. Antigüedad en el empleo

Porcentajes y años

	Australia (1981)	Estados Unidos (1981)	Canadá (1981)	España (a) (1983)	Reino Unido (1979)	Japón (1977)
ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO (en porcentaje):						
Menos de un año	25,0	27,7	26,4	1,3	13,8	8,8
Entre 1 año y menos de 5 años	39,5	32,8	31,0	9,6	33,4	24,4
Entre 5 años y menos de 10 años	17,8	15,9	18,1	23,7	21,9	23,1
Entre 10 años y menos de 15 años	8,4	9,6	9,6	23,9	11,7	15,3
15 y más años	11,0	14,0	14,8	40,1	18,6	28,3
Antigüedad media (en años)	6,3	6,7	7,1	14,9	8,6	11,3

(a) Sólo se refiere a grandes empresas.

Fuentes: Ministerio de Economía y Hacienda y OCDE.

crecimiento global del empleo en el período 1973-1981, mientras que en los países europeos este porcentaje alcanzaba el 50 %. En los estudios de la OCDE, este hecho ha sido interpretado en el sentido de que la mayor flexibilidad del tiempo de trabajo ha podido actuar en estos países como un mecanismo de compensación parcial de la mayor rigidez de los costes laborales. Así, el proceso de reducción del número medio de las horas trabajadas por persona, que se experimenta de manera generalizada en todos los países europeos, refleja, en parte, un componente de mayor flexibilidad, ya que se encuentra asociado a la creciente importancia relativa del empleo a tiempo parcial.

La experiencia española en este aspecto ha sido muy diferente. El flujo de los contratos a tiempo parcial registrados ha sido, hasta 1984, prácticamente insignificante, y la proporción de las ocupaciones a tiempo parcial respecto al empleo total es diez veces inferior a la media europea. En cambio, como puede verse en el cuadro 9, la reducción del tiempo de tra-

bajo medio por persona ha sido en España la más intensa de todos los países considerados. En los últimos años, se han producido importantes reducciones en la jornada laboral normal, a través de modificaciones en la jornada legal máxima y del descenso en la duración media de la jornada pactada en los convenios colectivos, y se han introducido restricciones que han tendido a limitar y a encarecer el recurso a las horas extraordinarias. El resultado de todo ello ha sido una considerable aceleración de la tendencia histórica a la reducción del número medio de las horas trabajadas por hombre empleado. Así, se ha pasado de un descenso en el tiempo medio de trabajo a una tasa anual acumulativa del 0,4 % en el período 1963-1972, a una caída a una tasa anual acumulativa del 1,7 % en el período 1973-1984. Esta evolución no se ha visto acompañada de una reducción de los costes laborales por persona, sino que, al contrario, ha coincidido con la fuerte distorsión del precio del trabajo producida por el comportamiento alcista de los salarios, principalmente durante el período 1973-1979.

9. Tendencia en las horas de trabajo por persona en los países de la OCDE

(Índice base 100 en 1975)

	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
Alemania	102,0	100,4	99,0	98,0	97,3	96,4	96,3
Canadá	99,5	97,7	98,3	97,7	97,1	96,3	94,8
España	97,4	95,2	93,3	93,0	91,9	91,7	88,0
Estados Unidos	100,1	100,0	99,7	99,6	98,7	98,4	97,3
Finlandia	99,7	99,7	99,9	99,0	97,7	97,1	96,0
Francia	100,2	98,6	97,9	98,2	98,5	97,1	92,5
Holanda	100,5	99,2	96,8	94,4	94,6	95,1	95,7
Italia	100,8	100,3	89,6	100,5	100,3	100,4	99,7
Japón	101,3	101,4	101,7	102,3	102,0	101,6	101,4
Noruega	97,8	95,6	94,4	93,4	93,3	92,2	92,1
Reino Unido	99,1	98,1	97,0	96,5	94,1	91,1	91,9
Suecia	100,6	98,9	96,4	95,7	94,9	94,3	95,2

Fuentes: OCDE e INE.

Así, la evolución del tiempo medio de trabajo en España durante la reciente etapa de crisis no refleja, a diferencia de lo ocurrido en los países europeos, la presencia de ciertos factores de flexibilidad, ya que su reducción no puede atribuirse a la extensión de los contratos a tiempo parcial, sino, principalmente, a la reducción de la jornada laboral de los trabajadores contratados a tiempo completo. Por ello, la reducción del tiempo medio de trabajo no ha actuado como mecanismo de compensación parcial de la rigidez de los salarios, sino que, más bien, al inducir un mayor encarecimiento del trabajo, ha podido contribuir a reforzarla.

10. La política de flexibilización del mercado de trabajo

A pesar del carácter limitado, parcial y, en algunos casos, ambiguo, de los indicadores que se han podido aplicar a los datos del mercado de trabajo español, la evidencia sobre la rigidez del mismo durante los últimos años parece bastante concluyente. La rigidez del mercado de trabajo ha contribuido, junto a los restantes factores que se han considerado en la introducción, a agudizar la gravedad del problema del desempleo en España. En este contexto, aunque la creación de condiciones favorables al mantenimiento de los empleos existentes y a la generación de nuevos puestos de trabajo depende, como es obvio, de cuestiones que exceden al mercado de trabajo, la flexibilización del mismo, en su doble orientación de moderación de los costes del trabajo y de eliminación de los obstáculos existentes al ajuste del empleo, ocupa un lugar importante.

Es necesario insistir en que ambas vertientes de la flexibilización del mercado de trabajo tienen un carácter complementario. Los elevados costes de ajuste determinan la existencia de considerables retrasos en la respuesta del empleo al comportamiento de los costes del trabajo. El fuerte encarecimiento del trabajo experimentado en el pasado ha tenido unos efectos negativos sobre el empleo, que se han prolongado en el tiempo con varios años de retraso. De igual forma, la rigidez del mercado puede retrasar considerablemente e incluso impedir que el esfuerzo de moderación de los costes del trabajo y la recuperación en el nivel de actividad se traduzcan en una mejora significativa en la situación del empleo. Así, aunque la flexibilización en la fijación de los salarios permitiese alcanzar un nivel de los mismos, en términos reales, más en consonancia con las condiciones actuales de oferta y de demanda de trabajo, podría resultar insuficiente si no se acompañase de mecanismos de flexibilización del empleo que permitiesen

que el abaratamiento del trabajo y la recuperación de la demanda final se tradujesen en un aumento del nivel de empleo.

En los dos últimos años, se ha avanzado considerablemente en la superación de la rigidez de los salarios reales a través de una decidida orientación de moderación de los costes laborales, que ha pretendido corregir las deficiencias en la forma con que se había venido instrumentando la política salarial en años anteriores. No obstante, debe tenerse en cuenta que la eficacia del ajuste salarial depende, sobre todo, de su persistencia en el tiempo y de la capacidad para ofrecer unas expectativas de moderación salarial en un horizonte temporal dilatado, y que la formulación de los objetivos de moderación salarial a nivel agregado puede originar una excesiva rigidez de la estructura salarial y un encarecimiento mayor del trabajo en los sectores con más capacidad de generación de empleo.

Sin embargo, el ajuste salarial no es suficiente para corregir las distorsiones acumuladas en el mercado de trabajo. La eficacia del mismo depende, en buena medida, de una flexibilización simultánea de las formas de ajuste del empleo. En este terreno, las medidas de flexibilización se han propuesto con más retraso y se enfrentan a mayores dificultades. Las principales medidas en esta dirección, que recibieron un impulso considerable durante 1984, se han orientado prioritariamente a la creación de nuevas formas de contratación de carácter excepcional. La insuficiencia más grave de este planteamiento es la de no afectar al núcleo principal de la rigidez institucional del mercado de trabajo, que, sin duda, se localiza en el alto grado de fijeza de las formas de contratación habituales, que tienen un carácter temporalmente indefinido y que sólo se puede extinguir mediante el pago de unas elevadas indemnizaciones a los trabajadores afectados.

Las formas de flexibilización basadas exclusivamente en la contratación temporal no renovable sólo permiten satisfacer las necesidades de trabajo de carácter transitorio o reducir el riesgo inicial de ciertas actividades productivas. Es difícil imaginar actividades productivas eficientes, cuyas necesidades de trabajo pueden estar previamente limitadas a un horizonte temporal inferior a los tres años. El grueso de las decisiones de empleo de las empresas tiene que basarse, necesariamente, en los costes de trabajo que se derivan de las formas normales de contratación, y, en este sentido, las medidas flexibilizadoras han dejado de lado la modificación del alto grado de fijeza de los contratos laborales normales, que en la legislación actual tienen un carácter indefinido.

ANEXO

Es evidente que, cuanto menos restrictivas sean las formas de contratación excepcional, menos grave será la incidencia sobre las decisiones de empleo de los altos costes de ajuste del empleo fijo, y por ello es deseable una mayor flexibilización de estas modalidades de contratación laboral. Sin embargo, una orientación general de flexibilización del mercado de trabajo, en consonancia con los graves problemas de empleo de la economía española, debería actuar frontalmente sobre la rigidez de la forma dominante de la contratación laboral, esto es, sobre la fijeza de los contratos indefinidos.

A este respecto, la pieza fundamental no es la duración jurídica de los contratos de trabajo normales, sino los elevados costes de despido para los trabajadores que han alcanzado la condición de fijos. Sólo una reducción sustancial en los costes de despido puede reducir el grado de fijeza de la relación laboral, y, consiguientemente, el coste actualizado del factor trabajo que el empresario enfrenta en sus decisiones, no meramente coyunturales, de empleo.

Con el fin de mantener la máxima fidelidad posible a las ecuaciones salariales estimadas por la OCDE, se han formulado ecuaciones sencillas, tipo «Phillips», de la forma

$$\dot{w} = \alpha(L)\dot{p} + \beta(L) f(U) + c + \varepsilon$$

donde \dot{w} es la tasa de variación del salario nominal; \dot{p} es la tasa de inflación medida a través del IPC; U es la tasa de paro; c es la constante y ε es la correspondiente perturbación; $\alpha(L)$ y $\beta(L)$ son polinomios en el operador de desfases $L(Lx_t = x_{t-1})$; la función f pretende recoger posibles no linealidades en los efectos de la tasa de paro (logarítmica, inversa, inversa cuadrática, etc.). La hipótesis de verticalidad a largo plazo es fácilmente aceptada por los datos, no siéndolo a corto plazo, de forma que se impone la restricción $\alpha(1) = 1$.

Los resultados, estimados por el método de variables instrumentales, con datos anuales para el período 1964-1983, fueron, para el total de la economía y para la industria, los siguientes, respectivamente:

$$(\dot{w} - \dot{p}_{-1}) = -.033 + .590(\dot{p} - \dot{p}_{-1}) - .022 \ln U \quad (1)$$

(1.9) (3.0) (4.2)

$$R^2 = .69, s = .022, DW = 1.95, \chi^2_{LM}(1) = .83, \chi^2_{IV}(5) = 3.7$$

$$IV = \dot{w}_{-1}, \dot{m}, \dot{m}_{-1}, \dot{p}_{-1}, \ln U_{-1}, (w-p)_{-1}, 1/2(q_{-1} + q_{-2}), c$$

$$(\dot{w} - \dot{p}_{-1}) = -.021 + .884(\dot{p} - \dot{p}_{-1}) - .020 \ln U \quad (2)$$

(1.8) (4.1) (3.4)

$$R^2 = .70, s = .028, DW = 1.87, \chi^2_{LM}(1) = 1.02, \chi^2_{IV}(5) = 4.2$$

$$IV = \dot{w}_{-1}, \dot{m}, \dot{m}_{-1}, \dot{p}_{-1}, \ln U_{-1}, (w-p)_{-1}, 1/2(q_{-1} + q_{-2}), c$$

donde R^2 es el coeficiente de correlación múltiple; s es el error estándar de la regresión, DW es el estadístico Durbin-Watson; $\chi^2_{LM}(\cdot)$ es el test LM para contrastar procesos AR(1) o MA(1) en las perturbaciones de modelos estimados por IV, $\chi^2_{IV}(\cdot)$ es el test bre validez de los instrumentos; IV denota los instrumentos utilizados; la variable q representa productividad observada (en logs) y la variable \dot{m} representa tasa de variación de las disponibilidades líquidas.

Nuevo procedimiento de contabilización de las remesas de emigrantes en el registro de caja y sus implicaciones estadísticas

Este artículo ha sido preparado por Miguel Angel Arnedo, de la Oficina de Operaciones Exteriores, con la colaboración de Diego González, del Servicio de Estudios (1). En él se explican las modificaciones introducidas en la contabilización, dentro del Registro de Caja, de las Cuentas de Ahorro del Emigrante, y se presenta una estimación para el período 1977-1984 de las series mensuales correspondientes a los distintos conceptos englobados bajo la denominación genérica de «remesas de emigrantes». Las modificaciones introducidas afectan a los saldos de la balanza por cuenta corriente y a los pasivos de no residentes, y, dentro de la primera, tanto al renglón de servicios como al de transferencias.

I. Introducción

El propósito de este trabajo es triple. En primer lugar, describir las diferencias formales y de criterio entre el procedimiento de contabilización en el Registro de Caja (2) de las remesas de emigrantes, establecido por la circular 248 del IEME, y el fijado recientemente por la circular 28/1984 del Banco de España. En segundo término, analizar las consecuencias estadísticas de este cambio metodológico, y, por último, presentar una estimación mensual, acorde con los nuevos criterios, de los valores correspondientes a los distintos conceptos implicados bajo la denominación genérica de remesas de emigrantes, junto con los fundamentos de dicho ejercicio.

II. El procedimiento de contabilización implícito en la circular 248 del IEME, de 7 de agosto de 1968

a) *Los códigos estadísticos de comunicación al Banco de España.*

Según se establecía en la circular 248 del IEME, las entidades delegadas debían comunicar al Banco de España los datos relativos a remesas de emigrantes a través de los siguientes códigos estadísticos:

(1) Deseamos agradecer las sugerencias iniciales de Remedios Morales y María Zorrilla, del Gabinete del Sector Exterior del Ministerio de Economía y Hacienda.

(2) Como ya es conocido por el lector, en el contexto del presente trabajo el término *Registro de Caja* es una simplificación de *Registro de Caja de las transacciones con el exterior*, cuyo contenido numérico y evolución se muestran mensualmente en el capítulo XX del Boletín Estadístico del Banco de España.

06.02.00 *Remesas de emigrantes*: «Transferencias efectuadas por los emigrantes españoles, hasta un límite de 50.000 ptas. Donativos y ayudas familiares, a favor de españoles o de extranjeros residentes.»

06.02.02 *Transferencias de capital de emigrantes*: «Transferencias por los emigrantes españoles, que superen la cifra de 50.000 pesetas. Transferencias efectuadas por los emigrantes españoles en concepto de liquidación de sus bienes muebles o inmuebles.»

06.02.05 *Remesas para Cuentas de Ahorro del Emigrante*: «Imposiciones y reintegros en Cuentas de Ahorro del Emigrante.»

b) *Su contabilización en el Registro de Caja*

Hasta diciembre de 1984, los tres códigos anteriores se agrupaban en el Registro de Caja dentro del epígrafe: *Transferencias privadas*. La asignación del código 06.02.05 a este concepto de balanza de pagos era, sin embargo, incorrecta, ya que los apuntes realizados a ese código correspondían, en puridad, a abonos y adeudos a cuentas abiertas a nombre de no residentes; es decir, reflejaban variaciones de un pasivo financiero de España frente al exterior, y no un transferencia unilateral. Esta última se producía (y así debería haberse establecido desde un principio) cuando el titular o los familiares autorizados utilizaban la cuenta para realizar gastos en pesetas en España que no tuviesen la naturaleza de inversión extranjera (1). Y, en este último caso, la operación debería haberse registrado como un ingreso por inversiones extranjeras compensado con una disminución en el saldo de las Cuentas de Ahorro del Emigrante.

III. La nueva contabilización, según la circular 28/1984 del Banco de España

a) *Los códigos estadísticos de comunicación al Banco de España*

La circular n.º 28/1984 soluciona el problema que acaba de señalarse, al establecer los siguientes códigos estadísticos para la comunicación al Banco de España de las operaciones con emigrantes:

11.01.04 *Remesas corrientes de emigrantes y de inmigrantes*: «Envío al extranjero de los rendimien-

(1) La resolución de la Dirección General de Transacciones Exteriores de 20 de julio de 1975 autorizó la utilización de saldos de las Cuentas de Ahorro del Emigrante en cualquiera de las inversiones reguladas por el Reglamento de Inversiones Extranjeras en España y con los mismos derechos de transferibilidad al exterior.

tos del patrimonio constituido en España, propiedad de personas físicas, españolas o extranjeras, que, residiendo en España, pasen a ser residentes en el extranjero, excepto los adquiridos por esas mismas personas por sucesión testada o intestada, donación por causa de muerte o actos de naturaleza análoga, que constituyan *inversiones extranjeras*.

Envío a España de los rendimientos de patrimonio constituido en el extranjero, propiedad de personas físicas, españolas o extranjeras, que, residiendo en el extranjero, pasen a ser residentes en territorio español.

Disposiciones, para su utilización en España, de Cuentas de Ahorro del Emigrante, por cualquier concepto que no sea de los comprendidos en la SECCION 14 por *inversiones extranjeras en España* (1).»

11.02.01 *Transferencias de capitales de emigrantes y de inmigrantes*: «Transferencias generalmente efectuadas de *forma no periódica*, tanto por parte de emigrantes españoles como de inmigrantes extranjeros, en concepto de liquidación de sus bienes y derechos.»

13.05.04 *Variaciones de saldos en pesetas de Ahorro del Emigrante*.

b) *Contabilización en el Registro de Caja*

A partir de enero de 1985, fecha de entrada en vigor de la circular 28/1984, únicamente se contabilizan como transferencias privadas los conceptos correspondientes a los códigos 11.01.04 y 11.02.01. A estos efectos, conviene destacar que, desde ese momento, dichos códigos recogen de forma conjunta las operaciones de emigrantes e inmigrantes. Ello no plantea grandes problemas, ya que estas operaciones suelen agotarse en sí mismas, sin generar movimientos posteriores de signo contrario. No obstante, a efectos de clarificación y de comparación con períodos anteriores, las anulaciones o cancelaciones de movimientos en uno u otro sentido se recogerán en el Registro de Caja, con signo negativo, en el lado correspondiente a la operación inicial, de forma que, en la columna de ingresos, sólo figurarán las operaciones

(1) Esta redacción fue introducida por la circular 32/1985 de la DGTE, sustituyendo a la que figuraba inicialmente en la circular 28/1984 del Banco de España. El texto objeto de corrección decía:

Transferencias periódicas de salarios, jornales, honorarios y otras remuneraciones corrientes de emigrantes españoles; así como los donativos y ayudas familiares a favor de residentes.

Igual concepto para los inmigrantes extranjeros en España.

Como puede verse, el texto actualmente en vigor establece con nitidez el concepto de transferencia en relación con las Cuentas de Ahorro del Emigrante, pero se olvida de incorporar los conceptos que figuraban en la primera redacción.

netas de los emigrantes españoles en el extranjero, y, en la de pagos, las correspondientes a los inmigrantes extranjeros en España.

Por su parte, el código 13.05.04 recibe el mismo tratamiento que los relativos a las otras cuentas en pesetas de no residentes; es decir, las operaciones registradas bajo ese código son consideradas como variaciones de un pasivo de las instituciones bancarias (o, en términos más generales, de España) frente al resto del mundo. Por último, las inversiones realizadas con cargo a las Cuentas de Ahorro del Emigrante se anotan en la forma señalada al final del epígrafe II b), contabilizándose en el lado de los ingresos el importe de la inversión extranjera y en el de los pagos la disminución correspondiente del saldo de la Cuenta de Ahorro del Emigrante. Si, al perder la consideración de no residente, el titular de la inversión deseara repatriar su capital, dicha operación habría de contabilizarse mediante un ingreso por el concepto de transferencias y un pago por desinversión extranjera.

IV. Diferencias entre los sistemas de contabilización de ambas circulares

Aunque se deduce de lo expuesto hasta el momento, conviene explicar brevemente las principales

diferencias entre los procedimientos que han ocupado los dos epígrafes anteriores (véase cuadro 1).

a) La discrepancia más notoria es que el procedimiento establecido por la circular 28/1984 recoge en un mismo código las operaciones de emigrantes e inmigrantes, mientras que la normativa anterior utilizaba códigos estadísticos distintos para cada caso. La posibilidad de obtener una serie temporal homogénea de datos viene determinada por la utilización del recurso contable descrito en el primer párrafo del apartado b) del epígrafe anterior.

b) La circular 248 diferenciaba entre *Remesas* (código 06.02.00) y *Transferencias de Capitales* (código 06.02.02) en función de la cuantía de la transferencia (inferior o no a 50.000 ptas.). La circular 28/1984 basa implícitamente la distinción entre ambos conceptos en el carácter periódico o no de la transferencia. Ello tiene que provocar, en lo sucesivo, un aumento de los ingresos del código 11.01.04 en detrimento de los del código 11.02.01, lo cual se hace ya patente cuando se compara la evolución de estos códigos con los de igual título de la circular anterior.

c) La circular 248 anotaba en el código 06.02.05 (*Remesas para Cuentas de Ahorro del emigrante*) sólo los abonos y adeudos contra divisas o pesetas convertibles, pero no tenía en cuenta las disposiciones en pesetas realizadas en España. La circular 28/1984, por el contrario, anota en el código 13.05.04

1. Cuentas que recogen las operaciones de los emigrantes

Sistema antiguo (circular 248 del IEME)			Sistema nuevo (circular 28/1984 del Banco de España)		
	Emigrantes (Ingresos)	Inmigrantes (Pagos)		Emigrantes (Ingresos)	Inmigrantes (Pagos)
Remesas	06.02.00 - Transferencias hasta 50.000 pesetas - Donativos y ayudas familiares	06.02.01 - Transferencias hasta 50.000 pesetas - Donativos y ayudas familiares	Remesas corrientes	11.01.04 - Rendimientos patrimonio - Disposiciones CAE - Transferencias periódicas (a)	11.01.04 - Rendimientos patrimonio
Transferencias de capital	06.02.02 - Transferencias superiores a 50.000 pesetas - Transferencias por liquidación bienes muebles e inmuebles	06.02.03 - Transferencias superiores a 50.000 pesetas - Transferencias por liquidación bienes muebles e inmuebles	Transferencias de capital	11.02.01 - Transferencias no periódicas	11.02.01 - Transferencias no periódicas
Remesas para Cuentas Ahorro Emigrante (CAE)	06.02.05 - Imposiciones y reintegros CAE	-	Variaciones saldos Cuentas Ahorro Emigrante (b)	13.05.04 - Imposiciones y reintegros	-

(a) No citado expresamente en el texto corregido de la circular 28/1984.

(b) Provisionalmente durante enero y febrero 1985: 06.02.05.

(Variación de saldos de pesetas de Ahorro del emigrante) las variaciones en dichas cuentas que corresponden tanto a los abonos y adeudos contra divisas o pesetas convertibles como a las disposiciones interiores en pesetas. En este último caso, la contrapartida se realiza mediante el código 11.01.04, que por esta razón ha de presentar también unos ingresos superiores a los registrados anteriormente por el código 06.02.00 de igual título.

d) En la línea de lo descrito en el punto c) anterior, el sistema de contabilización de la circular 248 consideraba el valor neto de los abonos y adeudos mensuales a Cuentas de Ahorro del Emigrante como una transferencia privada, y no como la variación de un pasivo de no residentes. El procedimiento establecido en la circular 28/1984, sin embargo, trata las variaciones registradas por dichas cuentas como un aumento o disminución de un pasivo exterior, en línea con los criterios de contabilización del Fondo Monetario Internacional (1).

V. El problema estadístico generado por el cambio de metodología y la solución adoptada

El principal problema estadístico planteado por la modificación que acaba de introducirse en la metodología de las Cuentas de Ahorro del Emigrante es el de la homogeneización de las series estadísticas del Registro de Caja anteriores y posteriores a la entrada en vigor de la circular 28/1984. Dado que el procedimiento adoptado por esta circular es más correcto que el vigente hasta finales de 1984, el trabajo de depuración estadística se ha orientado en el sentido de ajustar a los nuevos criterios las series anteriores a dicha fecha. El tratamiento de las series ha conducido, finalmente, a distinguir entre los siguientes valores: *i)* lo que de acuerdo con nuestra estimación debería haberse considerado en su momento como una transferencia, *ii)* lo que debería haber sido anotado como una variación de pasivo de no residentes, y *iii)* los apuntes que deberían haberse efectuado dentro del epígrafe *Rentas de inversión* por los intereses devengados en estas cuentas, pero que nunca fueron contabilizados en el Registro de Caja.

(1) En el informe de la misión a España de la Dirección de Estadística del FMI del 19 de junio de 1984, se recomendaba, al respecto, incluir la variación neta de las cuentas de ahorro del emigrante entre las transacciones de capital de la banca delegada, y no como ingresos en transferencias privadas unilaterales. En consecuencia, los intereses acreditados en estas cuentas debían registrarse en la partida de intereses pagados a no residentes.

a) El método de homogeneización de las series históricas del Registro de Caja

El método adoptado utiliza como punto de partida los datos del balance consolidado del sistema bancario. Dado que, en lo que a estas operaciones se refiere, los valores contabilizados en el balance de negocios en España de las entidades bancarias coinciden con los del negocio total, se han utilizado los primeros para el período posterior a diciembre de 1981, sin que se haya introducido con ello ninguna distorsión estadística.

Los cálculos realizados para estimar la variación de las Cuentas de Ahorro del Emigrante y las disposiciones en España con cargo a esas cuentas se recogen en el cuadro 2. Dichos cálculos se basan en que —si denominamos V_1 a la variación en el saldo de las Cuentas de Ahorro del Emigrante entre el período 0 y 1; B_1 y D_1 , respectivamente, a los abonos y adeudos en dicha cuenta contra divisas o pesetas convertibles, y P_1 a las disposiciones en España, bien sea como gasto o como inversión— se tiene que cumplir que:

$$V_1 = B_1 - D_1 - P_1$$

y, por lo tanto,

$$P_1 = B_1 - D_1 - V_1$$

Los valores B_1 y D_1 se corresponden con los ingresos y pagos del código estadístico 06.02.05, mientras que V_1 se puede obtener como diferencia entre los saldos del balance consolidado de las entidades bancarias. Ahora bien, como puede observarse en la cuarta columna del cuadro 2, los saldos de las Cuentas de Ahorro del Emigrante presentan, en el último mes de cada año, fuertes incrementos que no se corresponden con los ingresos netos de divisas recogidas en la columna 6. Esta circunstancia se debe a que, en el mes de diciembre, se abonan en dichas cuentas los intereses generados durante todo el año (1), fenómeno que no se comunicaba a efectos de balanza de pagos, por no exigirlo así expresamente las circulares 248 y 273 del IEME. Por este motivo, ha sido necesario depurar la variación de los saldos de fin de año de los balances bancarios, eliminando el importe de los intereses abonados en esas fechas. Para el período en que no se dispone de datos procedentes de la cuenta de resultados de las instituciones bancarias, la estimación del rendimiento de dichas cuentas se ha hecho aplicando el

(1) Art.º 4.º de la orden del Ministerio de Hacienda del 21 de diciembre de 1970.

tipo de interés legalmente establecido: dos puntos superior al tipo de interés básico del Banco de España, es decir, un 10 % (1) sobre el saldo medio anual (columna 2) (2).

Los intereses abonados se presentan en la columna 3 del cuadro 2, mientras que la columna 5 recoge las variaciones de los saldos corregidas del efecto del pago de los mismos a fin de año. Restando a dicha columna los ingresos netos en divisas del código 06.02.05 (columna 6), se obtienen las disposiciones en el interior con cargo a las Cuentas de Ahorro del Emigrante (columna 7).

Conviene, sin embargo, precisar que estas disposiciones han podido efectuarse, bien para gastos corrientes en España (en cuyo caso deberían anotarse como una transferencia), bien para realizar inversiones que tienen la consideración de extranjeras (en cuyo supuesto deben estar ya registradas bajo el correspondiente concepto de inversión, con una contrapartida en pagos del código 06.02.05). En la medida en que se haya verificado este último apunte, la aplicación del procedimiento de homogeneización utilizado en este trabajo no produce ninguna distorsión. Ahora bien, si no se registró en balanza de pagos la inversión extranjera ni su contrapartida (3), se produce una sobrevaloración por la cuantía imputada (como diferencia) a *Transferencias privadas*, que compensa la infravaloración que en su día se produjo al no anotar la inversión realizada por el emigrante. Visto desde otro ángulo, esto equivaldría a suponer que todos los emigrantes decidieron, en todo el período anterior a enero de 1985, repatriar sus inversiones en el mismo momento de ser realizadas.

Las columnas 8 a 11 del cuadro 2 recogen un ejercicio similar al realizado en las columnas anteriores, pero destinado a calcular el contravalor en dólares USA de las variaciones de los saldos. Con ello se quiere evitar los problemas de valoración que se producirían, de convertir a dólares USA los saldos en pesetas de los balances bancarios para obtener su variación a lo largo del tiempo. El importe neto del código 06.02.05 (columna 8) procede directamente de la valoración en dólares del Registro de Caja, y el valor en dólares USA de las disposiciones en el interior (columna 9) y de los intereses abonados (co-

lumna 11) se ha obtenido por aplicación del cambio medio mensual a los valores recogidos en las columnas 7 y 3, respectivamente. El contravalor en dólares USA de la variación corregida de los saldos de Cuentas de Ahorro del Emigrante se obtiene, por lo tanto, restando ambas columnas, por un razonamiento inverso al realizado con la valoración en pesetas. La variación total de estas cuentas (columna 12) se obtiene como suma de las variaciones corregidas (columna 10) y los abonos de intereses (columna 11).

b) *Las modificaciones que se introducirán en el Registro de Caja*

De acuerdo con la metodología utilizada en esta nota, las series históricas del Registro de Caja anteriores a 1985 se verán afectadas próximamente en el siguiente sentido:

Por lo que se refiere a la *valoración en pesetas*, el renglón *Transferencias privadas* (Boletín Estadístico, cuadro XX-3, col. 13: *Ingresos por transferencias privadas*) se verá aumentado por el importe de las disposiciones interiores (columna 7 del cuadro 2 de este trabajo). Por otra parte, se deducirán del mismo los importes netos del código 06.02.05 (columna 6 del cuadro 2 de esta nota). Paralelamente, se incluirá, dentro del renglón *Variación de saldos de cuentas en pesetas de no residentes* (Boletín Estadístico, cuadro XX-11, col. 11), la variación de los saldos sin corregir (columna 4 del cuadro 2), y, dentro de *Rentas de inversión* (Boletín Estadístico, cuadro XX-4, col. 8: *Pagos por rentas de inversión*), los intereses estimados de dichas cuentas para los meses de diciembre (columna 3 del cuadro 2 de esta nota).

En lo relativo a la *valoración en dólares USA*, las *Transferencias privadas* (Boletín Estadístico, cuadro XX-1 bis, col. 6) aumentarán por el importe de las disposiciones interiores (columna 9 del cuadro 2 de este trabajo) y disminuirán por los importes netos del código 06.02.05 (columna 8 del cuadro 2 de esta nota). Asimismo, las variaciones estimadas de las Cuentas de Ahorro del Emigrante (columna 12 del cuadro 2 de este trabajo) se sumarán al renglón *Variación de saldos de cuentas en pesetas de no residentes*, incluido dentro del epígrafe *Instituciones bancarias privadas* (Boletín Estadístico, cuadro XX-1 bis, col. 14). Dentro de *Rentas de inversión*, incluidas en el epígrafe de *Servicios* (Boletín Estadístico, cuadro XX-1 bis, col. 4), se incorporará, finalmente, el contravalor en dólares de los intereses abonados en las cuentas (columna 11 del cuadro 2 de este trabajo).

(1) Art.º 6.º del RD 1222/1977, de 13 de mayo.

(2) En las fechas para las que se dispone de información procedente de la cuenta de resultados, si se comparan estos datos con los resultantes de la aplicación del 10 % sobre el saldo medio, la discrepancia entre ambos es inferior al 3 %.

(3) La información estadística de que se dispone sugiere que, al menos en parte y con una tendencia creciente, se han venido realizando las anotaciones contables correspondientes.

2. Estimación de la variación de saldos cuenta ahorro del emigrante (C.A.E.) y su disposición en el interior

		Millones de pesetas						Millones de dólares					
		Saldo C.A.E. Sistema Bancario	Saldo medio anual	Intereses	C.A.E. variación (col. 1)	C.A.E. variación corregida	Remesas C.A.E. (06.02.05 neto)	Estimación disposiciones interiores	Remesas C.A.E. (06.02.05 neto)	Estimación disposiciones interiores	Variación estimada C.A.E.	Intereses	C.A.E. variación
		1	2	3 (a)	4	5=4-3	6	7=6-5	8	9 (b)	10=8-9	11 (c)	12=10+11
1977	Ene	73.032,0	-	-	1.176,0	1.176,0	2.500,2	1.324,2	36,5	19,3	17,1	-	17,1
	Feb	73.883,0	-	-	851,0	851,0	2.541,2	1.690,2	36,8	24,5	12,3	-	12,3
	Mar	74.642,0	-	-	759,0	759,0	2.269,5	1.510,5	33,0	22,0	11,0	-	11,0
	Abr	75.420,0	-	-	778,0	778,0	2.336,6	1.558,6	34,0	22,7	11,3	-	11,3
	May	76.957,0	-	-	1.537,0	1.537,0	2.693,9	1.156,9	39,1	16,8	22,3	-	22,3
	Jun	78.138,0	-	-	1.181,0	1.181,0	3.060,9	1.879,9	44,1	27,1	17,0	-	17,0
	Jul	82.973,0	-	-	4.835,0	4.835,0	5.525,2	690,2	66,4	8,6	57,9	-	57,9
	Ago	89.559,0	-	-	6.586,0	6.586,0	7.207,3	621,3	85,2	7,3	77,8	-	77,8
	Sep	92.014,0	-	-	2.455,0	2.455,0	5.598,5	3.143,5	66,2	37,2	29,0	-	29,0
	Oct	94.861,0	-	-	2.847,0	2.847,0	4.922,5	2.075,5	58,7	24,7	34,0	-	34,0
	Nov	97.814,0	-	-	2.953,0	2.953,0	3.969,4	1.016,4	47,9	12,3	35,6	-	35,6
	Dic	104.947,0	84.520,0	8.452,0	7.133,0	-1.319,0	4.035,1	5.354,1	49,4	65,6	-16,1	103,5	87,4
1978	Ene	109.151,0	-	-	4.204,0	4.204,0	4.528,3	324,3	56,2	4,0	52,1	-	52,1
	Feb	110.899,0	-	-	1.748,0	1.748,0	4.666,8	2.918,8	57,9	36,2	21,7	-	21,7
	Mar	113.745,0	-	-	2.846,0	2.846,0	3.330,2	484,2	41,6	6,1	35,6	-	35,6
	Abr	117.041,0	-	-	3.296,0	3.296,0	4.410,9	1.114,9	55,0	13,9	41,1	-	41,1
	May	119.599,0	-	-	2.558,0	2.558,0	4.356,3	1.798,3	53,7	22,2	31,5	-	31,5
	Jun	123.046,0	-	-	3.447,0	3.447,0	4.147,7	700,7	52,3	8,8	43,5	-	43,5
	Jul	126.542,0	-	-	3.496,0	3.496,0	4.977,7	1.481,7	64,1	19,1	45,1	-	45,1
	Ago	126.880,0	-	-	338,0	338,0	5.790,8	5.452,8	77,4	72,8	4,6	-	4,6
	Sep	127.062,0	-	-	182,0	182,0	5.280,3	5.098,3	72,0	69,4	2,5	-	2,5
	Oct	129.280,0	-	-	2.218,0	2.218,0	4.544,4	2.326,4	65,4	33,3	32,1	-	32,1
	Nov	131.800,0	-	-	2.520,0	2.520,0	4.282,6	1.762,6	60,1	24,7	35,4	-	35,4
	Dic	140.946,0	122.999,2	12.066,0	9.146,0	-2.920,0	3.762,8	6.682,8	53,1	94,1	-41,0	169,9	128,9
1979	Ene	143.965,0	-	-	3.019,0	3.019,0	4.032,2	1.013,2	57,7	14,5	43,2	-	43,2
	Feb	143.998,0	-	-	33,0	33,0	3.686,3	3.653,3	53,2	52,7	0,5	-	0,5
	Mar	145.135,0	-	-	1.137,0	1.137,0	3.614,3	2.477,3	52,4	35,9	16,5	-	16,5
	Abr	145.786,0	-	-	651,0	651,0	3.490,1	2.839,1	51,3	41,8	9,6	-	9,6
	May	147.151,0	-	-	1.365,0	1.365,0	3.811,2	2.446,2	57,7	37,0	20,7	-	20,7
	Jun	149.112,0	-	-	1.961,0	1.961,0	3.636,5	1.675,5	55,0	25,4	29,7	-	29,7
	Jul	151.307,0	-	-	2.195,0	2.195,0	5.453,0	3.258,0	82,5	49,3	33,2	-	33,2
	Ago	150.772,0	-	-	-535,0	-535,0	5.260,1	5.795,1	79,6	87,7	-8,1	-	-8,1
	Sep	151.057,0	-	-	285,0	285,0	4.239,1	3.954,1	64,2	59,9	4,3	-	4,3
	Oct	154.209,0	-	-	3.152,0	3.152,0	5.032,8	1.880,8	76,1	28,4	47,7	-	47,7
	Nov	156.762,0	-	-	2.553,0	2.553,0	3.808,7	1.255,7	57,3	18,9	38,4	-	38,4
	Dic	171.347,0	150.883,4	14.712,0	14.585,0	-127	5.145,4	5.272,4	77,4	79,3	-1,9	221,2	219,3
1980	Ene	175.041,0	-	-	3.694,0	3.694,0	5.764,9	2.071,0	87,2	31,3	55,9	-	55,9
	Feb	175.616,0	-	-	575,0	575,0	3.867,2	3.292,2	58,1	49,4	8,6	-	8,6
	Mar	175.485,0	-	-	-131,0	-131,0	3.030,5	3.161,5	43,8	45,7	-1,9	-	-1,9
	Abr	176.779,0	-	-	1.294,0	1.294,0	4.009,1	2.715,1	56,1	37,9	18,2	-	18,2
	May	181.588,0	-	-	4.809,0	4.809,0	6.544,0	1.735,0	92,4	24,5	67,9	-	67,9
	Jun	185.798,0	-	-	4.210,0	4.210,0	5.870,8	1.660,8	83,8	23,7	60,1	-	60,1
	Jul	189.966,0	-	-	4.168,0	4.168,0	7.859,6	3.691,6	111,1	52,2	58,9	-	58,9
	Ago	189.789,0	-	-	-177,0	-177,0	6.233,5	6.410,5	86,1	88,6	-2,5	-	-2,5
	Sep	190.773,0	-	-	984,0	984,0	5.886,5	4.902,5	80,3	66,9	13,4	-	13,4
	Oct	194.179,0	-	-	3.406,0	3.406,0	5.660,3	2.254,3	76,1	30,3	45,8	-	45,8
	Nov	197.117,0	-	-	2.938,0	2.938,0	4.552,9	1.614,9	59,6	21,1	38,5	-	38,5
	Dic	213.993,0	187.177,0	18.111,0	16.876,0	-1.235,0	5.566,9	6.801,9	70,4	86,1	-15,6	229,2	213,6

(a) Para 1977, estimación aplicando el tipo de interés establecido para estas cuentas, 10 %, al saldo medio anual. A partir de 1978, datos procedentes de la cuenta de resultados de las entidades bancarias.

(b) Disposiciones en pesetas (col. 7 de este cuadro), convertidas con el cambio medio mensual.

(c) Intereses en pesetas (col. 3 de este cuadro), convertidas con el cambio medio mensual.

2. Estimación de la variación de saldos cuenta ahorro del emigrante (C.A.E.) y su disposición en el interior (continuación)

		Millones de pesetas						Millones de dólares					
		Saldo C.A.E. Sistema Bancario	Saldo medio anual	Intereses	C.A.E. variación (col. 1)	C.A.E. variación corregida	Remesas C.A.E. (06.02.05 neto)	Estimación disposiciones interiores	Remesas C.A.E. (06.02.05 neto)	Estimación disposiciones interiores	Variación estimada C.A.E.	Intereses	C.A.E. variación
		1	2	3 (a)	4	5=4-3	6	7=6-5	8	9 (b)	10=8-9	11 (c)	12=10+11
1981	Ene	217.260,0	-	-	3.267,0	3.267,0	5.965,3	2.698,3	74,8	33,5	41,4	-	41,4
	Feb	216.051,0	-	-	-1.209,0	-1.209,0	3.868,1	5.077,1	45,1	59,2	-14,1	-	-14,1
	Mar	217.027,0	-	-	976,0	976,0	4.345,4	3.369,4	50,6	39,2	11,3	-	11,3
	Abr	217.440,0	-	-	413,0	413,0	3.727,0	3.314,0	42,4	37,9	4,6	-	4,6
	May	218.692,0	-	-	1.252,0	1.252,0	3.978,9	2.726,9	43,6	29,9	13,7	-	13,7
	Jun	220.730,0	-	-	2.038,0	2.038,0	4.859,5	2.821,5	51,4	29,8	21,5	-	21,5
	Jul	222.731,0	-	-	2.001,0	2.001,0	6.300,3	4.299,3	64,7	44,1	20,6	-	20,6
	Ago	218.932,0	-	-	-3.799,0	-3.799,0	6.826,1	10.625,1	68,1	106,1	-38,0	-	-38,0
	Sep	218.453,0	-	-	-479,0	-479,0	5.228,5	5.707,5	54,6	59,3	-4,8	-	-4,8
	Oct	224.472,0	-	-	6.019,0	6.019,0	7.546,0	1.527,0	78,6	15,9	62,7	-	62,7
	Nov	228.813,0	-	-	4.341,0	4.341,0	5.329,6	988,6	55,9	10,4	45,5	-	45,5
	Dic	247.724,0	222.360,4	21.432,0	18.911,0	-2.521,0	6.055,2	8.576,2	62,4	88,5	-26,1	221,1	195,0
1982	Ene	248.257,0	-	-	533,0	533,0	4.092,7	3.559,7	41,7	36,2	5,5	-	5,5
	Feb	246.748,0	-	-	-1.509,0	-1.509,0	3.581,7	5.090,7	35,6	50,5	-14,9	-	-14,9
	Mar	248.563,0	-	-	1.815,0	1.815,0	5.259,1	3.444,1	50,3	33,0	17,3	-	17,3
	Abr	249.248,0	-	-	685,0	685,0	4.441,4	3.756,4	42,0	35,4	6,5	-	6,5
	May	251.048,0	-	-	1.800,0	1.800,0	5.108,1	3.308,1	49,6	32,1	17,5	-	17,5
	Jun	254.039,0	-	-	2.991,0	2.991,0	6.247,5	3.256,5	57,2	29,8	27,3	-	27,3
	Jul	253.577,0	-	-	-462,0	-462,0	7.047,1	7.509,1	63,2	67,3	-4,1	-	-4,1
	Ago	245.660,0	-	-	-7.917,0	-7.917,0	5.142,6	13.059,6	45,8	116,6	-70,8	-	-70,8
	Sep	243.066,0	-	-	-2.594,0	-2.594,0	2.225,6	4.819,6	19,6	42,7	-23,0	-	-23,0
	Oct	244.949,0	-	-	1.883,0	1.883,0	4.883,8	3.000,8	42,4	26,1	16,4	-	16,4
	Nov	248.814,0	-	-	3.865,0	3.865,0	4.502,4	637,4	37,8	5,4	32,4	-	32,4
	Dic	273.975,0	250.662,0	24.265,0	25.161,0	896,0	13.430,0	12.534,0	105,6	99,5	6,1	192,7	198,7
1983	Ene	277.178,0	-	-	3.203,0	3.203,0	7.383,0	4.180,0	58,4	32,9	25,4	-	25,4
	Feb	276.924,0	-	-	-254,0	-254,0	5.088,5	5.342,5	39,2	41,2	-2,0	-	-2,0
	Mar	276.289,0	-	-	-635,0	-635,0	5.461,6	6.096,6	41,2	45,8	-4,6	-	-4,6
	Abr	276.586,0	-	-	297,0	297,0	4.671,2	4.374,2	34,4	32,2	2,2	-	2,2
	May	278.071,0	-	-	1.485,0	1.485,0	6.084,3	4.599,3	44,1	33,4	10,7	-	10,7
	Jun	281.614,0	-	-	3.543,0	3.543,0	4.500,9	957,9	31,5	6,7	24,8	-	24,8
	Jul	283.411,0	-	-	1.797,0	1.797,0	9.616,2	7.819,2	65,1	52,9	12,2	-	12,2
	Ago	272.792,0	-	-	-10.619,0	-10.619,0	5.071,2	15.690,2	33,5	103,8	-70,4	-	-70,4
	Sep	269.626,0	-	-	-3.166,0	-3.166,0	2.795,3	5.961,3	18,4	39,2	-20,8	-	-20,8
	Oct	273.093,0	-	-	3.467,0	3.467,0	6.601,3	3.134,3	43,7	20,7	23,0	-	23,0
	Nov	277.816,0	-	-	4.723,0	4.723,0	6.371,1	1.648,1	41,1	10,7	30,5	-	30,5
	Dic	300.628,0	278.669,0	26.913,0	22.812,0	-4.101,0	11.315,5	15.416,5	71,6	97,6	-26,0	170,4	144,4
1984	Ene	292.768,0	-	-	-7.860,0	-7.860,0	2.528,2	10.388,2	15,8	65,1	-49,3	-	-49,3
	Feb	288.062,0	-	-	-4.706,0	-4.706,0	4.235,3	8.941,3	27,5	58,0	-30,5	-	-30,5
	Mar	285.170,0	-	-	-2.892,0	-2.892,0	1.944,5	4.836,5	12,9	32,4	-19,5	-	-19,5
	Abr	283.531,0	-	-	-1.639,0	-1.639,0	-842,7	796,3	-5,8	5,3	-11,1	-	-11,1
	May	283.038,0	-	-	-493,0	-493,0	10.449,9	10.942,9	67,8	71,1	-3,3	-	-3,3
	Jun	282.981,0	-	-	-57,0	-57,0	5.864,0	5.921,0	37,8	38,3	-0,5	-	-0,5
	Jul	283.318,0	-	-	337,0	337,0	9.831,2	9.494,2	61,0	58,9	2,1	-	2,1
	Ago	270.772,0	-	-	-12.546,0	-12.546,0	5.909,4	18.455,4	36,0	112,2	-76,3	-	-76,3
	Sep	266.208,0	-	-	-4.564,0	-4.564,0	-1.696,6	2.867,4	-10,3	16,9	-27,1	-	-27,1
	Oct	266.727,0	-	-	519,0	519,0	4.774,2	4.255,2	27,7	24,7	3,0	-	3,0
	Nov	272.774,0	-	-	6.047,0	6.047,0	1.653,1	-4.393,9	9,5	-26,2	35,7	-	35,7
	Dic	293.625,0	280.747,8	27.189,0	20.851,0	-6.338,0	10.303,5	16.641,5	60,0	96,9	-36,9	158,3	121,4

(a) Para 1977, estimación aplicando el tipo de interés establecido para estas cuentas, 10 %, al saldo medio anual. A partir de 1978, datos procedentes de la cuenta de resultados de las entidades bancarias.

(b) Disposiciones en pesetas (col. 7 de este cuadro), convertidas con el cambio medio mensual.

(c) Intereses en pesetas (col. 3 de este cuadro), convertidas con el cambio medio mensual.

Información del Banco de España

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

Modificaciones en julio de 1985

BANCOS	Tipos preferenciales declarados (Orden ministerial de 17-1-81, número segundo)								Descu- biertos en c/c.	Excedi- dos en cta/cto. (b)	Tipos superior e inferior en operaciones de financiación a largo plazo (OM 17-1-81, sección IV y RD 73/81)	
	Descuento comercial					Préstamos y créditos					Inferior	Superior
	Un mes	Dos meses	Tres meses	Un año	Tres años	Tres meses	Un año	Tres años				
BANCOS INDUSTRIALES Y DE NEGOCIOS												
FINANCIACION INDUSTRIAL (23-VII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	=	18,00	14,50	17,00
INDUSTRIAL DE BILBAO (31-VII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	=	=	=	18,50
BANCOS EXTRANJEROS												
AMERICA												
(5-VII-85)	=	=	=	=	=	=	16,00	16,50	=	=	=	=
(23-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,25	16,25	=	=	=	=
(29-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,50	=	=	=	=	=
COMERCIAL ITALIANA												
(2-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,50	=	=	=	=	=
(2-VII-85)	=	=	=	=	=	=	17,00	=	=	=	=	=
(17-VII-85)	=	=	=	=	=	=	16,25	16,75	=	=	=	=
(30-VII-85)	=	=	=	=	=	=	16,00	=	=	=	=	=
CONTINENTAL ILLINOIS												
(9-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,13	=	19,00	19,00	=	=
(9-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,00	15,50	=	=	=	=
(26-VII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	18,75	18,75	=	=
FIRST INTERSTATE												
(12-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,00	15,00	=	=	=	=
(31-VII-85)	=	=	=	=	=	=	13,25	=	=	=	=	=
FIRST N. BANK OF CHICAGO												
(1-VII-85)	=	=	14,60	14,63	=	=	15,35	15,63	=	=	=	=
(8-VII-85)	=	=	14,13	14,50	=	=	14,88	15,50	=	=	=	=
(16-VII-85)	=	=	14,00	14,63	=	=	14,75	15,63	=	=	=	=
(23-VII-85)	=	=	=	14,50	=	=	=	15,50	=	=	=	=
(31-VII-85)	=	=	13,79	14,75	=	=	14,54	15,75	=	=	=	=
MANUF. HANOVER TRUST												
(4-VII-85)	=	=	16,00	16,50	=	=	16,00	16,50	=	=	=	=
(4-VII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	25,00	25,00	=	=
MIDLAND BANK												
(19-VII-85)	=	=	=	=	=	=	15,50	=	18,50	=	=	=
NAT. WESTMINSTER BANK												
(31-VII-85)	=	=	15,63	15,88	=	=	=	=	=	=	=	=
CAJAS DE AHORRO												
CORDOBA PROV.												
(2-VII-85)	=	=	=	=	=	=	13,00	=	22,00	22,00	17,25	=
INSULAR CANARIA												
(29-VII-85)	=	12,00	=	=	=	=	=	=	=	=	=	=
SEGOVIA												
(30-VII-85)	9,00	11,00	12,50	13,50	14,00	12,50	14,00	=	=	=	=	=
VITORIA CIUDAD												
(19-VII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	21,00	=	=	=

(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.

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

Modificaciones en agosto de 1985

BANCOS	Tipos preferenciales declarados (Orden ministerial de 17-1-81, número segundo)								Descu- biertos en c/c.	Excedi- dos en cta/cto. (b)	Tipos superior e inferior en operaciones de financiación a largo plazo (OM 17-1-81, sección IV y RD 73/81)	
	Descuento comercial					Préstamos y créditos					Inferior	Superior
	Un mes	Dos meses	Tres meses	Un año	Tres años	Tres meses	Un año	Tres años				
BANCOS INDUSTRIALES Y DE NEGOCIOS												
FINANZAS (1-VIII-85)	10,00	12,00	14,00	=	16,00	=	16,00	16,50	=	=	=	=
BANCOS EXTRANJEROS												
BANKERS TRUST (28-VIII-85)	=	=	=	=	=	=	15,50	=	=	=	=	=
COMERCIAL ITALIANA (6-VIII-85)	=	=	=	=	=	16,13	=	=	=	=	=	=
(22-VIII-85)	=	=	=	=	=	15,00	16,13	=	=	=	=	=
(26-VIII-85)	=	=	=	=	=	14,75	15,75	=	=	=	=	=
(28-VIII-85)	=	=	=	=	=	14,38	15,50	=	=	=	=	=
CONTINENTAL ILLINOIS (6-VIII-85)	=	=	=	=	=	15,25	15,75	=	10,00	10,00	=	=
(16-VIII-85)	=	=	=	=	=	14,13	15,50	=	10,75	10,75	=	=
(23-VIII-85)	=	=	=	=	=	13,75	14,25	=	17,63	17,63	=	=
(29-VIII-85)	=	=	=	=	=	13,13	=	=	16,75	16,75	=	=
DRESDNER BANK (28-VIII-85)	14,10	=	14,05	13,50	=	14,55	15,60	=	20,00	20,00	=	=
FIRST INTERSTATE (6-VIII-85)	=	=	=	=	=	14,25	=	=	=	=	=	=
(28-VIII-85)	=	=	=	=	=	13,50	14,50	=	=	=	=	=
FIRST N. BANK OF CHICAGO (6-VIII-85)	=	=	14,38	=	=	15,13	=	=	=	=	=	=
(14-VIII-85)	=	=	13,50	=	=	14,25	=	=	=	=	=	=
(22-VIII-85)	=	=	13,00	14,00	=	13,75	15,00	=	=	=	=	=
HONG KONG (27-VIII-85)	=	=	=	=	=	14,00	15,25	16,50	=	=	=	=
MIDLAND BANK (2-VIII-85)	=	=	=	=	=	15,00	=	=	10,00	=	=	=
(7-VIII-85)	=	=	=	=	=	15,50	=	=	=	=	=	=
(19-VIII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	10,50	=	=	=
MORGAN GUARANTY (19-VIII-85)	14,00	=	14,00	12,75	=	14,50	14,75	=	16,00	16,00	=	=
(28-VIII-85)	12,75	=	13,00	12,50	=	13,50	14,25	=	=	=	=	=
NAT. WESTMINSTER BANK (30-VIII-85)	=	=	15,00	15,25	=	=	=	=	=	=	=	=
CAJAS DE AHORRO												
CUENCA (17-VIII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	=	21,00	=	=
GUADALAJARA (3-VIII-85)	=	=	=	=	=	=	=	15,00	=	=	15,00	=
MANRESA (9-VIII-85)	=	=	=	13,50	13,75	=	=	=	=	=	=	=
ORENSE (23-VIII-85)	=	=	10,00	14,50	15,50	=	=	=	=	=	=	=
SABADELL (21-VIII-85)	=	=	=	=	15,00	=	=	=	=	=	=	=
VALENCIA (14-VIII-85)	=	=	=	=	=	=	=	=	=	(3,00)	=	=

 (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»
19/85, de 23 de julio	Balance, cuenta de resultados y estados complementarios.	23 julio 1985
20/85, de 23 de julio	Información de tipos de interés	23 julio 1985
21/85, de 21 de agosto	Sobre consolidación de estados contables de las entidades de depósito.	26 agosto 1985
Corrección de erratas a la circular 19/85, de 23 de julio	Fe de erratas de la página 1.	

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.

RICARDO SANZ

TRIMESTRALIZACIÓN DEL PIB POR RAMAS DE ACTIVIDAD, 1964-1984.—DOCUMENTO DE TRABAJO N.º 8514

Se presentan nuevas series trimestrales del PIB al coste de los factores a precios constantes, estimadas a partir de las magnitudes anuales de la Contabilidad Nacional de España publicadas por el INE. Para ello se utiliza la información de algunos indicadores de actividad a corto plazo y el mismo método de desagregación temporal ya habitual en los trabajos anteriores dedicados a este problema.

En la presente versión se prolongan las series incluyendo 1984 y se introduce una revisión en los datos desde 1964, que conduce a un perfil trimestral con una evolución general más suave que la ofrecida en estimaciones anteriores.

IGNACIO MAULEON

LA INVERSIÓN EN BIENES DE EQUIPO: DETERMINANTES Y ESTABILIDAD.—DOCUMENTO DE TRABAJO N.º 8515

Este trabajo presenta una estimación de la función de inversión en bienes de equipo y material de transporte.

Se ha estimado conjuntamente, y por métodos eficientes de máxima verosimilitud, un modelo de tres ecuaciones para la inversión, el PIB, y los excedentes. La variable explicativa clave hasta 1981 son los excedentes empresariales, no habiéndose encontrado efectos significativos de la disponibilidad de crédito ni de los tipos de interés. A partir de 1982, esta relación deja de existir, y el estudio analiza cuidadosamente este punto, por medio de un contraste de estabilidad para sistemas simultáneos. Los resultados de esta investigación econométrica son coherentes con los obtenidos a partir de una encuesta empresarial sobre los determinantes de la inversión.

Las causas de la ruptura de la relación entre excedentes e inversión no son del todo claras, pero es posible que estén asociadas a la incertidumbre generada por los altos déficit públicos y la variabilidad de los tipos de interés.

ANTONI ESPASA Y RAMON GALIAN

PARSIMONY AND OMITTED FACTORS: THE AIRLINE MODEL AND THE CENSUS X-11 ASSUMPTIONS.—DOCUMENTO DE TRABAJO N.º 8516

Box y Jenkins propusieron el modelo denominado de las «líneas aéreas» (AL) como modelo prototipo para series temporales mensuales. Por otra parte, distintos autores han tratado de identificar el tipo de modelo Arima para el que el método de ajuste estacional X-11 es adecuado, y han encontrado que tal modelo es $\Delta\Delta_{12}X_t = \psi(L)a_t$, (CX), en donde $\psi(L)$ es un polinomio de grado 14, 25 ó 26.

En este documento se estudia la importancia de las diferencias entre AL y CX, aproximando CX mediante un modelo con un número reducido de parámetros. El modelo que se obtiene para aproximar CX es un modelo Arima (1,1,2)(0,1,1), con raíces complejas en el factor MA regular, y para la versión estándar del programa X-11 se estima como: $(1-0,94L)\Delta\Delta_{12}X_t = (1-1,61L+0,89L^2)(1-0,47L^{12})a_t$. A los modelos Arima (1,1,2)(0,1,1) con características similares los denominaremos ALX.

La diferencia más importante entre los modelos ALX y AL destaca claramente en sus correspondientes funciones de autocorrelación (acfs). Esta diferencia consiste en una secuencia de valores positivos decrecientes en los retardos dos a diez ($\rho_2 \approx 0,2$) de la acf de los modelos ALX. Con ello se verifica que estos modelos representan un prototipo de modelos Arima que incorpora un factor de estabilidad —mayor potencia espectral en frecuencias bajas— que no está presente en los modelos AL.

