

LA PESETA Y EL SISTEMA MONETARIO EUROPEO: UN MODELO DEL TIPO DE CAMBIO PESETA-MARCO (*)

José Viñals
Lorenzo Domingo

Madrid, febrero de 1987

(*) Este trabajo se ha beneficiado de las sugerencias y comentarios proporcionados por J. L. Escrivá, A. Espasa, A. Maravall, T. Pérez, L. Servén y, especialmente, J. J. Dolado e I. Mauleón.

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

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

ISBN: 84-505-6275-9

ISSN: 0213 - 2710

Depósito legal: M. 25642 - 1987

Imprenta del Banco de España

Resumen

La coordinación de la política económica española con la de los países del Sistema Monetario Europeo (SME) para garantizar la estabilidad cambiaria sólo puede llevarse a cabo con precisión cuando se conoce la incidencia cuantitativa de dicha política económica sobre el tipo de cambio de la peseta. En este trabajo se construye y estima económicamente una ecuación del tipo de cambio de la peseta y el marco (la moneda pivot del SME), que permite conocer empíricamente cuales son las trayectorias que nuestras políticas monetarias, fiscales y salariales deben seguir para estabilizar la cotización entre la peseta y el marco. Entre los resultados obtenidos destacan los siguientes:

- (a) Una desviación de tan sólo 1 punto porcentual en los objetivos de los ALP españoles durante un trimestre requerirá de intervenciones en el mercado de cambios para evitar que la peseta rebase la banda máxima de fluctuación del $\pm 2,25$ por ciento permitida en el SME.
- (b) Aún cuando exista una perfecta coordinación de políticas económicas, la peseta tenderá a rebasar la banda máxima de fluctuación del SME a causa de factores aleatorios el 26 por ciento de las veces, lo que, de nuevo, hará preciso que las autoridades monetarias intervengan en el mercado de cambios. Estas intervenciones, sin embargo, tenderán a autocancelarse en el tiempo.

Introducción

La posible incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo (SME) implica cambios fundamentales para la política monetaria y de tipo de cambio que debe llevar a cabo el Banco de España. Las reglas de funcionamiento del SME establecen una banda máxima de fluctuación del $\pm 2,25\%$ de cada moneda respecto de la paridad central de las otras monedas del sistema. Si estas bandas máximas llegan a rebasarse, entonces hay que proceder a un reajuste de paridades que, generalmente, viene precedido de fuertes tensiones especulativas en los mercados de cambios y que frecuentemente acarrea costes políticos para el país que provoca dicho reajuste.

El mantenimiento de la peseta dentro del SME puede intentarse, en principio, mediante dos caminos diferentes.

El primero de ellos, consiste en asignar a la política de intervención del Banco de España en el mercado de cambios la responsabilidad de mantener la peseta dentro de la banda de fluctuación permitida, sin preocuparse de llevar a cabo políticas económicas que sean consistentes con el mantenimiento de la peseta en dicha banda. Tal y como se ha puesto de manifiesto repetidamente, esta estrategia genera periódicamente presiones especulativas intensas y fuertes fluctuaciones en los niveles de reservas, lo que la hace poco aconsejable.

El segundo, y único válido, camino se basa en lograr la estabilidad entre el tipo de cambio de la peseta y las demás monedas del SME a través de la coordinación de nuestra política económica con la del resto de los países miembros del sistema, de forma que la intervención del Banco

de España en el mercado de cambios tenga un papel subsidiario. Tal y como se muestra en un trabajo anterior (Viñals, 1986), de este modo se consigue reducir las variaciones esperadas del tipo de cambio de la peseta frente a las otras monedas del SME, mientras se dedica la política de intervención a compensar las variaciones inesperadas.

Sin embargo, la coordinación de nuestra política económica con la de los restantes países del SME para garantizar la estabilidad cambiaria sólo puede llevarse a cabo con precisión si se conoce su incidencia cuantitativa sobre el tipo de cambio de la peseta. Por todo esto, el presente trabajo tiene como objetivo construir y estimar econométricamente una ecuación del tipo de cambio de la peseta y el marco (la moneda pivot del SME), que permita conocer empíricamente cuales son las trayectorias que nuestras políticas monetarias, fiscales y salariales deben seguir para estabilizar la cotización entre la peseta y el marco.

La organización del trabajo es la siguiente: en la sección I se construye un modelo macroeconómico simple que genera una ecuación de forma reducida para el tipo de cambio de la peseta; en la sección II se procede a estimar econométricamente esta ecuación y a comentar sus propiedades; en la sección III se presentan simulaciones de la ecuación estimada; en la sección IV se cuantifican los ajustes que deben efectuarse en la política monetaria española para mantener la estabilidad de la peseta en el SME ante condiciones cambiantes internas y externas. Por último, la sección V resume las principales conclusiones obtenidas.

Hay que recalcar que los resultados empíricos presentados constituyen tan solo un avance provisional de las estimaciones que se están realizando, por lo que hay que interpretarlos con una dosis de cautela superior a la habitual.

I. Un modelo del tipo de cambio nominal

La estrategia de modelación seguida consiste en partir de un modelo macroeconómico simple, que resume el equilibrio a largo plazo de la economía y que, a su vez, genera una ecuación de tipo de cambio a largo plazo. Esta ecuación, convenientemente dinamizada, es estimada econométricamente en la sección siguiente.

1. El modelo macroeconómico en situación de "equilibrio" a largo plazo.

La situación de equilibrio estacionario a largo plazo de una economía abierta, normalmente se caracteriza por:

(a) la flexibilidad total del nivel de precios, que equilibra la oferta y demanda agregada de bienes,

(b) la flexibilidad total del salario real, que equilibra el mercado de trabajo al nivel de pleno empleo,

(c) la igualdad del tipo de interés nacional y exterior, satisfaciendo la paridad descubierta de tipos de interés.

Sin embargo, la existencia prolongada de rigideces salariales de carácter real en España (Dolado, Malo de Molina y Zabalza (1985), Viñals (1983a) y Alemania

(Franz y König (1985)) nos ha llevado a redefinir una situación de "cuasi-equilibrio estacionario" en la que se dan las condiciones (a) y (c), incumpléndose (b). Por tanto, incluso en esta situación, los salarios reales pueden no corresponderse con sus niveles de pleno empleo.

Dicho esto, el modelo de "cuasi-equilibrio estacionario" correspondiente a la economía española, vendría caracterizado por las siguientes ecuaciones (en logaritmos a menos que se indique lo contrario):

$$(1) \quad y = -\alpha_1(w-p) - \alpha_2(q^{**}+e-p)$$

$$(2) \quad w-p = w_c + (1-\lambda)(p^*+e-p)$$

$$(3) \quad y = \beta_1(m-p) + \beta_2f + \beta_3(p^*+e-p) + \beta_4y^*$$

$$(4) \quad m - p = \phi_1y - \phi_2i$$

$$(5) \quad i = i^*$$

$$(\alpha, \beta, \phi, \lambda) \geq 0.$$

y: output

w: salario nominal

p: nivel de precios

w_c: salario real consumo (deflactado con IPC)

p*: precio en moneda extranjera de los bienes finales importados

q**: precio en moneda extranjera de la energía importada

e: tipo de cambio nominal (pesetas por unidad de moneda extranjera)

(1-λ): peso de los bienes finales importados en el

IPC (en niveles)
m: cantidad de dinero
f: índice de política fiscal
y*: nivel de actividad exterior
i: tipo de interés nominal (en niveles)
i*: tipo de interés nominal exterior (en niveles)

El sistema (1)-(5) permite obtener los valores estacionarios de cuasi-equilibrio para las variables (y, p, e, w, i), tomando como exógenas las variables (q^{**} , p^* , y^* , i^* , m, f, w_c). El significado de las ecuaciones es el siguiente:

- (1) oferta de bienes: depende negativamente del salario real producto y del precio relativo de la energía.
- (2) identidad que relaciona el salario real producto y el salario real consumo.
- (3) demanda de bienes: depende positivamente de la política monetaria y fiscal, del tipo de cambio real y de la renta exterior.
- (4) igualdad entre la oferta y demanda de dinero¹.
- (5) paridad descubierta de tipos de interés².

2. El tipo de cambio nominal a largo plazo.

Resolviendo el modelo compuesto por las ecuaciones (1)-(5) se llega a la siguiente ecuación de forma reducida para el tipo de cambio:

$$(6) e = \pi_1 m + \pi_2 f + \pi_3 w_c + \pi_4 p^* + \pi_5 y^* + \pi_6 i^* + \pi_7 q^{**}$$

en la que las π_i son función de los parámetros estructurales³ del modelo:

$$\pi_1 = 1$$

$$\pi_2 = -\beta_2 [1 + \phi_1 (\alpha_1 (1 - \lambda) + \alpha_2)] A^{-1}$$

$$\pi_3 = \alpha_1 [1 - \phi_1 (\beta_1 + \beta_3)] A^{-1}$$

$$\pi_4 = -[\beta_3 [1 + \phi_1 (\alpha_1 (1 - \lambda) + \alpha_2)] + [1 - \phi_1 (\beta_1 + \beta_3)] \alpha_1 (1 - \lambda)] A^{-1}$$

$$\pi_5 = -\beta_4 [1 + \phi_1 (\alpha_1 (1 - \lambda) + \alpha_2)] A^{-1}$$

$$\pi_6 = \phi_2 [\beta_1 + \beta_3 + \alpha_1 (1 - \lambda) + \alpha_2] A^{-1}$$

$$\pi_7 = \alpha_2 [1 - \phi_1 (\beta_1 + \beta_3)] A^{-1}$$

$$A = \beta_3 + (1 - \beta_1 \phi_1) (\alpha_1 (1 - \lambda) + \alpha_2)$$

Como puede observarse, el signo de cada uno de las π_i depende del valor de la expresión $(1 - \beta_1 \phi_1)$, que, a su vez, condiciona el signo de A. Dado que las estimaciones de demanda de dinero en España (Dolado (1985)) y otros países apuntan hacia una elasticidad unitaria de dicha demanda frente a la renta a largo plazo ($\phi_1 = 1$), y dado que el valor razonable del parámetro β_1 (que refleja el efecto de los saldos reales de dinero en la demanda de bienes a través de la riqueza y de los tipos de interés) es razonablemente inferior a la unidad ($\beta_1 < 1$), tenemos que la expresión $(1 - \beta_1 \phi_1)$ toma un valor positivo.

Por tanto, las restricciones del modelo teórico a largo plazo en la ecuación del tipo de cambio son las siguientes:

- (a) neutralidad monetaria ($\pi_1=1$)
- (b) una expansión fiscal interior y un aumento de la renta exterior aprecian el tipo de cambio de la peseta ($\pi_2, \pi_5 < 0$)
- (c) un aumento del salario real consumo interior puede apreciar o depreciar la peseta ($\pi_3 \gtrless 0$). Caso de que $(1 - (\beta_1 + \beta_3)\phi_1) \geq 0$, se daría una depreciación ($\pi_3 > 0$).
- (d) el efecto de un aumento del nivel de precios exterior sobre la peseta es ambiguo ($\pi_4 \gtrless 0$)
- (e) un aumento del tipo de interés exterior tiende a depreciar la peseta ($\pi_6 > 0$)
- (f) un aumento del precio de la energía importada tiene un efecto ambiguo sobre la peseta ($\pi_7 \gtrless 0$)

Con todo, la ecuación (6) no permite responder satisfactoriamente a la pregunta de cómo coordinar la política económica española con la alemana para mantener estable el tipo de cambio entre la peseta y el marco. Para ello, necesitaríamos contar con una ecuación que dependiera de (m, f, w_c) y de (m^*, f^*, w_c^*) .

Tal ecuación es directamente obtenible a partir de (6) si consideramos que (m^*, f^*, w_c^*) son las variables de

política económica alemana relevantes. En tal caso, las variables endógenas alemanas (p^* , y^* , i^*) dependerán de dichas variables exógenas. Al mismo tiempo, es razonable suponer que las variables de política económica alemana tengan efectos del signo contrario al de las variables españolas sobre el tipo de cambio peseta-marco, por lo que:

$$(7) e = \pi_1 m + \pi_1^* m^* + \pi_2 f + \pi_2^* f^* + \pi_3 w_c + \pi_3^* w_c^* + (\pi_7 - \pi_7^*) q^{**}$$

cumpliendo las siguientes propiedades:

$$(1) \pi_1 = 1, \pi_1^* = -1$$

$$(2) \pi_2 \leq 0, \pi_2^* \geq 0$$

$$(3) \text{ Si } \pi_3 \geq 0, \pi_3^* \leq 0$$

$$\text{ Si } \pi_3 \leq 0, \pi_3^* \geq 0$$

$$(4) \pi_7 - \pi_7^* \leq 0.$$

De estas propiedades, la única que precisa una explicación adicional es la (4): el efecto de un encarecimiento del precio de la energía importada tanto por España como por Alemania puede apreciar o depreciar la peseta frente al marco según cual sea su efecto diferencial en uno y otro país.

II. Estimación del modelo

La ecuación (7) representa la relación existente entre el tipo de cambio peseta-marco y las trayectorias de las políticas monetarias y fiscales y de los salarios reales en España y Alemania a largo plazo. En el corto plazo, la

lentitud de los ajustes en los mercados y la existencia de retardos en las reglas de decisión de los agentes económicos lleva a la siguiente ecuación dinámica del tipo de cambio peseta-marco:

$$(8) e_t = \pi_1(L)m_t + \pi_1^*(L)m_t^* + \pi_2(L)f_t + \pi_2^*(L)f_t^* + \pi_3(L)w_{ct} + \pi_3^*(L)w_{ct}^* + [\pi_7(L) - \pi_7^*(L)]q_t^{**}$$

$$\text{siendo } \pi_j(L)x_t = \sum_{h=0}^{h_j} \pi_{jh} x_{t-h} .$$

La ecuación de forma reducida (8) ha sido estimada mediante mínimos cuadrados ordinarios en base a una muestra trimestral que abarca el período 1974:II-1984:IV. De todas las ecuaciones que hasta el momento presente se han estimado, la que presenta resultados más satisfactorios es la siguiente:

$$(9) \Delta e_t = -4,71 + 0,94d + 0,12g + 0,20 \Delta e_{t-1} - 0,47(e-m+m^*)_{t-1} +$$

$$(-11,2) \quad (4,5) \quad (10,2) \quad (2,6) \quad (-10,8)$$

$$+ 2,44\Delta m_t - 0,50 \Delta_2 m_t^* + 0,61 \Delta_2 w_{ct} - 1,23 w_{ct-4}^* -$$

$$(5,7) \quad (-4,6) \quad (5,7) \quad (-9,8)$$

$$- 0,000013 \Delta f_t + 0,25 \Delta q_t^{**} + 0,05 \Delta q_{t-4}^{**}$$

$$(-4,4) \quad (5,2) \quad (2,3)$$

$$SER = 0,020, R^2 = 0,86, \bar{R}^2 = 0,81, DW = 1,54, n = 42.$$

$$(\Delta x_t = x_t - x_{t-1} \quad Y \quad \Delta_2 x_t = x_t - x_{t-2})$$

(t's entre paréntesis)

La ecuación (9) se ha obtenido a partir de un modelo general (ecuación (8)), al que se han ido imponiendo las restricciones que los datos aceptaban hasta llegar a la especificación simplificada que se muestra. Como es sabido, en la estimación de formas reducidas es apropiado utilizar mínimos cuadrados ordinarios.

Las variables correspondientes al tipo de cambio peseta-marco, cantidad de dinero y salarios reales consumo están en diferencias logarítmicas (Δe , Δm , Δw_c), mientras que la variable fiscal aparece como diferencia de niveles (Δf), dado que esta variable muestra valores negativos. Las series efectivamente utilizadas son:

- e: número de pesetas por marco (en logaritmos)
- d: variable ficticia que recoge las devaluaciones de Villar Mir, de Fuentes Quintana y de Boyer
- g: variable estacional para el segundo y tercer trimestre
- m: ALP's (en logaritmos)
- m*: base monetaria alemana⁴ (en logaritmos)
- f: déficit público (neto de cargas de intereses netas) del Estado y la Seguridad Social (en pesetas constantes)
- f*: déficit público (neto de cargas de intereses netas) de las Administraciones Públicas en Alemania (en marcos constantes)
- w_c: salario nominal deflactado por el índice de precios de consumo (en logaritmos)

w_C^* : salario nominal alemán deflactado por el índice de precios de consumo alemán (en logaritmos)

SER: error estandar de la regresión

DW: Durbin-Watson

n: número de observaciones

Como puede verse, el ajuste conseguido con la ecuación (9) es satisfactorio, pues se explica el 81% de la varianzā del tipo de cambio peseta-mārco. La ecuación ha pasado también satisfactoriamente tests de estabilidad, de autocorrelación⁵ de residuos, de normalidad de residuos, de heteroscedasticidad y ha mostrado un comportamiento robusto en los tests de variables excluidas, tal y como se detalla en el Apēndice 1.

Por otra parte, la posible endogeneidad de los ALP (a travēs de la regla de intervenciōn de la autoridad monetaria en el mercado de cambios) ha llevado a reestimar la ecuaciōn (8) con el mētodo de variables instrumentales. Segūn se detalla en el Apēndice 2, esto no altera significativamente los resultados obtenidos con la estimaciōn por mīnimos cuadrados⁶. Finalmente, tambiēn se ha reestimado la ecuaciōn (8) separando la variable fiscal en sus dos componentes de gastos e ingresos. Tal y como se detalla en el Apēndice 3, el hacer esto deja practicamente inalterados los coeficientes estimados para las variables no fiscales, al tiempo que no se rechaza la hipōtesis de que gastos e ingresos tengan iguales coeficientes pero de distinto signo, lo que, en principio, justificaría la utilizaciōn del dēficit (f) como la variable fiscal representativa en la ecuaciōn (9).

Pasando ya a comentar la dirección y magnitud de los efectos que las distintas variables tienen sobre el tipo de cambio, resulta útil referirse a las elasticidades a corto y largo plazo, que vienen recogidas en el Cuadro 1.

Los parámetros estimados sugieren los efectos siguientes:

(a) Un aumento de la cantidad de dinero española deprecia la peseta frente al marco más que proporcionalmente (2,44) a corto plazo ("overshooting") y proporcionalmente a largo plazo. Un aumento de la cantidad de dinero alemana aprecia la peseta frente al marco menos que proporcionalmente (-0,50) a corto plazo ("undershooting") y proporcionalmente a largo plazo. La existencia de estos fenómenos simultáneos de "over" y "undershooting" causados por variaciones de la cantidad de dinero española y alemana respectivamente es racionalizable, a partir del modelo de Dornbusch (1976), por la distinta velocidad de ajuste de los niveles de precios en España y Alemania.

(b) Un aumento del salario real consumo español deprecia la peseta frente al marco menos que proporcionalmente a corto plazo (0,61) pero no tiene un efecto a largo plazo. En cambio, un aumento del salario real consumo alemán aprecia la peseta proporcionalmente con un retraso de cuatro trimestres (-1,23) y también la aprecia más que proporcionalmente a largo plazo (-2,63).

(c) Un mayor déficit público (neto de cargas financieras) en España aprecia la peseta frente al marco a corto plazo⁷ menos que proporcionalmente (-0,02), pero no tiene un efecto a largo plazo. Respecto al déficit alemán, no se detectan efectos a corto o largo plazo⁸.

CUADRO 1

Elasticidades del tipo de cambio peseta-marco

	m	m [*]	w _c	w _c [*]	f	f [*]	q ^{**}
Corto plazo	2,44	-0,50	0,61	0,0	-0,021	0	0,25
Largo plazo	1	-1	0	-2,63	0	0	0

(d) Un aumento del precio de la energía importada causa una depreciación menos que proporcional (0,25) de la peseta frente al marco a corto plazo. Este efecto se desvanece en el largo plazo.

En conjunto, la ecuación estimada es consistente con los efectos que cabría esperar a partir del modelo teórico de la sección anterior, si bien la ausencia de efectos a largo plazo sobre el tipo de cambio por parte de las variables fiscales y de los salarios españoles induce a pensar en la posibilidad de errores de medición. Esto es así porque, en principio, parece sensato esperar que una alteración de carácter real permanente tenga efectos permanentes en el tipo de cambio de la peseta. Sin embargo, los conocidos problemas que rodean la elaboración de los índices salariales en España, la utilización de datos de caja para el déficit público y la ausencia de base estadística para calcular con garantías el déficit público estructural español y alemán (trimestralmente) hacen que estas tres variables sean medidas con errores notables, lo que puede sesgar sus efectos estimados sobre el tipo de cambio. También sorprende el fuerte efecto a largo plazo de los salarios alemanes que, sin duda, merece ser estudiado más a fondo. No obstante, sí queda claro que, a corto plazo, el factor dominante del tipo de cambio peseta-marco es la política monetaria española.

III. Simulaciones

En esta sección se utiliza la ecuación estimada (9) para simular los efectos que sobre el tipo de cambio peseta-marco tienen las políticas monetarias, fiscales y salariales seguidas en España y Alemania. El cuadro 2 resume

Cuadro 2

Efectos sobre el tipo de cambio peseta-marco
(Variación porcentual acumulada en cada trimestre*)

	Aumento del 1% de los ALP españoles (1)	Reducción del 1% de la base monetaria alemana (1)	Aumento del 10% real del déficit públi co español(2)	Reducción del 10% real del déficit públi co alemán(2)	Aumento del 1% del sala rio real español (2)	Reducción del 1% del sala rio real alemán (2)	Aumento del 1% del precio de la energia
<u>Primer año</u>							
I	2,4	0,5	-0,2	0,0	0,6	0,0	0,2
II	2,2	1,3	-0,1	0,0	1,1	0,0	0,2
III	1,6	1,3	0,0	0,0	0,6	0,0	0,1
IV	<u>1,2</u>	<u>1,2</u>	<u>0,0</u>	<u>0,0</u>	<u>0,3</u>	<u>0,0</u>	<u>0,0</u>
<u>Segundo año</u>							
V	1,0	1,1	0,0	0,0	0,1	1,2	0,0
VI	1,0	1,0	0,0	0,0	0,0	2,1	0,0
VII	1,0	1,0	0,0	0,0	0,0	2,5	0,0
VIII	<u>1,0</u>	<u>1,0</u>	<u>0,0</u>	<u>0,0</u>	<u>0,0</u>	<u>2,6</u>	<u>0,0</u>

(*) (+) depreciación de la peseta; (-) apreciación de la peseta frente al marco alemán.

los resultados de las simulaciones efectuadas. A efectos meramente ilustrativos⁹, estos se relacionan en el Gráfico 1 con la banda máxima de fluctuación del $\pm 2,25$ por ciento establecida por el SME. A partir de dichas simulaciones se puede establecer que:

(a) Un aumento del 1 por ciento¹⁰ de los ALP españoles deprecia la peseta el 1,2 por ciento en un año y el 1,0 por ciento en dos años. Como puede observarse en el Gráfico 1A, la peseta rebasa la banda máxima de fluctuación del SME ($\pm 2,25$) en el primer trimestre, volviendo a introducirse en la misma en el segundo trimestre.

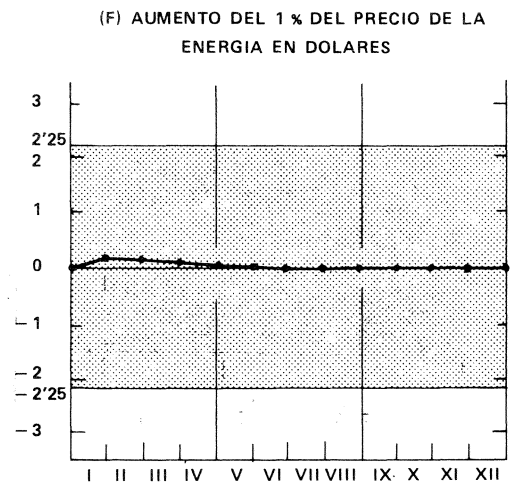
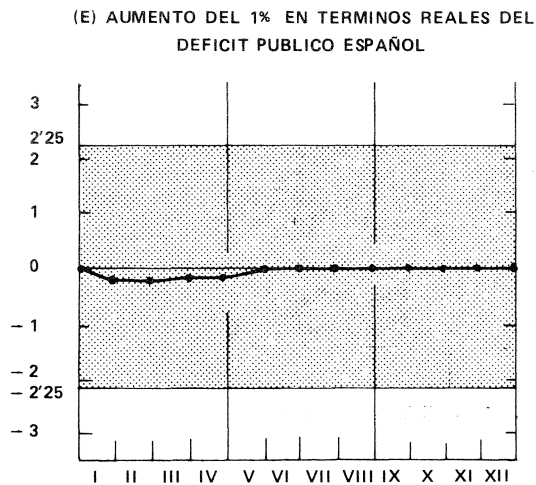
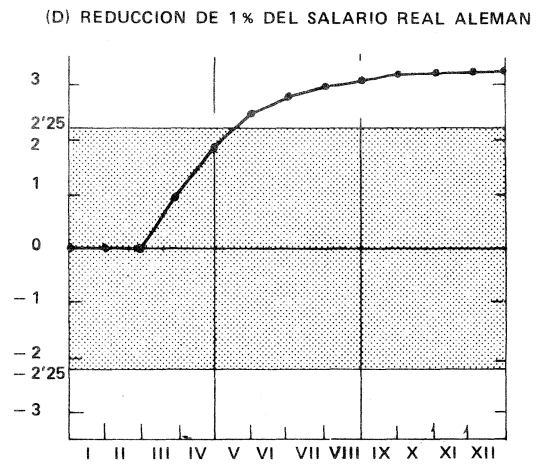
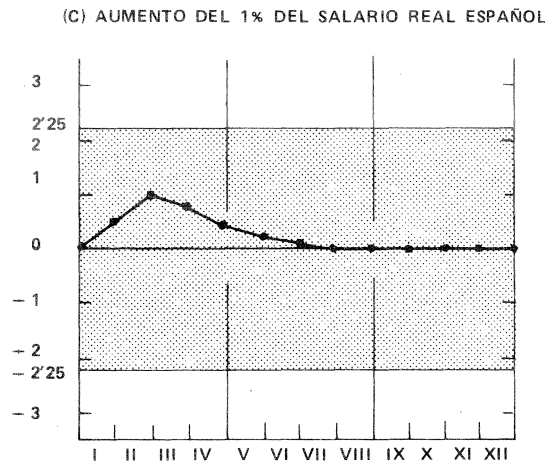
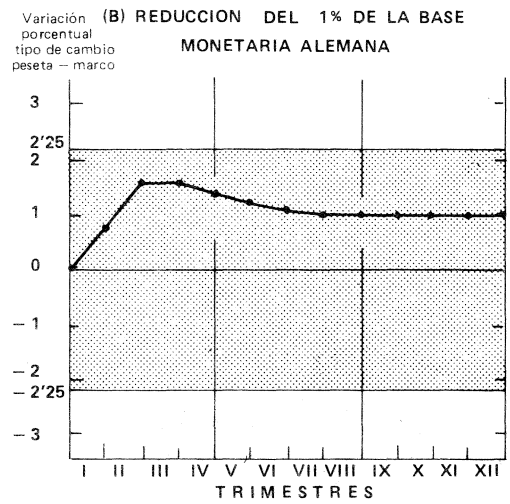
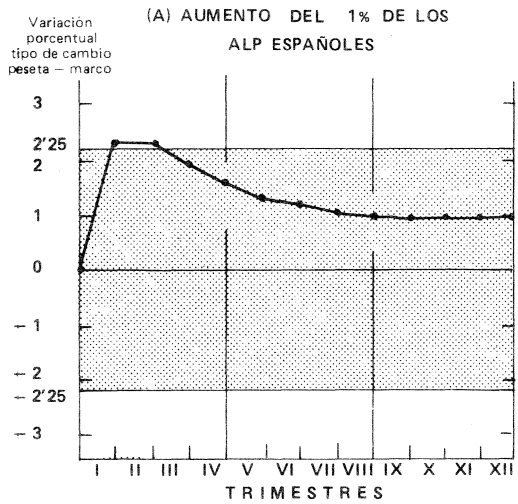
(b) Una disminución del 1 por ciento de la base monetaria alemana deprecia la peseta frente al marco el 1,2 por ciento en un año y el 1,0 por ciento en dos años. Según se ve en el Gráfico 1B, la peseta no se sale en ningún momento de la banda máxima de fluctuación del SME.

(c) Un aumento del 10 por ciento en términos reales del déficit público¹¹ español genera una muy pequeña apreciación de la peseta, que alcanza su cota máxima durante el primer trimestre (0,2 por ciento). Como se ve en el Gráfico 1E, la peseta no rebasa en ningún caso la banda de fluctuación del SME.

(d) Una reducción del 10 por ciento en términos reales del déficit público alemán no tiene efectos apreciables sobre el tipo de cambio peseta-marco.

(e) Un aumento del 1 por ciento del poder adquisitivo de los salarios reales españoles causa una depreciación de la peseta del 0,3 por ciento en el plazo de un año, efecto que desaparece a los dos años. Tal y como se

GRAFICO 1



ve en el Gráfico 1C, la peseta no se desvía en ningún momento más del 1,1 por ciento de la paridad central con el marco. Tan sólo aumentos salariales superiores al 2,25 por ciento anual llevarían a la peseta a traspasar en algún trimestre la banda máxima de fluctuación permitida por el SME.

(f) Una reducción del 1 por ciento del poder adquisitivo de los salarios reales alemanes produce una depreciación de la peseta frente al marco a partir del quinto trimestre, que crece hasta alcanzar la cifra del 2,6 por ciento al cabo de dos años. Tal y como se observa en el Gráfico 1D, la peseta abandona la banda de fluctuación a partir del séptimo trimestre, sin volver a situarse dentro de la misma.

(g) Un aumento del 1 por ciento del precio (en dólares) de la energía produce una ligera depreciación de la peseta, que prácticamente desaparece en el transcurso del primer año, alcanzando su cota máxima en el primer trimestre (0,20).

Por último, hay que subrayar que, dado que el SER (error estandar de la regresión) de la ecuación estimada (9) es del 2 por ciento, esto indica que aunque las políticas económicas se coordinen perfectamente para mantener el tipo de cambio peseta-marco estable, habrán factores aleatorios, no capturados en la ecuación, que harán que la cotización peseta-marco tienda a rebasar la banda máxima de fluctuación del SME (+2,25 por ciento) el 26 por ciento de las veces. Por tanto, será preciso intervenir en el mercado de cambios para evitar que esto suceda, si bien dicha intervención tenderá a autocancelarse en el tiempo¹².

IV. La política monetaria española y la estabilidad de la peseta en el SME

La conclusión más importante que se obtiene de las simulaciones efectuadas es el papel dominante de la política monetaria en la formación del tipo de cambio peseta-marco. Como se ha visto, pequeñas desviaciones en la senda de crecimiento de los ALP españoles pueden colocar a la peseta en una situación difícil dentro del SME, al ser el tipo de cambio peseta-marco extremadamente sensible a perturbaciones monetarias. Por tanto, es fundamental que nuestros objetivos de ALP sean plenamente coherentes con la estabilidad de la peseta en el SME. A su vez, esto implica la utilización de nuestra política monetaria (como instrumento más flexible y efectivo) para responder a las perturbaciones internas y externas que tiendan a modificar la paridad central de nuestra divisa, reduciendo así el volumen e intensidad de nuestra intervención oficial en el mercado de cambios.

Si se comparan las distintas columnas contenidas en el Cuadro 2, es posible conocer con cierta precisión los ajustes que deben efectuarse en nuestros objetivos de ALP ante modificaciones en la política económica interna (fiscal y salarial) y externa (monetaria, fiscal y salarial), de forma que la peseta no rebase la banda de la fluctuación permitida en el SME. Las conclusiones obtenidas son las siguientes:

Primera, una disminución de la base monetaria alemana del 1 por ciento debe venir acompañada de una reducción del 1 por ciento de los ALP españoles.

Segunda, los objetivos de ALP no deben ser apenas modificados ante variaciones del déficit público español

(esto es, no monetizarlo) o alemán, de los salarios reales españoles o del precio de la energía.

Por último, por cada punto de disminución de los salarios reales alemanes, sería conveniente reducir en 2,6 puntos el crecimiento de los ALP españoles, repartidos temporalmente de la forma siguiente: un punto en el quinto trimestre, un punto adicional en el octavo trimestre y 0,6 puntos en el undécimo trimestre.

V. Conclusiones

Partiendo de un modelo macroeconómico sencillo, se ha obtenido una ecuación de forma reducida para el tipo de cambio peseta-marco que, una vez estimada, permite conocer cuantitativamente la incidencia de las políticas económicas españolas y alemanas sobre dicho tipo de cambio, encontrando que la política monetaria es el factor dominante. Con esta información, es posible determinar con bastante aproximación cual debe ser el comportamiento de la política monetaria, fiscal y salarial española que resulta consistente con la estabilidad de la peseta en el SME.

En el trabajo se proporciona una guía rudimentaria de como deben revisarse los objetivos de crecimiento de nuestros ALP cuando existan perturbaciones económicas internas y externas que amenacen la estabilidad de la peseta en el SME. Si esta revisión no se realiza correctamente, una desviación de tan solo 1 punto porcentual en los objetivos de los ALP españoles requerirá de intervenciones en el mercado de cambios para evitar que la peseta rebase la banda máxima de fluctuación del $\pm 2,25$ por ciento permitida en el SME. Por otra parte, aún cuando exista una perfecta

coordinación de las políticas económicas, la peseta tenderá a rebasar la banda máxima de fluctuación del SME a causa de factores aleatorios el 26 por ciento de las veces, lo que, de nuevo, hará preciso que las autoridades monetarias intervengan en el mercado de cambios. Estas intervenciones, sin embargo, tenderán a autocancelarse en el tiempo.

Por último, hay que señalar que la ecuación estimada contiene algunas asimetrías importantes en los efectos de los salarios españoles y alemanes y de las variables monetarias española y alemana que no están suficientemente explicadas y que merecen ser analizadas más a fondo.

NOTAS

- 1- En principio, este modelo sería el indicado si el tipo de cambio fuera totalmente flexible. No obstante, si hubiera una regla de intervención bien definida de la autoridad monetaria en el mercado de divisas, habría que incorporar explícitamente esta en el modelo. Ante las dificultades prácticas que esto plantea para el caso español, dada la ausencia de una regla consistente a lo largo del período y a la vista de los resultados escasamente alentadores que se han obtenido por esta vía (Bajo, 1986), se ha optado por dejar el modelo tal y como está en el texto. No obstante, en el proceso de estimación econométrica se tienen en cuenta los posibles problemas causados por la existencia de una función de reacción de la autoridad monetaria (endogeneidad de la variable monetaria).
- 2- A corto plazo, la paridad de tipos de interés incorpora las expectativas de depreciación del tipo de cambio ($E_t e_{t+1} - e_t$) en un mercado eficiente: (5') $i_t = i_t^* + E_t e_{t+1} - e_t$. El modelo descrito por las ecuaciones (1)-(4) y (5') podría tomarse como una representación de la economía en el corto plazo. Llamando Z_t al vector de variables exógenas de la economía, la ecuación del tipo de cambio correspondiente al modelo toma la forma: (6') $e_t = \beta' Z_t + \alpha E_t e_{t+1}$, siendo $|\alpha| < 1$. La ecuación (6') se resuelve hacia adelante, obteniéndose (7') $e_t = \beta' \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t Z_{t+i}$, poniendo de relieve que el tipo de cambio depende del valor presente y del valor esperado de las variables exógenas del sistema. Si las expectativas sobre las variables exógenas se forman de manera autorregresiva, entonces se llega a la expresión: (8') $e_t = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i Z_{t-i}$, que es similar a la ecuación (8) del texto que sirve para estimar empíricamente el tipo de cambio.
- 3- Como se aprecia, no es posible identificar todos los parámetros estructurales del sistema a partir de la ecuación (7). Sin embargo, conocer los parámetros π_j es todo lo que nos interesa.
- 4- Puede extrañar, en un principio, que la variable monetaria española y alemana no correspondan a agregados monetarios similares. Sin embargo, tanto los ALP en el caso español como la base monetaria en el caso alemán son las variables objetivo de la autoridad monetaria de los respectivos países.

- 5- Tal y como se comenta en el Apéndice 1, los residuos están ausentes de autocorrelación de primero, segundo, tercer y cuarto orden.
- 6- No es de extrañar que esto suceda, ya que otros estudios empíricos señalan un elevado grado de esterilización de las intervenciones del Banco de España en el mercado de cambios. Veanse, por ejemplo: Bajo (1986), Dolado y Duran (1983), Fernández (1986) y Viñals (1983b).
- 7- La cifra de (-0,021) corresponde a la respuesta porcentual del tipo de cambio de la peseta frente a un aumento de un uno por ciento del déficit español en pesetas constantes. Se ha obtenido multiplicando la semielasticidad (-0,000013) por el valor medio muestral de la variable fiscal española (1.607,97).
- 8- Una posible explicación es que el déficit observado tiene un componente estructural mucho mayor en España que en Alemania. Dado que la variable que verdaderamente debería ir en la ecuación (9) es la que corresponde al déficit estructural, la menor correlación entre este y el déficit observado en Alemania causa un importante error de medición que sesga el valor del parámetro estimado.
- 9- Dado que la entrada efectiva de la peseta en el SME probablemente implicaría un cambio estructural que afectaría los coeficientes estimados de la ecuación peseta-marco y, por consiguiente, las simulaciones obtenidas a partir de ésta.
- 10- En todas las simulaciones efectuadas, se consideran cambios permanentes. Las cifras corresponden a la variación observada en un trimestre.
- 11- En principio, sería más útil referirse a cambios de la proporción déficit/PIB, lo que no es posible ya que no contamos con estimaciones trimestrales del PIB nominal español durante el período. Obsérvese también que, dado que la cantidad del dinero se mantiene constante en su tasa de crecimiento, se supone que el déficit se financia con deuda pública.
- 12- Dado que los residuos de la ecuación (9) se distribuyen normalmente con media cero (ver Apéndice 1), las intervenciones de la autoridad monetaria también tienen media cero.

APENDICE 1: CONTRASTES DE VALIDACION.

1. Contrastes de estabilidad.

Se ha contrastado la estabilidad de la ecuación estimada por medio de tests de Chow, eliminando observaciones tanto al principio como al final de la muestra, dado que por el número de observaciones disponibles no es posible la partición de la muestra. Los resultados obtenidos son los siguientes:

<u>Valor contraste</u>		
<u>Nº observ.sustraidas de la muestra</u>	<u>Valor del estadístico</u>	<u>Valor de la distrib.F</u>
2 primeras observ.	0.60	$P(F_{2,29} < 3.33)=0.95$
4 últimas observ.	1.59	$P(F_{4,27} < 2.73)=0.95$
6 últimas observ.	0.98	$P(F_{6,25} < 2.49)=0.95$

Como se aprecia, en todos los casos se acepta la estabilidad de la ecuación estimada.

2. Contraste de heterocedasticidad.

Para contrastar la presencia de heterocedasticidad en los residuos de la ecuación se han utilizado dos test:

(a) Test de Lagrange, (para detectar relación entre la variable del error y la media de la variable dependiente) llamando $\hat{\varepsilon}_t$ al valor de los residuos obtenidos al estimar la ecuación (9) y $\Delta \hat{\varepsilon}_t$ al valor de la variable independiente obtenido a partir de dicha ecuación en el periodo intramuestral, se tiene que bajo la hipótesis nula

(homocedasticidad), T veces el R^2 de la regresión:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = c + a\Delta\hat{\varepsilon}_t^2 + u_t$$

se distribuye según $\chi^2_{(1)}$ y el t-ratio de a como una $N(0,1)$. Los contrastes obtenidos son:

$$TR^2 = 0.01 \quad P(\chi^2_{(1)} < 3.84) = 0.95$$

(b) Test ARCH de Engle. En este caso y bajo la hipótesis nula, el TR^2 de la ecuación:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = c + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{-t}^2$$

se distribuye como una χ^2 con un grado de libertad. Como en el caso anterior, se acepta la hipótesis nula, siendo los contrastes obtenidos:

Desfase considerado	TR^2	Valor $\chi^2_{(1)}$ al 95%
1	0.21	3.84
2	0.09	3.84
3	0.40	3.84
4	0.80	3.84

En suma, no se detecta la presencia de heterocedasticidad en los residuos con ninguno de los dos test.

3. Contraste de correlación serial.

Los contrastes de correlación serial se han llevado a cabo mediante tests de Lagrange. Dado que en la ecuación de tipo de cambio aparece el primer desfase de éste entre los regresores, los test se han llevado a cabo regresando los errores en sus retardos y los regresores de la ecuación

de tipo de cambio. Bajo la hipótesis nula (ausencia de correlación), y el supuesto de homocedasticidad:

$$(T-k) R^2 \sim \chi^2_{(n)}$$

siendo "n" el número de retardos de los errores incluidos en la ecuación, y "k" el número de parámetros estimados. Los resultados obtenidos en estos test son los siguientes:

Correlación de orden	(T-k)R ²	n	Valor de una $\chi^2_{(n)}$ al 95%
1	2.20	1	3.84
2	0.65	1	3.84
3	1.20	1	3.84
4	2.85	1	3.84
(1, 2, 3, 4)	4.20	4	9.50

Como puede verse, estos tests no detectan presencia de correlación serial en ningún caso.

4. Contraste de normalidad en los residuos.

Se ha constatado la normalidad de los residuos mediante el test de Bera y Jarque. El valor tomado por el estadístico de este test es de 0.14. Dado que este estadístico se distribuye como un χ^2 con dos grados de libertad ($P(\chi^2_{(2)} < 6) = 0,95$), la normalidad de los residuos queda aceptada.

5. Contraste de variables omitidas.

La ecuación del tipo de cambio peseta-marco presentada en el texto principal ha mostrado un comportamiento bastante robusto en los test de variables excluidas a los que ha sido sometida, no resultando significativos ninguno de los desfases considerados.

APENDICE 2: VARIABLES INSTRUMENTALES.

La estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación para el tipo de cambio peseta-marco presenta el problema de la posible endogeneidad de algunos de los regresores, y en particular de los ALP's. Para subsanar este posible problema se ha estimado la ecuación mediante variables instrumentales, utilizando como instrumentos el primer desfase del incremento del logaritmo de los precios de consumo españoles y de los activos de caja. En términos de la ecuación (8), la variable a instrumentar ha sido "m".

La ecuación obtenida en la estimación por variables instrumentales es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & -4.88 + 0.95 d + 0.13 g + 0.24 \Delta e_{t-1} - 0.48(e-m+m^*)_{t-1} + \\ & (-9.7) \quad (9.9) \quad (4.4) \quad (2.5) \quad (-9.6) \\ & + 3.12 \Delta m_t - 0.54 \Delta m^*_t + 0.64 \Delta_2 w_{ct} - 1.23 w^*_{ct-4} - \\ & (2.8) \quad (-4.3) \quad (5.3) \quad (-9.4) \\ & - 0.000014 \Delta f_t + 0.27 \Delta q^{**}_t + 0.05 \Delta q^{**}_{t-4} \\ & (-3.9) \quad (4.8) \quad (2.0) \end{aligned}$$

$$SER = 0,021; R^2 = 0,85; \bar{R}^2 = 0,79 ; DW = 1,85; n = 42$$

Como puede comprobarse, los coeficientes obtenidos en esta estimación no difieren significativamente de los obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios, no existiendo por tanto importantes problemas de endogeneidad en esta variable.

APENDICE 3. VARIABLES FISCALES.

En la ecuación del tipo de cambio peseta-marco del texto principal, se toma el déficit público (neto de cargas financieras) como la variable fiscal representativa, lo que supone imponer "a priori" la restricción de igualdad entre los coeficientes de gastos e ingresos, igualdad que podría no cumplirse. Para contrastar esta restricción, se ha reespecificado la ecuación presentada en el texto considerando separadamente el gasto público en bienes y servicios y los ingresos netos de transferencias, ambos en pesetas constantes. La ecuación obtenida es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & -4.69 + 0.93 d + 0.12 g + 0.21 \Delta e_{t-1} - \\ & (-11.3) \quad (10.2) \quad (4.5) \quad (2.7) \\ & - 0.47 (e-m+m^*)_{t-1} + 2.32 \Delta m_t - 0.48 \Delta_2 m^*_t + \\ & (-10.9) \quad \quad \quad (5.0) \quad \quad \quad (-4.4) \\ & + 0.61 \Delta_2 w_{ct} - 1.21 w^*_{ct-4} - 0.10 \Delta gp + \\ & (5.7) \quad \quad \quad (-9.8) \quad \quad \quad (-3.2) \\ & + 0.06 \Delta ip + 0.27 \Delta q^{**} + 0.05 \Delta q^{**}_{t-4} \\ & (4.4) \quad \quad \quad (5.5) \quad \quad \quad (2.3) \end{aligned}$$

$$SER = 0.020 ; R^2 = 0.87 ; \bar{R}^2 = 0.81 ; DW = 1.52 ; n = 42$$

donde: Δgp = incremento del logaritmo del gasto público en bienes y servicios.

Δip = incremento del logaritmo de los ingresos públicos netos de transferencias.

Como puede apreciarse, los coeficientes de las variables no fiscales quedan prácticamente inalterados, y no mejora tampoco sensiblemente el ajuste de la regresión. Por otra parte. Aunque el coeficiente obtenido para el gasto es aproximadamente el doble del obtenido para el ingreso, se ha reestimado la ecuación imponiendo la restricción de igualdad entre estos dos coeficientes. Al contrastar esta restricción mediante un test de razones de máxima verosimilitud, la misma queda aceptada en el límite (el valor tomado por el estadístico del test es 3,2 mientras que $P(\chi^2_{(1)} < 3.89) = 0.95$).

REFERENCIAS

BAJO, O. (1986), "Modelos monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Nuevo examen de los casos peseta-dólar y peseta-marco", Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo núm. 8607.

DOLADO, J. y J. DURAN (1983), "Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta-dólar", Información Comercial Española, núm. 604, diciembre.

DOLADO, J. (1985), "La estabilidad de la demanda de dinero en España (1974-1984)", Boletín Económico, Banco de España, septiembre.

DOLADO, J., MALO DE MOLINA, J.L. y A. ZABALZA (1985), "Desempleo y rigidez del mercado de trabajo en España", Boletín Económico, Banco de España, septiembre.

DORNBUSCH, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy, diciembre.

FERNANDEZ, V. (1986), "Intervención en el mercado de divisas y política de tipo de cambio de la peseta", Tesis Doctoral, Universidad Complutense, Madrid.

FRANZ W. y H. KONIG (1985), "Nature and causes of unemployment in the Federal Republic of Germany since the seventies: an empirical investigation", mimeo, mayo.

VIÑALS, J. (1983a), "El mercado de trabajo y sus implicaciones para las políticas macroeconómicas de ajuste: el caso de España", Papeles de Economía Española, número 15.

VIÑALS, J. (1983b) "El desequilibrio del sector exterior en España: una perspectiva macroeconómica", Información Comercial Española, núm. 604, diciembre.

VIÑALS, J. (1986), "Una regla monetaria y de tipo de cambio para mantener la peseta en el Sistema Monetario Europeo", Servicio de Estudios, Banco de España, Documento C/1986/27), junio.

DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico (*).
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (*). (Publicadas nuevas versiones en Documentos de Trabajo núms. 8211 y 8301).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas (*). (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*). Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros (*).
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2 .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (*).
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (*).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (*).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (*). (Publicada una versión actualizada en Estudios Económicos n.º 29).
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de M_3 . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 **Servicio de Estudios:** Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.
- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.
- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.
- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.

- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas (*).
- 8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad. (Véase Documento de Trabajo n.º 8301).
- 8212 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de valores: Administraciones Públicas. Series históricas (1962-1981).
- 8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
- 8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
- 8215 **Juan José Dolado:** Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
- 8216 **Juan José Dolado:** Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
- 8301 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas
- 8302 **Cuestionario OCDE. Servicio de Estudios. Estadística.** Cuadro de flujos financieros de la economía española (1971-1981) (*).
- 8303 **José María Bonilla Herrera y Juan José Camio de Allo:** El comercio mundial y el comercio exterior de España en el período 1970-1981: Algunos rasgos básicos.
- 8304 **Eloísa Ortega:** Índice de precios al consumo e índice de precios percibidos.
- 8305 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de Valores: Instituciones financieras. Renta fija. Series históricas (1962-1982).
- 8306 **Antoni Espasa:** Deterministic and stochastic seasonality: an univariate study of the Spanish Industrial Production Index.
- 8307 **Agustín Maravall:** Identificación de modelos dinámicos con errores en las variables.
- 8308 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** The transmission of data noise into policy noise in monetary control.
- 8309 **Agustín Maravall:** Depresión, euforia y el tratamiento de series maniaco-depresivas: el caso de las exportaciones españolas.
- 8310 **Antoni Espasa:** An econometric study of a monthly indicator of economic activity.
- 8311 **Juan José Dolado:** Neutralidad monetaria y expectativas racionales: Alguna evidencia en el caso de España.
- 8312 **Ricardo Sanz:** Análisis cíclicos. Aplicación al ciclo industrial español.
- 8313 **Ricardo Sanz:** Temporal disaggregation methods of economic time series.
- 8314 **Ramón Galián Jiménez:** La función de autocorrelación extendida: Su utilización en la construcción de modelos para series temporales económicas.
- 8401 **Antoni Espasa y María Luisa Rojo:** La descomposición del indicador mensual de cartera de pedidos en función de sus variantes explicativas.
- 8402 **Antoni Espasa:** A quantitative study of the rate of change in Spanish employment.
- 8403 **Servicio de Producción y Demanda Interna:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1975-1982.
- 8404 **Agustín Maravall:** Notas sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA.
- 8405 **Agustín Maravall:** Análisis de las series de comercio exterior –I–.
- 8406 **Ignacio Mauleón:** Aproximaciones a la distribución finita de criterios Ji-cuadrado: una nota introductoria.
- 8407 **Agustín Maravall:** Model-based treatment of a manic-depressive series.
- 8408 **Agustín Maravall:** On issues involved with the seasonal adjustment of time series.

- 8409 **Agustín Maravall**: Análisis de las series de comercio exterior –II–.
- 8410 **Antoni Espasa**: El ajuste estacional en series económicas.
- 8411 **Javier Ariztegui y José Pérez**: Recent developments in the implementation of monetary policy.
- 8412 **Salvador García-Atance**: La política monetaria en Inglaterra en la última década.
- 8413 **Ignacio Mauleón**: Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios.
- 8414 **María Teresa Sastre y Antoni Espasa**: Interpolación y predicción en series económicas con anomalías y cambios estructurales: los depósitos en las cooperativas de crédito.
- 8415 **Antoni Espasa**: The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP.
- 8416 **Antoni Espasa, Ascensión Molina y Eloísa Ortega**: Forecasting the rate of inflation by means of the consumer price index.
- 8417 **Agustín Maravall**: An application of model-based signal extraction.
- 8418 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account in the presence of classical unemployment.
- 8419 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account: An intertemporal disequilibrium approach.
- 8420 **Ignacio Mauleón y José Pérez**: Interest rates determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain.
- 8421 **Agustín Maravall**: A note on revisions in arima-based signal extraction.
- 8422 **Ignacio Mauleón**: Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos.
- 8423 **Agustín Maravall y Samuel Bentolila**: Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España.
- 8501 **Agustín Maravall**: Predicción con modelos de series temporales.
- 8502 **Agustín Maravall**: On structural time series models and the characterization of components.
- 8503 **Ignacio Mauleón**: Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
- 8504 **José Viñals**: El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
- 8505 **José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega**: Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflatores de la Contabilidad Nacional.
- 8506 **José Viñals**: Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
- 8507 **Ignacio Mauleón**: Una función de exportaciones para la economía española.
- 8508 **J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza**: Spanish industrial unemployment: some explanatory factors (*versión inglés*). El desempleo en el sector industrial español: algunos factores explicativos (*versión español*).
- 8509 **Ignacio Mauleón**: Stability testing in regression models.
- 8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz**: Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
- 8511 **J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina**: An expectational model of labour demand in Spanish industry.
- 8512 **J. Albarracín y A. Yago**: Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
- 8513 **Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega**: Respuestas en el deflador del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
- 8514 **Ricardo Sanz**: Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
- 8515 **Ignacio Mauleón**: La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.
- 8516 **A. Espasa y R. Galán**: Parsimony and omitted factors: The airline model and the census X-11 assumptions.
- 8517 **Ignacio Mauleón**: A stability test for simultaneous equation models.
- 8518 **José Viñals**: ¿Aumenta la apertura financiera exterior las fluctuaciones del tipo de cambio? (*versión español*). Does financial openness increase exchange rate fluctuations? (*versión inglés*).
- 8519 **José Viñals**: Deuda exterior y objetivos de balanza de pagos en España: Un análisis de largo plazo.

- 8520 **José Marín Arcas**: Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 8601 **Agustín Maravall**: Revisions in ARIMA signal extraction.
- 8602 **Agustín Maravall y David A. Pierce**: A prototypical seasonal adjustment model.
- 8603 **Agustín Maravall**: On minimum mean squared error estimation of the noise in unobserved component models.
- 8604 **Ignacio Mauleón**: Testing the rational expectations model.
- 8605 **Ricardo Sanz**: Efectos de variaciones en los precios energéticos sobre los precios sectoriales y de la demanda final de nuestra economía.
- 8606 **F. Martín Bourgón**: Índices anuales de valor unitario de las exportaciones: 1972-1980 (*).
- 8607 **José Viñals**: La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8608 **José Viñals y John Cuddington**: Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?
- 8609 **Gonzalo Gil**: Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.
- 8610 **José Viñals**: ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el sistema monetario internacional?
- 8701 **Agustín Maravall**: The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
- 8702 **Agustín Maravall**: Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (Con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo**: La peseta y el sistema monetario europeo: un modelo de tipo de cambio peseta-marco.

* Las publicaciones señaladas con un asterisco se encuentran agotadas.

Información: Banco de España
Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono 446 90 55, ext. 2180
Alcalá, 50. 28014 Madrid

