BANCO DE ESPAÑA

LOS EFECTOS DE LA ENTRADA DE LA PESETA EN EL SME SOBRE LA VOLATILIDAD DE LAS VARIABLES FINANCIERAS ESPAÑOLAS

Juan Ayuso

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9106

LOS EFECTOS DE LA ENTRADA DE LA PESETA EN EL SME SOBRE LA VOLATILIDAD DE LAS VARIABLES FINANCIERAS ESPAÑOLAS

Juan Ayuso

Banco de España. Servicio de Estudios
Documento de Trabajo n.º 9106

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: 84-7793-087-2
Depósito legal: M. 9699 - 1991

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se estudia si la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME) ha venido acompañada de la reducción de la variabilidad del tipo de cambio frente a la moneda más representativa del mismo, el marco alemán (DM), y si se han producido cambios significativos en las variabilidades de otras magnitudes financieras relevantes como son el tipo de interés, los movimientos de reservas en el banco central, la cantidad de dinero y los tipos de cambio frente a países no pertenecientes al SME, en particular, frente al dólar ($).

Separando la parte no esperada de las series de acuerdo con la modelización ARIMA univariante y analizando su varianza de acuerdo con la metodología GARCH, se encuentra que la variabilidad del tipo de cambio pta/DM se ha reducido sustancialmente al tiempo que también lo ha hecho la correspondiente al tipo de interés. Se observa, también, que se han reducido las intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta y no se detecta ningún aumento en la variabilidad del tipo de cambio pta/$. Sin embargo, se registra un incremento en la variabilidad de la cantidad de dinero.

La coincidencia en el tiempo del ingreso de la peseta en el SME con un proceso de cambio en la instrumentación de la política monetaria en el corto plazo, así como la existencia en el periodo analizado de importantes reestructuraciones de cartera por parte de los agentes y de controles de cambio aconsejan interpretar con cautela los resultados obtenidos.

1. INTRODUCCION

El 19 de junio de 1989 la peseta se incorporaba al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME) con la "banda ancha" de fluctuación, tras un periodo más o menos extenso en el que se habían producido "frecuentes conflictos entre los objetivos monetarios cuantitativos y el seguimiento de las referencias fijadas para el tipo de cambio", y con el objetivo, entre otros, de lograr "las ventajas de crear las condiciones de estabilidad y certidumbre necesarias para obtener todos los beneficios de la integración europea" (Malo de Molina y Pérez (1990)).

De hecho, en palabras de los propios fundadores del SME, éste tenía entre sus objetivos principales el establecimiento de una zona de "estabilidad monetaria". Sin embargo, no existe un acuerdo común sobre el significado concreto del término "estabilidad monetaria". Los trabajos empíricos que se han ocupado de este tema (Ungerer et al. (1983,1986), Rogoff (1985), Artis y Taylor (1988) y Fratianni y von Hagen (1990)) han entendido por estabilidad una menor variabilidad en los tipos de cambio e interés. En particular, se han preocupado por contrastar la existencia o no de un problema de "transferencia de variabilidad" desde los tipos de cambio hacia los tipos de interés.

En estas condiciones y transcurrido ya algo más de un año desde el ingreso, este trabajo tiene como objetivo analizar empíricamente cómo ha evolucionado la estabilidad financiera española antes y después de junio de 1989; pero, a diferencia de los trabajos anteriormente citados, en éste se presta atención a un conjunto más amplio de variables monetarias y financieras.

En particular, el trabajo intenta responder a dos preguntas concretas. Se aborda, en primer lugar, la cuestión de si el ingreso en el SME ha traído consigo una reducción en la variabilidad del tipo de cambio frente al resto de países del SME que resulte significativamente diferente de la evolución seguida por el tipo de cambio frente al resto del mundo no perteneciente al SME. En segundo lugar, y dado que se contesta afirmativamente a la primera cuestión, se trata de responder a la pregunta de si dicha reducción ha venido acompañada o no de un incremento significativo en la variabilidad de los tipos de interés, la cantidad de dinero o las intervenciones del Banco de España en el mercado de cambios.

De acuerdo con ello, este trabajo se estructura como sigue: en la sección 2 se desarrolla un modelo teórico simple del sector financiero de una economía abierta, para establecer formalmente las diferentes direcciones que la posible transferencia o "trade-off" en variabilidades puede tomar; la sección 3 se dedica a la selección de los datos; en la sección 4 se recogen los principales resultados empíricos; y, finalmente, la sección 5 resume y concluye el trabajo.

2. UN MODELO TEORICO SENCILLO DEL SECTOR FINANCIERO

El objetivo de esta sección es presentar un modelo teórico simple que ilustre, desde un punto de vista formal, la multiplicidad de formas que puede tomar el "trade-off" en variabilidades comentado en la introducción. Ello obliga a considerar la evolución de la variabilidad no sólo de los tipos de cambio e interés, sino también de otras variables financieras como son las intervenciones de la autoridad monetaria en el mercado de cambios y la cantidad de dinero.

De acuerdo con el objetivo último del trabajo, el modelo que se presenta responde a los principios básicos de los llamados "modelos de cartera", asociados a los nombres de Branson, Halttunen y Masson (Branson (1977), Branson y Halttunen (1979) y Branson, Halttunen y Masson (1977) y que adoptan un enfoque de equilibrio financiero en el análisis del tipo de cambio.

Concretamente, el modelo se centra en el sector financiero de una economía pequeña, pero abierta, haciendo abstracción del sector de bienes y servicios. Se entiende, por tanto, que el modelo se define en un marco en el que los mercados se ajustan con suficiente agilidad, en contraste con las habituales inercias y rigideces de los mercados de bienes. La ventaja principal de este enfoque radica en que hace especial hincapié en la determinación conjunta de los tipos de cambio e interés de equilibrio y presenta una visión global de un sistema financiero integrado.

Sus características principales son las siguientes:[1]

Existen dos países, el país nacional y el resto del mundo, y se hablará siempre desde la perspectiva del primero. Existen, asimismo, tres activos financieros relevantes:

- Dinero estricto, que se representará por M y cuya rentabilidad nominal es nula.[2]
- Bonos nacionales, B, de rentabilidad nominal i.

---

[1] El modelo se inspira en Cuddington y Viñals (1985).

[2] Todo el modelo se expresa en términos nominales dado el supuesto implícito de precios de bienes y servicios constantes.

- Bonos del resto del mundo, a los que me referiré como divisas, D, de rentabilidad nominal i^*.

El país nacional es pequeño con respecto al resto del mundo de modo que i^* se considera exógena para él. También se supone que M no es comercializable internacionalmente.[3]

En el mercado existen tres agentes: público residente, autoridad monetaria e inversores financieros del resto del mundo.

El público decide la distribución de su riqueza financiera, W, denominada en moneda nacional, entre los tres activos financieros anteriormente descritos. Su comportamiento queda caracterizado por las siguientes funciones de demanda agregadas (expresadas también en moneda nacional):

$$\begin{array}{rl} \text{Dinero:} & l(i,\ i^*,\ W) + z_l \\ & \quad (-)(-)\ \ (+) \\ \text{Bonos nacionales:} & b(i,\ i^*,\ W) + z_b \\ & \quad (+)(-)\ \ (+) \\ \text{Divisas:} & d(i,\ i^*,\ W) + z_d \\ & \quad (-)(+)\ \ (+) \end{array}$$

Las diferentes variables z recogen el efecto de otras variables tales como cambios en las preferencias o cambios puntuales en las expectativas. La ausencia de la tasa esperada de apreciación entre los argumentos de las funciones de demanda merece un comentario adicional. El supuesto aquí es que los mercados de cambios son eficientes y que las expectativas de los

---

[3] Obsérvese que al ser M dinero estricto, partidas como los depósitos, que sí son comercializables internacionalmente en el mundo real, estarían incluídas en B y no en M.

agentes son racionales, lo que se traduce en la caracterización de los tipos de cambio como senderos aleatorios y, por consiguiente, en una tasa de apreciación esperada nula.[4]

Por otro lado, cambios ocasionales en las expectativas que puedan justificar, por ejemplo, la toma de posiciones especulativas, quedarían recogidos en la correspondiente z. Las z's, pues, permiten modelizar diferentes alteraciones de naturaleza exógena en los mercados financieros a través de las cuales se estudiará el posible efecto estabilizador del paso a un sistema de tipos de cambio fijos.

De acuerdo con la restricción presupuestaria del público, ha de cumplirse que las derivadas parciales de cada demanda con respecto a i, las parciales con respecto a i^* y las perturbaciones sumen cero, así como que las parciales con respecto a W sumen la unidad.

Se ha supuesto, además, que los tres activos son normales, no Giffen y sustitutos brutos.

Si se representa por e el tipo de cambio (nominal) expresado como unidades de moneda nacional por unidad de moneda del resto del mundo, la riqueza financiera del público vendrá dada por:

$$W = M + B + e.D$$

En lo que sigue, se supondrá que D es positivo, por lo que una depreciación aumenta, ceteris paribus, la riqueza financiera del público.

---

[4] Como se verá más tarde, la evidencia empírica no está en contradicción con este supuesto.

La autoridad monetaria monopoliza la oferta de dinero como contrapartida de sus tenencias de bonos nacionales, B_c, y divisas, D_c,:

$$M = B_c + e.D_c$$

y persigue un objetivo ya sea en términos de cantidades o en términos de tipo de interés. B_c y D_c son, pues, variables de control para la autoridad monetaria.

Los inversores extranjeros demandan bonos nacionales, que "pagan" con divisas. La función de demanda correspondiente, expresada en moneda del resto del mundo, es:

$$\underset{(+)}{b^*}(i, \underset{(-)}{i^*}, \underset{(+)}{W^*}) + z_b*$$

Finalmente, se supone que existe una oferta exógena de bonos nacionales, $\bar{B}$, y un stock de divisas cuyo origen está en operaciones previas en bienes y servicios no modelizadas aquí, $\bar{D}$.

Con todo ello, las condiciones de equilibrio del sector financiero de esta economía son las siguientes:

$$e.D_c + B_c = M = l(i,W) + z_l \qquad (1)$$

$$\bar{B} - B_c - e.b^*(i) - e.z_b* = B = b(i,W) + z_b \qquad (2)$$

$$e.\bar{D} + e.b^*(i) + e.z_b* - e.D_c = e.D = d(i,W) + z_d \qquad (3)$$

$$W = M + B + e.D \qquad (4)$$

donde i^* y W^* han sido suprimidas en virtud del supuesto de país pequeño, a fin de no complicar en exceso la notación.

El modelo, pues, consta de siete ecuaciones, seis variables endógenas (e, i, W, M, B y D), dos variables de control (D_c y B_c), y ocho variables exógenas (las cuatro z's, $\bar{D}$, $\bar{\beta}$,i^* y W^*) de las que dos se han eliminado en el conjunto de ecuaciones (1) a (4). La Ley de Walras implica que sólo seis de las siete ecuaciones anteriores son linealmente independientes, por lo que el sistema está bien definido en cuanto a número de ecuaciones e incógnitas.

Obsérvese que (4) y las primeras igualdades en (1), (2) y (3) implican que:

$$W = \bar{\beta} + e.D \tag{5}$$

Sustituyendo (5) en (1), (2) y (3) y eliminando (2) en virtud de la Ley de Walras puede caracterizarse la solución de equilibrio de esta economía como el par (e,i) que satisface:

$$e.D_c + B_c = \underset{(-)}{l}(i,\underset{(+)}{e.\bar{D}+\bar{\beta}}) + z_l \tag{6}$$

$$e\,[\bar{D} + \underset{(+)}{b^*(i)} + z_{b^*} - D_c] = \underset{(-)}{d}(i,\underset{(+)}{e.\bar{D}+\bar{\beta}}) + z_d \tag{7}$$

A continuación se supone que:

$$D_c - l_W.\bar{D} < 0 \tag{8}$$

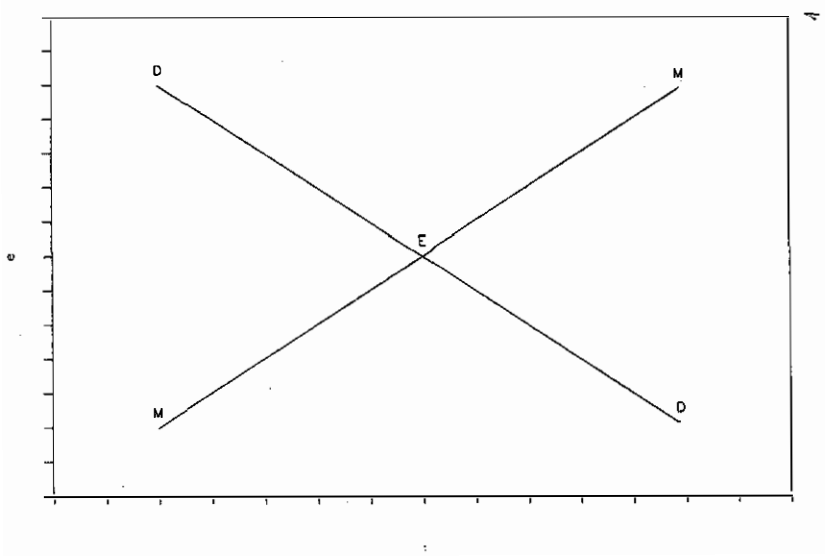
$$D_c - b^*(i) - (1-d_W).\bar{D} < 0 \tag{9}$$

donde los subíndices bajo las funciones representan derivadas parciales de las mismas con respecto al argumento recogido por dicho subíndice.

(8) equivale a suponer que la demanda de dinero es más sensible al tipo de cambio, a través del efecto riqueza que supone, que la oferta de dinero. Por su parte, (9) implica que es la oferta y no la demanda de divisas la que exhibe una mayor sensibilidad al tipo de cambio.

A partir de estos supuestos, puede representarse gráficamente en el plano (e,i) el sistema formado por las ecuaciones (6) y (7) en los términos del gráfico 1.

GRAFICO 1. Equilibrio en el sector financiero.



donde MM es el conjunto de pares de equilibrio en el mercado de dinero; DD, el de pares de equilibrio en el de divisas y E es el equilibrio global del sector financiero. Obsérvese que los supuestos anteriores garantizan el signo de las pendientes de ambas curvas. En efecto, partiendo de una situación de equilibrio, un aumento del tipo de interés produce un exceso de oferta en el mercado de divisas (exceso de demanda en el de dinero). La mayor sensibilidad de la oferta (la demanda) al tipo

de cambio que implica la condición (9) ((8)) garantiza que una reducción (un aumento) en el mismo restablezca nuevamente el equilibrio.

Además, (8) y (9) permiten que el modelo presente dos resultados que, intuitivamente, debe esperarse que aparezcan: una política monetaria expansiva reduce el tipo de interés y dicha reducción viene acompañada de una depreciación vía salida de capitales.

A partir del gráfico 1, y considerando diferentes perturbaciones modelizadas a través de las variables z, es posible analizar cómo afecta la opción por un sistema de tipos de cambio fijos a la variabilidad de las magnitudes financieras relevantes. Para ser exactos, en la medida en que el modelo anterior es determinista, la "variabilidad" se identificará, en este contexto, con el tamaño del cambio en una variable ante una perturbación dada. Ello permite responder al tipo de cuestiones que se plantean en esta sección sin tener que incurrir en el coste, en términos de complejidad analítica, que supondría un contexto estocástico.

En el Apéndice A se analizan los efectos de dos tipos diferentes de alteraciones exógenas: una perturbación en los mercados nacionales ($z_l = - z_b > 0$; $z_d = z_b^* = 0$) y una perturbación en los mercados de bonos ($z_d = - z_b > 0$; $z_l = z_b^* = 0$)[5]. Ambos casos se analizan, a su vez, bajo dos esquemas de control alternativos: objetivo en términos de M y objetivo en términos de i. El cuadro 1 resume los principales resultados que se derivan de dicho análisis para el estudio del efecto que el paso a un sistema de tipos de cambio fijos produce sobre la variabilidad de las principales magnitudes financieras.

---

[5] En la medida en que no se va a prestar atención al mercado de bonos nacionales, la segunda de las perturbaciones analizadas coincide, en sus efectos, con una perturbación de carácter estrictamente exterior, esto es $z_b^* > 0$; $z_l = z_b = z_d = 0$.

CUADRO 1. Efectos sobre el rango de variación de las variables del paso a un sistema de tipos de cambio fijos.

	Control de M	Control de i	
		Vía "swaps" en bonos	Vía mercado abierto
Perturbación en los mercados nacionales (z_l=-z_b)	e => (-) i => (+) D_c => (+)?	e => (-) M => (+)? D_c => (-)	e => (=) M => (=) D_c => (=)
Perturbación en los mercados de bonos (z_b=-z_d ó z_b*>0)	e => (-) i => (-) D_c => (+)?	e => (=) M => (=) D_c => (=)	e => (-) M => (-) D_c => (+)?

NOTAS: - (-), (+) y (=) significan, respectivamente, reducción, aumento y mantenimiento de la variabilidad.
- El signo "?" al lado de un paréntesis significa que es preciso hacer algún supuesto adicional dada la existencia de efectos contrapuestos.

Tal y como muestra el cuadro 1, dicho análisis pone de relieve las diferentes direcciones en que puede materializarse la llamada "transferencia de variabilidad", lo que justifica que se preste atención a un conjunto de variables más amplio que la simple suma de tipos de cambio e interés.

Por otro lado, no debe olvidarse que los objetivos cambiarios y monetarios se establecen en términos de bandas, lo

que añade una dimensión adicional a lo considerado en el cuadro 1.

Todo ello, en definitiva, pone de relieve la necesidad de abordar el estudio empírico de la estabilidad financiera en España tras el ingreso en el SME con una amplitud de miras que, junto a las variables tradicionalmente consideradas -tipos de cambio e interés- considere, al menos, la evolución de la variabilidad de algún agregado monetario y de las intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta. Además, y fuera ya del contexto de dos países, es preciso atender también a la evolución del tipo de cambio frente al resto del mundo no perteneciente al SME, tanto para contrastar el carácter diferencial de la evolución del tipo de cambio frente al SME, como para comprobar una dirección adicional posible para el probable "trade-off" en variabilidades.

3. LOS DATOS

Una vez establecido en la sección anterior el conjunto de variables de interés, en esta sección se especifican qué series de la economía española van a representarlas.

En primer lugar, y en lo que a periodicidad muestral se refiere, se va a trabajar con datos de frecuencia diaria. En concreto, se emplean series de lunes a viernes para las diferentes variables, repitiendo el dato del día anterior en aquellos días en los que no ha habido mercado para alguna de ellas.

El periodo muestral abarca desde el comienzo de enero de 1984 hasta el final de junio de 1990, lo que supone un total

de 1695 datos por cada serie. Una excepción a esta regla la constituye el agregado monetario, para el que la información disponible comienza en julio de 1984. El número de datos, en este caso, se reduce a 1565.

En cuanto a las series, en este trabajo se ha optado por el empleo de las siguientes:

El tipo de cambio frente al SME se caracteriza por el tipo de cambio oficial vendedor pta/DM. El uso del marco responde, por un lado, al papel central que aquél desempeña en el entramado monetario del SME y, por otro, al hecho de que, formalmente desde 1988 e informalmente con anterioridad, la política cambiaria a corto plazo del Banco de España se expresaba en términos de determinadas bandas de fluctuación respecto al tipo de cambio pta/DM. La opción por el tipo vendedor carece de relevancia dada la evolución paralela del tipo comprador (véase el gráfico B1 en el Apéndice B).

El tipo de interés elegido es el interbancario a tres meses[6]. El contexto temporal del modelo de la sección anterior y la profundidad y desarrollo del mercado interbancario de depósitos son las razones que avalan el uso de esta serie, que se muestra en el gráfico B2 del Apéndice B.

Para las intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta, se emplea la serie "intervenciones: variación en la posición neta al contado", expresada en dólares.

La selección del agregado monetario ha revestido alguna dificultad adicional. Si bien para el caso español los ALP son

---

[6] En particular, la capitalización compuesta anual del tipo trimestral.

el candidato obvio, el problema es la diferente periodicidad con la que está disponible la información sobre sus distintos componentes. En particular, no es posible reconstruir la serie con periodicidad diaria. Por ello, se hace uso de un agregado monetario compuesto por: pasivos computables de bancos y cajas, excepto pesetas convertibles (desestacionalizados), efectivo en moneda (desestacionalizado), Pagarés y Letras del Tesoro en manos del público y cedidos y cesiones de Deuda. Quedan fuera del agregado algunos componentes de ALP (operaciones de seguro, transferencias de activos, otros depósitos y pasivos de cooperativas de crédito). Sin embargo, estas alteraciones son relativamente pequeñas de modo que, sobre la base de la frecuencia mensual para la que toda la información está disponible, el agregado en cuestión representa un porcentaje de los ALP que oscila entre el 90% y el 94%. En el grafico B3 del Apéndice B se presenta esta serie.

Finalmente, el tipo de cambio oficial vendedor pta/$ se emplea como serie representativa del tipo de cambio frente al resto del mundo no perteneciente al SME. La elección del dólar requiere pocos comentarios. El gráfico B4 en el Apéndice B pone de relieve que es posible repetir aquí los argumentos que se dieron en su momento para optar por el tipo vendedor en el caso del marco.

4. RESULTADOS EMPIRICOS

Un breve repaso de los diferentes trabajos que han estudiado el problema de la transferencia de variabilidad pone de relieve una considerable evolución en la manera de entender

y medir el concepto de variabilidad de una serie financiera.[7]

En línea con los planteamientos en Rogoff (1985), en este trabajo se identifica la variabilidad de una serie financiera con la varianza del componente no esperado de la misma. La idea que subyace en esta forma de proceder es que el principal componente de riesgo en los mercados financieros está asociado a la nueva información que llega a los mismos.

Naturalmente, no hay un modo único de separar los componentes esperado y no esperado de una serie, ni tampoco de medir la varianza de este último. Aquí se van a emplear las metodologías ARIMA univariante[8] y GARCH[9], respectivamente, estimando conjuntamente los parámetros relativos a la media y a la varianza por el método de máxima verosimilitud.

La práctica inexistencia de modelos estructurales que, con frecuencia diaria, expliquen el comportamiento de las variables que aqui se pretende analizar y el carácter de "resultado mínimo" que tiene la modelización univariante de una serie respaldan el uso de la misma. La metodología GARCH, por su parte, presenta la ventaja de considerar una evolución continua en el tiempo de la varianza así como la de captar alguna de las características típicas que aparecen en los análisis empíricos de los tipos de cambio e interés, como es el caso de la leptocurtosis.[10]

---

[7] En Wyplosz (1989) se encuentra un excelente resumen al respecto.

[8] Box y Jenkins (1976).

[9] Engle (1982) y Bollerslev (1986, 1988).

[10] Hsieh (1988)

Unicamente los movimientos de reservas en el banco central no serán analizados de acuerdo con este esquema. La razón radica en las características de esta serie que, desde principios de 1988 y a raíz de un cambio en la participación del Banco de España en el mercado de la peseta[11], puede identificarse como una variable estríctamente de control. Hechos como la concentración de más del 70% de la serie en el valor 0 desde enero de 1988, aun cuando la media muestral de la serie es no nula, impiden el análisis univariante clásico de la serie. Por ello, se ha recurrido, en este caso, al simple uso de la estadística descriptiva, en espera de encontrar algún método algo más sofisticado para el estudio de la variabilidad de esta serie.

Para analizar los efectos del ingreso en el SME se ha contrastado la existencia de un cambio estructural en junio de 1989 en los modelos que recogen el comportamiento de las diferentes series. Por otro lado, el comentado cambio en el papel del Banco de España en el mercado de cambios ha obligado a introducir otro cambio estructural en enero de 1988. Los resultados principales de las diferentes estimaciones en lo que a variabilidad se refiere se presentan en los cuadros 2 y 3 y en el gráfico 2. En el Apéndice C se incluyen las estimaciones originales, así como diferentes contrastes de la bondad de los distintos ajustes.

Concretamente, el gráfico 2 muestra la evolución a lo largo del periodo muestral de las diferentes varianzas

---

[11] Como se expone en Leyva(1988), el Banco de España pasó a desempeñar un papel secundario en la formación de los tipos de cambio con respecto a las fuerzas del mercado. En breves palabras, ello se tradujo en la reducción drástica del número de días en los que el Banco intervenía en los mercados de cambio y un incremento considerable en la magnitud de dichas intervenciones cuando, de hecho, se producían.

condicionales estimadas. El cuadro 2 complementa a dicho gráfico y recoge la evolución en lo que puede denominarse el "umbral" de la varianza condicional; esto es, el valor al que tiende ésta cuando durante un periodo más o menos extenso las innovaciones o noticias en los mercados son nulas[12].

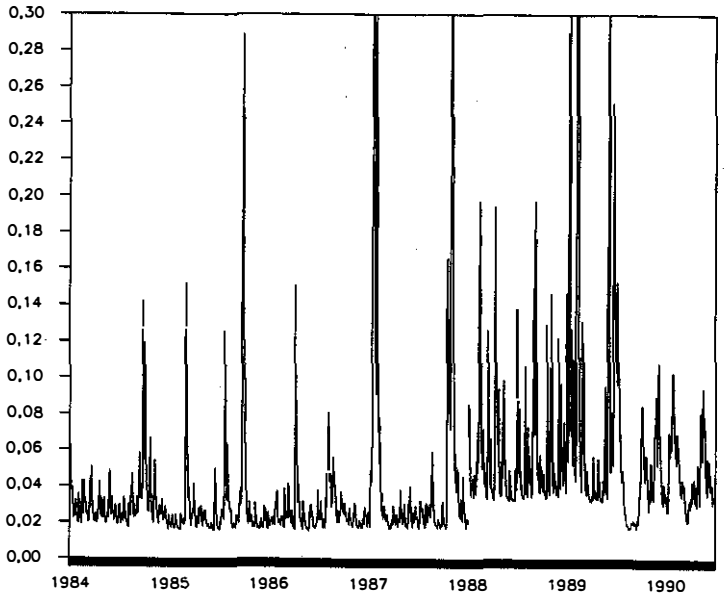
El cuadro 3, por su parte, recoge un par de estadísticos muestrales que ilustran cómo ha evolucionado el número de intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta y la magnitud promedio de las mismas. En la sección anterior ya se comentó la razón de este tratamiento diferencial.

---

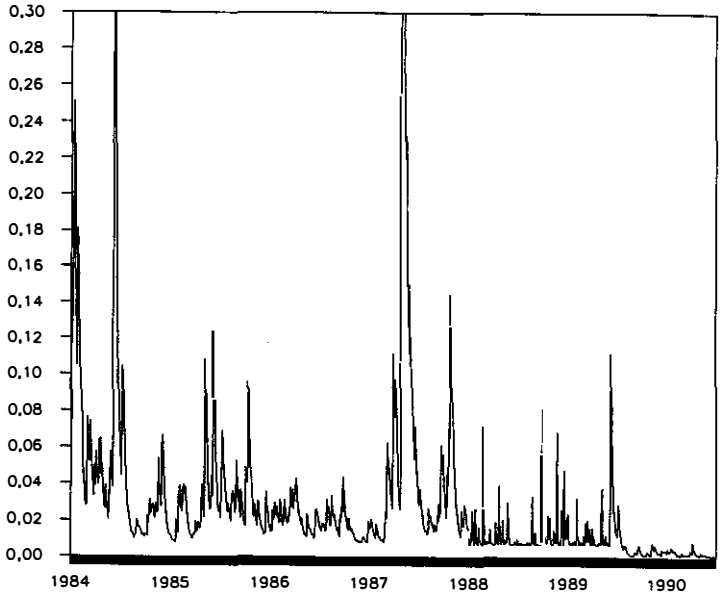
[12] En términos de la modelización GARCH (ver Apéndice C), dicho umbral se corresponde con el valor $\alpha_0/(1-\beta)$.

GRAFICO 2. Varianzas condicionales estimadas.

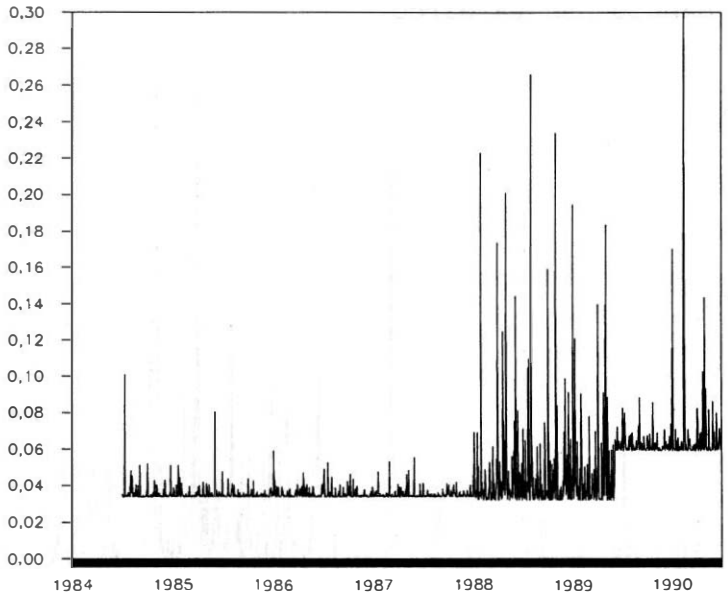
2.1 Tipo de cambio peseta/marco.



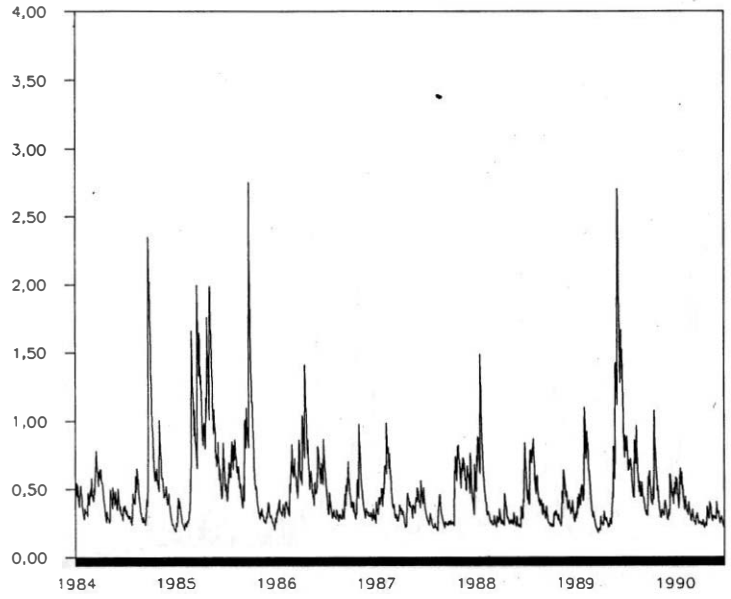
2.2 Tipo de interés



2.3 Cantidad de dinero.



2.4 Tipo de cambio peseta/dólar.



CUADRO 2. Umbrales de varianza condicional estimados.

Serie	Periodo muestral 1/84-12/87 (1)	1/88-5/89 (2)	6/89-6/90 (3)	Incremento porcentual (2)/(1)	(3)/(2)
pta/DM	.015	.032	.013	113.3	-59.4
i	.006	.007	.001	16.7	-85.7
M	.034	.032	.059	-5.9	84.4
pta/$	No se detecta ningún cambio estructural				

CUADRO 3. Intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta.

Parámetros	Periodo muestral 1/84-12/87	1/88-5/89	6/89-6/90
S_1	92.5%	32.9%	22.9%
S_2	.011	.036	.042

S_1 = porcentaje que representan los días en que se interviene con respecto al total del periodo.
S_2 = suma del cuadrado de las intervenciones dividido por el número de días en que el Banco de España interviene .

A la vista de estos cuadros y gráficos, merece la pena resaltar una serie de resultados.

En primer lugar, puede verse que el cambio acaecido a comienzos de 1988 se tradujo, como era de esperar, en una disminución de la variabilidad (entendida, en este caso, como número de intervenciones) de los movimientos de reservas en el banco central y un aumento de la correspondiente al tipo de cambio frente al marco. La no existencia de cambio estructural en el tipo pta/$ será comentada más tarde. Además, el efecto sobre la variabilidad del agregado monetario, aunque pequeño, tiene el signo esperado si las intervenciones no podían esterilizarse al cien por cien.

En lo que al cambio en junio de 1989 se refiere, objetivo básico del trabajo, puede observarse una importante reducción en la variabilidad del tipo de cambio frente al marco que no viene acompañada por una evolución similar en el tipo frente al dólar. Al mismo tiempo, se detecta una considerable reducción en la variabilidad del tipo de interés y en la frecuencia de las intervenciones del Banco de España en el mercado de cambios. El agregado monetario, por su parte, presenta un aumento también importante en su variabilidad.

Este conjunto de resultados, retomando aquí las preguntas que se planteaban en la introducción, indicaría que con el ingreso en el SME se redujo la variabilidad del tipo de cambio frente a los países del acuerdo cambiario, que no ha variado de modo significativo la variabilidad del tipo de cambio frente a los países no pertenecientes al SME, y que el coste que, en términos de variabilidad, se ha pagado por ello ha sido una disminución de la estabilidad a corto plazo de la cantidad de

dinero. Sin embargo esto dejaría sin explicar la importante reducción que se ha detectado en la variabilidad del tipo de interés (véanse los diferentes resultado teóricos reseñados en el cuadro 1).

El problema que se plantea aquí es la coincidencia en el tiempo del ingreso en el SME y dos fenómenos que tienen bastante importancia de cara a la evolución de la variabilidad de algunas de las series que se están analizando.

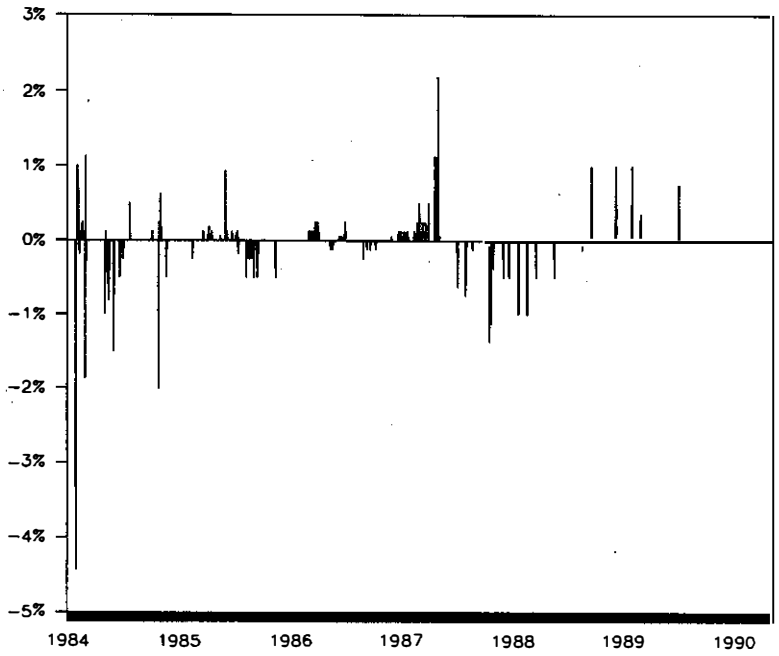
Por una parte, desde mediados de los años 80 está en marcha un proceso, que probablemente se haya acelerado tras junio de 1989, de modificación en el diseño de la política monetaria en el corto plazo. Dicha modificación ha consistido en "una instrumentación más flexible, que concede a los tipos de interés un papel más importante como variable instrumental de la política monetaria y relega los activos de caja al papel de simple indicador adelantado [...]. Esta nueva concepción refleja una mayor preocupación por reducir la variabilidad de los tipos de interés" (Malo de Molina y Pérez (1990)). Al mismo tiempo, se han introducido, con carácter excepcional, restricciones cuantitativas a la expansión del crédito, si bien el efecto de éstas sobre las variables analizadas es lo suficientemente complejo como para desbordar los objetivos de este trabajo.

Por otra parte, durante 1988 y 1989 se han registrado también fuertes movimientos de reasignación de carteras por parte de los agentes. Estas reasignaciones han ocurrido tanto entre elementos de dentro y fuera de ALP, como entre elementos de dentro del agregado. En el primer caso, cabe esperar un aumento de la volatilidad de la serie elegida aquí como agregado monetario.

En todo caso, junto con el ingreso en el SME se han registrado una serie de fenómenos[13] que apuntan, por un lado, hacia un "trade-off" en variabilidad, al menos en el corto plazo, desde los tipos de interés hacia la cantidad de dinero; y, por otro, a un aumento adicional en la correspondiente al agregado monetario.

Desgraciadamente, es imposible, al menos por el momento, desagregar unos efectos y otros. En todo caso, el gráfico 3 pone de relieve la aceleración del mencionado cambio en la instrumentación a corto de la política monetaria tras junio de 1989 ya que, como puede observarse, se reducen aún más las oscilaciones en el tipo de intervención del Banco de España.

GRAFICO 3. Variaciones en el tipo de interés de intervención del B.de España



[13] Véanse para diferentes detalles sobre uno y otro fenómeno Escrivá (1989, 1990) y Sanz (1988).

El capítulo de resultados no puede cerrarse sin una consideración adicional relativa a la caracterización del ingreso en el SME como el paso desde un sistema de tipos de cambio flexibles a otro de tipos de cambio fijos.

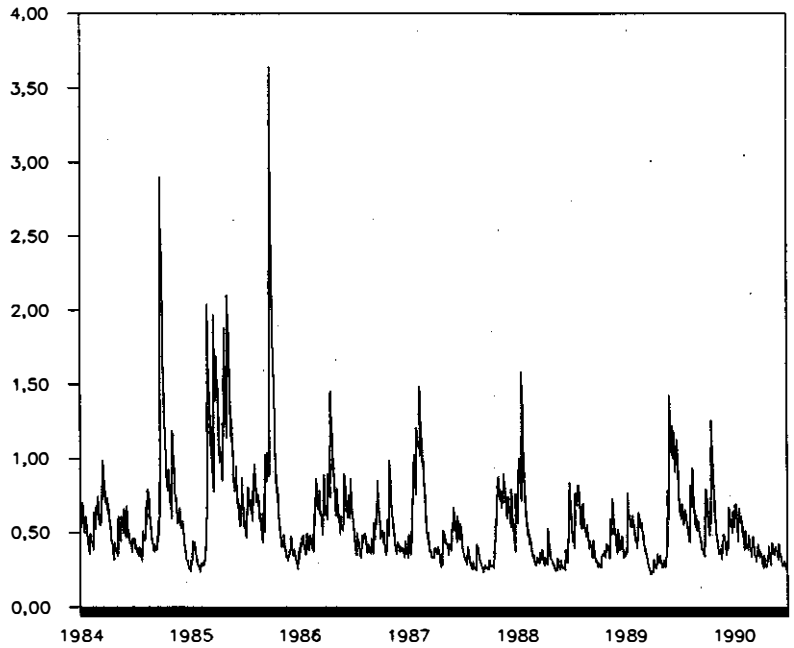
La política cambiaria española anterior a junio de 1989 estaba más proxima, en realidad, a lo que se denomina un sistema "de flotación sucia" que a la plena flexibilidad del tipo de cambio. Más aún, el marco ha ido desempeñando progresivamente un papel creciente como "moneda de referencia", en detrimento del dólar, debido al creciente peso relativo de la "zona marco" (en esencia, CEE) en el comercio internacional español.[14] Ciertamente, la ausencia de cambios estructurales en la variabilidad del tipo pta/$ y la paralela evolución de ésta y la correspondiente al tipo DM/$ que se deduce de la visión conjunta de los gráficos 2 y 4 y de la comparación de los resultados de las estimaciones para ambos tipos que aparecen en el Apéndice C, refuerzan, desde un punto de vista empírico, las consideraciones anteriores.[15]

---

[14] El objetivo cambiario se establecía en términos de un índice construido a partir de diferentes tipos bilaterales ponderados, entre otras cosas, por el volumen relativo de comercio con el país en cuestión. De hecho, han existido dos índices operativos, uno en términos de la CEE y otro en términos de los países desarrollados, pero desde el ingreso en la CEE en enero de 1986 el papel principal ha correspondido al primero.

[15] En Hevia (1990) puede encontrarse otro refuerzo empírico en favor de este creciente peso del marco como moneda de referencia de la política cambiaria española.

GRAFICO 4. Varianza condicional estimada del tipo DM/$.



En estas condiciones, el ingreso tiene un importante componente de formalización de unos compromisos que, de modo informal, ya estaban funcionando. Dicho de otro modo, constituye en buena medida, aunque no en su totalidad, el paso desde un sistema de tipos de cambio fijos "de hecho" a otro de tipos de cambio fijos "de derecho", lo que, sin embargo, no le resta importancia al cambio. En efecto, obsérvese que en el caso de tipos fijos "de hecho" es factible que, en un momento dado y ante lo que puede ser una presión al alza o a la baja excesiva, las autoridades dejen que el tipo de cambio se mueva libremente. Sin embargo, en el sistema de tipos fijos "de derecho" que constituye el SME, existen un conjunto de reglas que impiden que un país modifique, unilateralmente, la paridad central de su moneda.

Desde esta perspectiva, es posible alcanzar una reducción global en la variabilidad de las diferentes series como reflejo del "efecto credibilidad" que el ingreso en el SME ha podido suponer de cara a los agentes del sector financiero. Este efecto ha podido traducirse, por ejemplo, en la reducción de perturbaciones tales como movimientos especulativos a favor o en contra de la peseta, o como alteraciones en la demanda de activos financieros asociadas a la desconfianza en el mantenimiento de los objetivos de política monetaria. No en vano, estos fueron algunos de los argumentos que, en su día, se presentaron como efectos deseables y deseados de la incorporación al acuerdo cambiario[16]. En términos del modelo de la sección 2, el ingreso en el SME reduciría el valor absoluto del vector de perturbaciones z, reduciendo, en consecuencia, la variabilidad de todas las variables financieras relevantes.

En ausencia de una desagregación cuantitativa del efecto de los fenómenos comentados arriba, no es posible obtener una interpretación clara e inequívoca de los resultados obtenidos. Desafortunadamente, dicha desagregación no es fácil de acometer. Conviene recordar, no obstante, que, en términos del cuadro 1, el resultado de mayor variabilidad en M y menor en el resto de las variables está asociado al predominio de las perturbaciones en los mercados nacionales sobre las originadas en los mercados de divisas. Tratar de contrastar el orígen más frecuente de las perturbaciones de tipo financiero en los mercados españoles podría ser una forma indirecta de abordar el problema.

---

[16] Véase una vez más Malo de Molina y Pérez (1990).

Sin embargo, incluso en el caso de que se pudiese adjudicar el incremento en la volatilidad de M a los fenómenos comentados en su momento, todavía quedaría por resolver un problema que, como mínimo, debería aconsejar no caer en un exceso de optimismo respecto al efecto estabilizador del ingreso en el SME: los efectos que los controles de capitales, e incluso al crédito, han podido tener sobre la variabilidad de las diferentes series. Esta es una cuestión sobre la que existe la suficiente controversia, al menos en el terreno empírico, como para merecer un estudio detallado que queda más allá de los objetivos de este trabajo.

5. CONCLUSIONES

El objetivo principal de este trabajo era, tal y como se exponía al principio, analizar el efecto que la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del SME había tenido sobre la estabilidad del sector financiero español, una vez definido, con la ayuda de un modelo teórico sencillo, el conjunto de variables relevante a tal efecto.

A lo largo del mismo, se ha presentado evidencia en favor de la tesis de que dicho ingreso ha venido acompañado por una reducción considerable en la variabilidad del tipo de cambio de la peseta frente a la moneda más representativa del SME, el marco alemán. Esta reducción no se detecta en el tipo de cambio frente al dólar, lo que parece rechazar la posibilidad de que dicha reducción responda a condiciones generales en los mercados financieros internacionales.

Respecto al resto de las variables, se detectan también

una reducción paralela en la variabilidad del tipo de interés y en la frecuencia de las intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta. Por otro lado, se registra un aumento en la variabilidad de la cantidad de dinero.

Sin embargo, una parte de la reducción en la volatilidad del tipo de interés y del aumento en la correspondiente a la cantidad de dinero pueden tener su origen en un proceso de cambio en la instrumentación en el corto plazo de la política monetaria, que arranca desde mediados de los años 80 y se acelera en junio de 1989. Dicho cambio ha tendido a prestar una mayor atención a la evolución del tipo de interés en perjuicio de los activos de caja, lo que, en términos de variabilidad, se ha debido traducir en una disminución de la correspondiente al primero y un aumento de la correspondiente a la cantidad de dinero.

Asimismo, también se han registrado, en el periodo de análisis, importantes movimientos de reasignación de carteras que se han traducido tanto en procesos de sustitución de activos en el margen de ALP como en movimientos internos dentro del agregado. Estos fenómenos han podido originar un aumento adicional de la variabilidad a corto plazo del agregado monetario.

Por otro lado, la política cambiaria anterior a junio de 1989 estaba más próxima a un sistema de flotación sucia con el marco como moneda de referencia clave, que a uno de plena flexibilidad. Por ello, el ingreso en el mecanismo de cambios ha tenido un componente importante de paso desde un sistema de tipos de cambio fijos (aunque ajustables) "de hecho" a otro "de derecho", cambio que no es en modo alguno insustancial. De hecho, la asunción del mecanismo de cambios del SME supone renunciar a

una posibilidad que siempre queda abierta en un sistema de flotación sucia: permitir, unilateralmente, que el tipo de cambio se deslice cuando la presión al alza o a la baja resulta excesiva.

Desde este punto de vista, habría que pensar en los efectos positivos que ha debido tener la entrada al reforzar la credibilidad de los agentes y reducir, en consecuencia, un conjunto de perturbaciones que debían afectar negativamente a la estabilidad financiera (piénsese, por ejemplo, en ataques especulativos en contra o a favor de la peseta).

Finalmente, la existencia de controles de cambio y la imposición de límites a la expansión del crédito bancario en el periodo analizado, junto con las dificultades para analizar, al menos desde un punto de vista empírico, tanto su efectividad como, si fuera el caso, sus efectos sobre la variabilidad diaria de las series, aconsejan ser cautos para no incurrir en un exceso de optimismo con respecto a los efectos estabilizadores del ingreso, sin más, de la peseta en el SME.

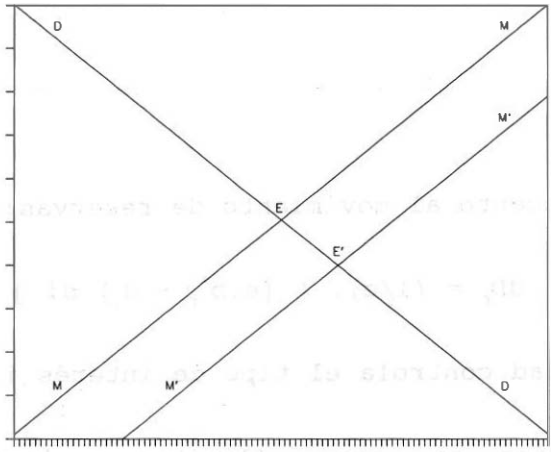
APENDICE A. ESTATICA COMPARATIVA DEL MODELO DE LA SECCION 2.

CASO 1. Perturbación en los mercados de activos nacionales:

$$z_l = - z_b > 0; \; z_d = 0$$

1.1 La autoridad monetaria controla la cantidad de dinero.

1.1.a. Tipo de cambio flexible.



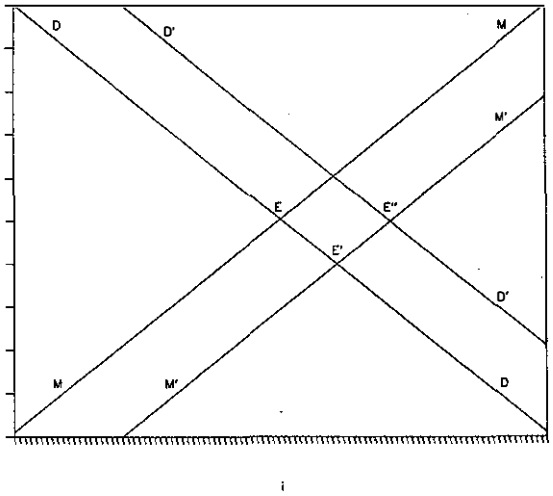
En cuanto al movimiento de las reservas centrales:

$$dD_c = (1/e) . \{ \bar{D} [g+(1-d_w)-1] de + (e.b^*_i - d_i) di \}$$

donde g es el cociente entre $b^*(i)$ y $\bar{D}$; 1, el cociente entre D_c y $\bar{D}$; y los subíndices bajo las diferentes funciones denotan derivadas parciales con respecto al argumento que dicho subíndice representa.

El primer sumando recoge un efecto de desacumulación debido a la caída en e; el segundo, el efecto de acumulación asociado al aumento de i.

1.1.b. Tipo de cambio fijo (estricto)

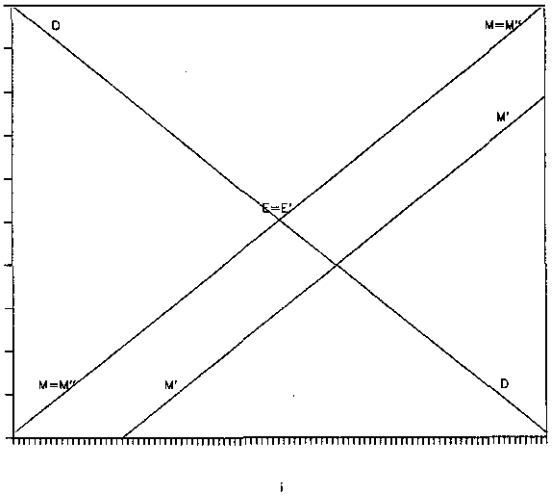


En cuanto al movimiento de reservas:

$$dD_c = (1/e).\ [\ (e.b^*_i - d_i)\ di\ ]$$

1.2 La autoridad controla el tipo de interés i.

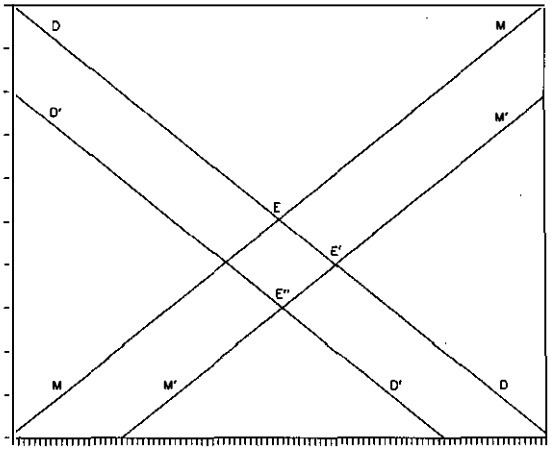
1.2.a. Tipo de cambio flexible e instrumentación vía operaciones de mercado abierto (B versus M).



En cuanto al movimiento en la cantidad de dinero y las reservas centrales:

$$dM = dB_c = z_l$$
$$dD_c = 0$$

1.2.b. Tipo de cambio flexible e instrumentación vía swaps en bonos (B versus D).



$$dM = l_w.\bar{D}.de + z_l$$
$$dD_c = (1/e).D_c.[-l + (1-d_w) + g].de$$

1.2.c. Tipo de cambio fijo.

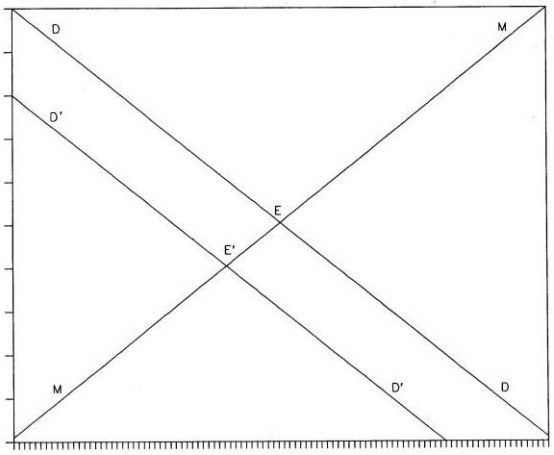
En este caso, el análisis coincide con el apartado 1.2.a.

CASO 2. Perturbación en los mercados de bonos:

$$z_b = - z_d > 0; \; z_l = 0.$$

2.1 La autoridad controla la cantidad de dinero.

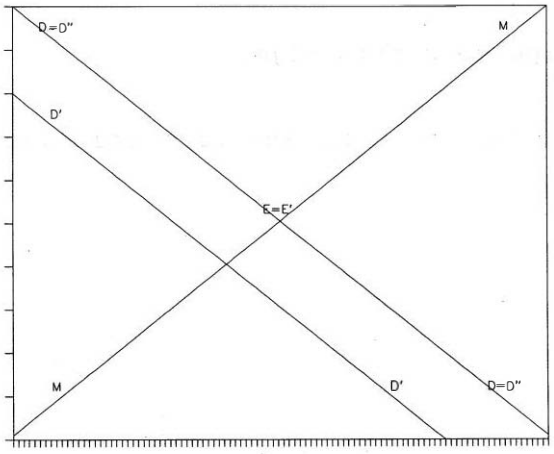
2.1.a Tipo de cambio flexible.



$$dD_c = (1/e) \; \{ \; \bar{D} \; [-1+(1-d_w)+g] \; de + (e.b^*_i - d_i) \; di - z_d \; \}$$

Los dos primeros sumando recogen la desacumulación debida a la evolución en el par (e,i) y el tercero, la acumulación debida a la perturbación.

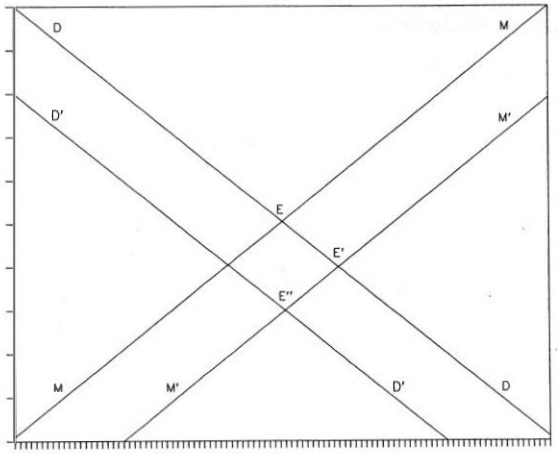
2.1.b Tipo de cambio fijo.



$$dD_c = (1/e) \; (-z_d)$$

2.2 La autoridad monetaria controla i.

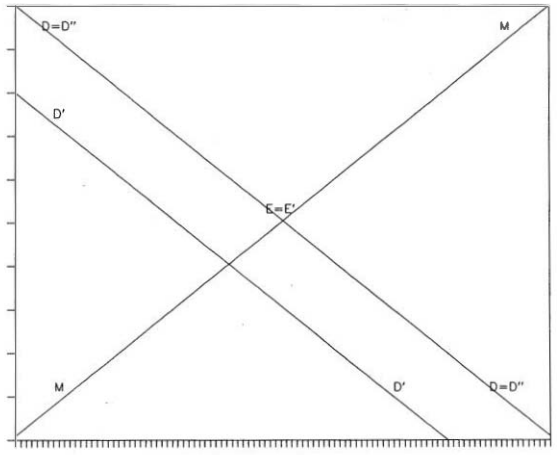
2.2.a Tipo de cambio flexible e instrumentación vía mercado abierto en activos nacionales.



$$dM = l_w.\bar{D}.de$$

$$dD_c = (1/e)\ \{\ \bar{D}\ [-l+(1-d_w)+g]\ de + -\ z_d\ \}$$

2.2.b Tipo de cambio flexible e instrumentación vía swaps en bonos.



$$dM = 0$$

$$dD_c = (1/e)\ (-z_d)$$

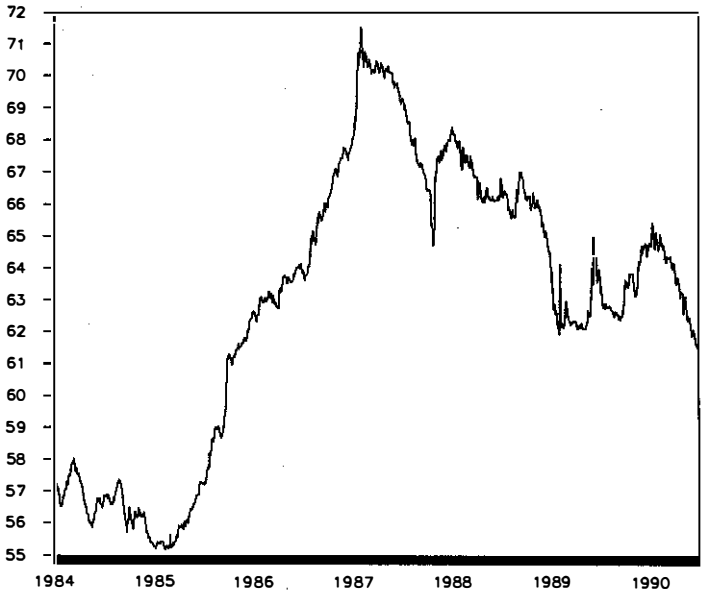
2.2.c Tipo de cambio fijo.

En este caso se repiten los resultados del apartado 2.2.b.

APENDICE B. GRAFICOS DE LAS DIFERENTES VARIABLES.

GRAFICO B.1 Tipo de cambio peseta marco (ptas. por DM).

B.1.1 Tipo vendedor



B.1.2 Tipo comprador

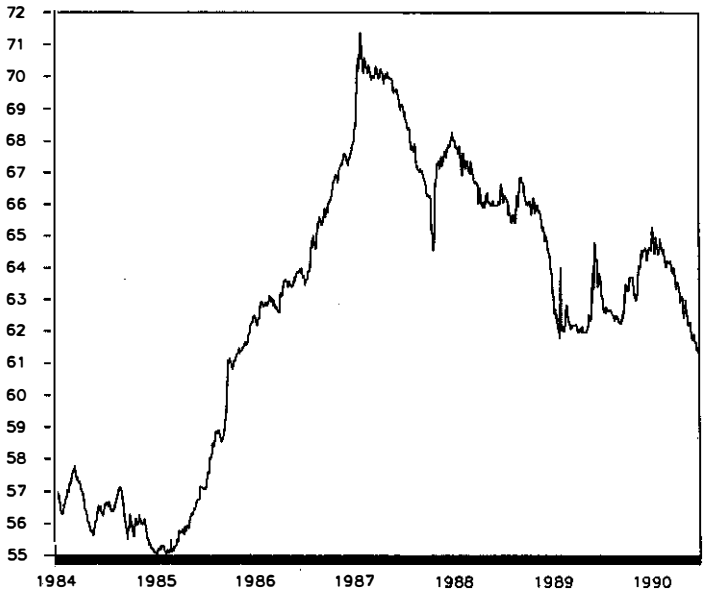


GRAFICO B.2 Tipo interbancario a 3 meses.

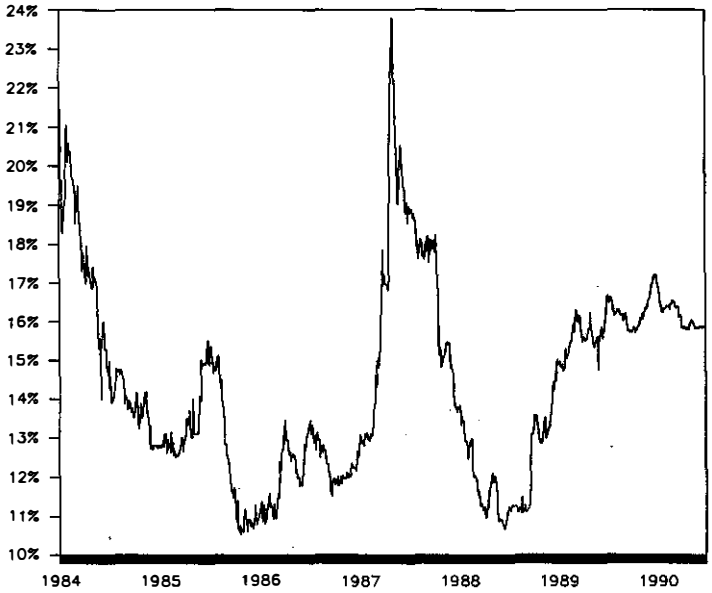


GRAFICO B.3 Agregado monetario (en miles de millones de pesetas).

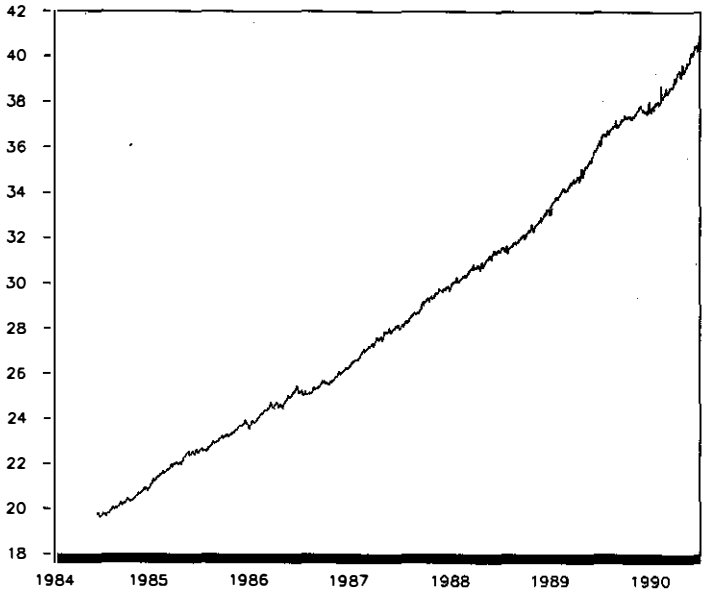
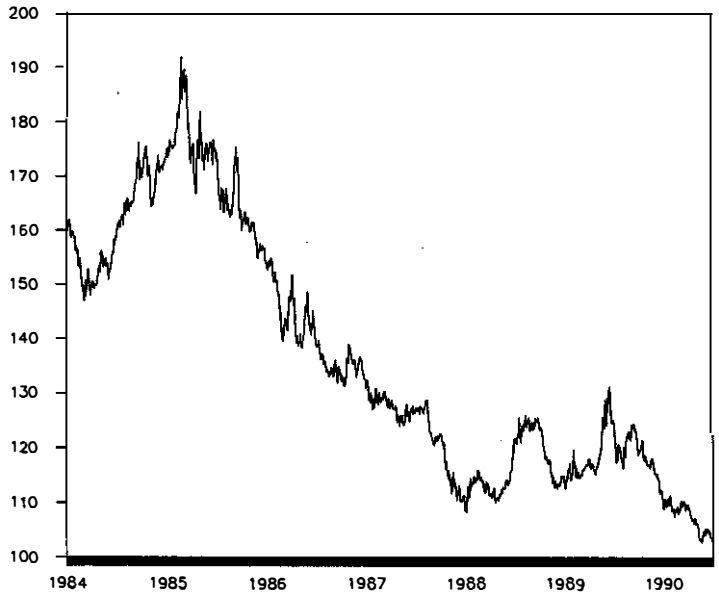
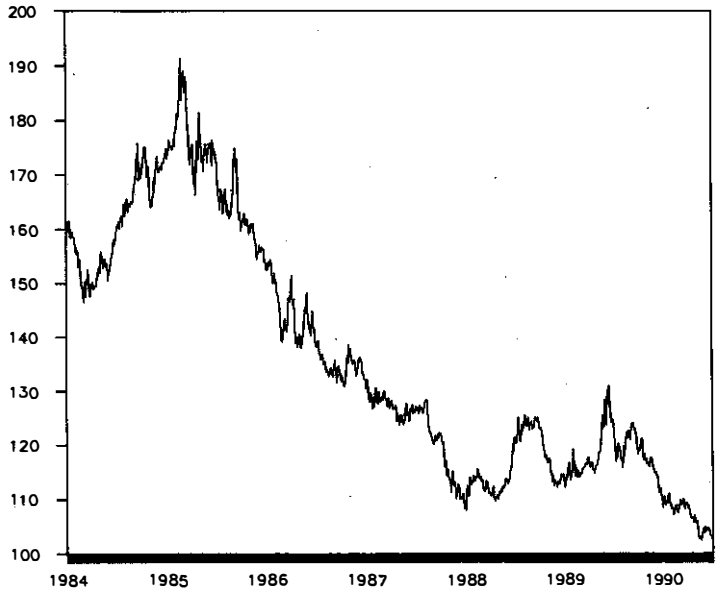


GRAFICO B.4 Tipo de cambio peseta dólar (ptas. por $).

B.4.1 Tipo vendedor



B.4.2 Tipo comprador



APENDICE C. RESULTADOS ADICIONALES DE LAS ESTIMACIONES DE LA SECCION 4.

En este apéndice se incluyen una serie de resultados adicionales a los proporcionados en la sección 4. En particular, para cada una de las variables relevantes, a excepción de las intervenciones del Banco de España en el mercado de la peseta, se presentan:

1. Modelo concreto y resultados de la estimación.

2. Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos normalizados al cuadrado, para contrastar la existencia de heteroscedasticidad adicional tipo GARCH (véase Bollerslev (1988)).

3. Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos normalizados, para contrastar la existencia de correlación serial en los mismos.

4. Porcentaje de observaciones extremas que es preciso eliminar para que el "test" de Bera-Jarque (Bera y Jarque (1982)) no rechace la normalidad de los residuos estandarizados. La razón de presentar así el contraste radica en la sensibilidad del test a la presencia de valores extremos. Dado que en determinados casos dicho porcentaje es considerable, se incorpora además un contraste de la existencia del momento de cuarto orden de los residuos normalizados, que en el caso de un proceso GARCH(1,1) toma la forma:

$$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2 < 1$$

De existir dicho momento, se mantendrían los resultados de consistencia y normalidad asintótica de los estimadores, si bien con algunas variaciones en la matriz de varianzas y covarianzas (véase White (1982) y Weiss (1982)).

C.1 TIPO DE CAMBIO PESETA MARCO

MODELO ESTIMADO:

$$(1 - \phi.B)\nabla\log(pta/DM)_t = \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N\ (0,h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1.\epsilon^2_{t-1} + \beta.h_{t-1}$$

RESULTADO DE LA ESTIMACION:

Parámetros	Periodo muestral 1/84-12/87	1/88-6/89	6/89-6/90
ϕ	.15 (.03)	.04 (.05)	.06 (.06)
α_0	.0045 (.0000)	.0161 (.0000)	.0021 (.0000)
α_1	.18 (.00)	.29 (.00)	.12 (.00)
β	.69 (.00)	.50 (.00)	.84 (.00)
$\alpha_0/1-\beta$	.015	.032	.013
$\alpha_1/1-\beta$	.57	.59	.77
T	1043	371	278

Notas: - Entre paréntesis los correspondientes errores estándar.

- Contraste cambios estructurales:

$$LR=46.17\ (X^2_8(.05)=15.5)$$

CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE:

SUBMUESTRA 1/84-12/87:

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,007	0,062	0,007	0,062
2	-0,020	0,062	-0,020	0,062
3	0,009	0,062	0,009	0,062
4	-0,024	0,062	-0,024	0,062
5	0,019	0,062	0,020	0,062
6	-0,002	0,062	-0,003	0,062
7	-0,011	0,062	-0,010	0,062
8	-0,011	0,062	-0,012	0,062
9	0,067	0,062	0,068	0,062
10	0,108	0,062	0,106	0,062
11	-0,030	0,062	-0,029	0,062
12	0,012	0,062	0,014	0,062
13	-0,020	0,062	-0,020	0,062
14	-0,020	0,062	-0,017	0,062
15	0,014	0,062	0,008	0,062

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,032	0,062	0,032	0,062
2	0,049	0,062	0,048	0,062
3	0,036	0,062	0,034	0,062
4	0,101	0,062	0,097	0,062
5	0,094	0,062	0,087	0,062
6	0,021	0,062	0,007	0,062
7	0,061	0,062	0,047	0,062
8	0,010	0,062	-0,008	0,062
9	0,076	0,062	0,055	0,062
10	-0,041	0,062	-0,058	0,062
11	0,032	0,062	0,017	0,062
12	0,041	0,062	0,031	0,062
13	0,019	0,062	0,005	0,062
14	0,003	0,062	-0,005	0,062
15	0,017	0,062	0,017	0,062

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... -0,28

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 1,44

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,82

SUBMUESTRA 1/88 - 6/89

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,083	0,104	0,083	0,104
2	0,078	0,104	0,071	0,104
3	-0,012	0,104	-0,025	0,104
4	-0,028	0,104	-0,031	0,104
5	0,002	0,105	0,009	0,104
6	-0,035	0,105	-0,032	0,104
7	0,061	0,105	0,065	0,104
8	0,005	0,105	-0,001	0,104
9	-0,007	0,105	-0,019	0,104
10	-0,045	0,105	-0,044	0,104
11	-0,027	0,105	-0,014	0,104
12	0,004	0,106	0,012	0,104
13	0,021	0,106	0,026	0,104
14	-0,016	0,106	-0,028	0,104
15	0,072	0,106	0,072	0,104

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,015	0,104	0,015	0,104
2	0,014	0,104	0,014	0,104
3	0,035	0,104	0,034	0,104
4	-0,028	0,104	-0,030	0,104
5	-0,012	0,105	-0,012	0,104
6	-0,053	0,105	-0,054	0,104
7	-0,002	0,105	0,002	0,104
8	0,021	0,105	0,022	0,104
9	0,095	0,105	0,098	0,104
10	0,099	0,105	0,094	0,104
11	0,070	0,105	0,064	0,104
12	-0,026	0,106	-0,040	0,104
13	0,021	0,106	0,017	0,104
14	0,058	0,106	0,063	0,104
15	0,079	0,106	0,101	0,104

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,25

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 7,82

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,80

SUBMUESTRA 6/89 - 6/90

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,018	0,120	-0,018	0,120
2	-0,032	0,120	-0,032	0,120
3	-0,033	0,121	-0,035	0,120
4	-0,025	0,121	-0,027	0,120
5	0,066	0,121	0,063	0,120
6	0,026	0,121	0,026	0,120
7	-0,043	0,121	-0,040	0,120
8	0,040	0,122	0,043	0,120
9	0,010	0,122	0,014	0,120
10	0,093	0,122	0,091	0,120
11	0,012	0,122	0,014	0,120
12	-0,010	0,123	0,004	0,120
13	-0,013	0,123	-0,009	0,120
14	0,027	0,123	0,027	0,120
15	-0,036	0,123	0,045	0,120

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,008	0,120	0,008	0,120
2	0,012	0,120	0,012	0,120
3	0,051	0,121	0,051	0,120
4	0,065	0,121	0,065	0,120
5	-0,095	0,121	-0,097	0,120
6	-0,027	0,121	-0,030	0,120
7	-0,041	0,121	-0,045	0,120
8	0,084	0,122	0,092	0,120
9	0,077	0,122	0,095	0,120
10	0,128	0,122	0,129	0,120
11	0,097	0,122	0,089	0,120
12	0,090	0,123	0,061	0,120
13	-0,100	0,123	-0,121	0,120
14	-0,057	0,123	-0,079	0,120
15	0,004	0,123	0,017	0,120

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,01

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 2,52

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,96

C.2 TIPO DE INTERES

MODELO ESTIMADO:

$$\nabla \log(1+r)_t = \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N\ (0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 . \epsilon^2_{t-1} + \beta . h_{t-1}$$

RESULTADO DE LA ESTIMACION:

	Periodo muestral		
Parámetros	1/84-12/87	1/88-6/89	6/89-6/90
α_0	.0009 (.0000)	.0051 (.0000)	.0002 (.0000)
α_1	.12 (.00)	.28 (.00)	.13 (.00)
β	.87 (.00)	.25 (.00)	.81 (.00)
$\alpha_0/1-\beta$	.006	.007	.001
$\alpha_1/1-\beta$	.92	.38	.70
T	1043	370	280

Notas: - Entre paréntesis los correspondientes errores estándar.

- Contraste cambios estructurales:

$$LR=142.83\ \ (X^2_8(.05)=15.5)$$

- Para la submuestra 1/88-6/89 el modelo ARIMA es:

$$(1-\underset{(.05)}{.15}\ B)\nabla \log(1+r)_t=\epsilon_t$$

CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE:

SUBMUESTRA 1/84 - 12/87

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,042	0,062	0,042	0,062
2	-0,001	0,062	-0,003	0,062
3	0,003	0,062	0,003	0,062
4	-0,015	0,062	-0,014	0,062
5	-0,014	0,062	-0,013	0,062
6	0,004	0,062	0,005	0,062
7	-0,026	0,062	-0,027	0,062
8	0,006	0,062	0,009	0,062
9	-0,020	0,062	-0,021	0,062
10	-0,005	0,062	-0,003	0,062
11	-0,029	0,062	-0,029	0,062
12	-0,017	0,062	-0,015	0,062
13	-0,026	0,062	-0,025	0,062
14	-0,012	0,062	-0,012	0,062
15	0,005	0,062	0,006	0,062

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,028	0,062	0,028	0,062
2	0,017	0,062	0,016	0,062
3	0,061	0,062	0,060	0,062
4	0,031	0,062	0,027	0,062
5	-0,004	0,062	-0,008	0,062
6	0,083	0,062	0,079	0,062
7	0,058	0,062	0,051	0,062
8	0,020	0,062	0,015	0,062
9	0,031	0,062	0,020	0,062
10	0,034	0,062	0,022	0,062
11	-0,029	0,062	-0,035	0,062
12	0,015	0,062	0,007	0,062
13	-0,028	0,062	-0,040	0,062
14	-0,027	0,062	-0,030	0,062
15	0,057	0,062	0,055	0,062

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,28

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 9,30

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,92

SUBMUESTRA 1/88 - 6/89

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,010	0,104	0,010	0,104
2	0,034	0,104	0,034	0,104
3	-0,050	0,104	-0,050	0,104
4	-0,003	0,104	-0,005	0,104
5	-0,005	0,105	-0,002	0,104
6	0,012	0,105	0,010	0,104
7	-0,053	0,105	-0,053	0,104
8	-0,024	0,105	-0,026	0,104
9	0,033	0,105	0,038	0,104
10	0,007	0,105	0,004	0,104
11	-0,024	0,105	-0,030	0,104
12	0,043	0,106	0,046	0,104
13	-0,050	0,106	-0,046	0,104
14	-0,006	0,106	-0,014	0,104
15	-0,038	0,106	-0,035	0,104

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,042	0,104	0,042	0,104
2	0,034	0,104	0,032	0,104
3	0,020	0,104	0,017	0,104
4	0,052	0,104	0,050	0,104
5	0,028	0,105	0,023	0,104
6	0,065	0,105	0,060	0,104
7	0,028	0,105	0,020	0,104
8	0,116	0,105	0,109	0,104
9	-0,055	0,105	-0,070	0,104
10	0,062	0,105	0,055	0,104
11	0,017	0,105	0,007	0,104
12	-0,020	0,106	-0,038	0,104
13	0,011	0,106	0,009	0,104
14	-0,002	0,106	-0,019	0,104
15	-0,063	0,106	-0,065	0,104

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... -0,07

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 11,08

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,38

SUBMUESTRA 6/89 - 6/90

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,057	0,120	0,057	0,120
2	-0,016	0,120	-0,020	0,120
3	-0,012	0,121	-0,010	0,120
4	-0,021	0,121	-0,020	0,120
5	-0,020	0,121	-0,018	0,120
6	-0,004	0,121	-0,003	0,120
7	-0,015	0,121	-0,016	0,120
8	-0,005	0,122	-0,005	0,120
9	-0,002	0,122	-0,004	0,120
10	0,005	0,122	0,004	0,120
11	-0,014	0,122	-0,016	0,120
12	0,007	0,123	0,008	0,120
13	-0,014	0,123	-0,016	0,120
14	-0,017	0,123	-0,016	0,120
15	-0,014	0,123	-0,013	0,120

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,031	0,120	-0,031	0,120
2	0,021	0,120	0,020	0,120
3	0,092	0,121	0,093	0,120
4	0,039	0,121	0,045	0,120
5	0,038	0,121	0,037	0,120
6	0,087	0,121	0,080	0,120
7	0,540	0,121	0,052	0,120
8	0,075	0,122	0,069	0,120
9	-0,038	0,122	-0,052	0,120
10	0,113	0,122	0,093	0,120
11	0,020	0,122	0,008	0,120
12	-0,065	0,123	-0,077	0,120
13	0,042	0,123	0,008	0,120
14	-0,051	0,123	-0,071	0,120
15	0,011	0,123	0,009	0,120

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... -0,82

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 6,79

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,70

C.3 CANTIDAD DE DINERO

MODELO ESTIMADO:

$$((1 - \phi_1.B - \phi_2.B^2)/(1 - \theta.B))\nabla\log(ALP)_t = c + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N (0,h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1.\epsilon^2_{t-1}$$

RESULTADO DE LA ESTIMACION:

	Periodo muestral		
Parámetros	7/84-12/87	1/88-6/89	6/89-6/90
ϕ_1	.87 (.06)	.80 (.04)	.70 (.14)
ϕ_2	-.12 (.04)	-.14 (.06)	-.15 (.07)
θ	.85 (.06)	.88 (.05)	.75 (.13)
c	.075 (.006)	.121 (.011)	.087 (.006)
α_0	.034 (.001)	.032 (.002)	.059 (.003)
α_1	.05 (.00)	.33 (.00)	.09 (.00)
T	914	370	280

Notas: - Entre paréntesis los correspondientes errores estándar.

- Contraste cambios estructurales:

$$LR=64.6 \quad (X^2_{10}(.05)=18.3)$$

CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE:

SUBMUESTRA 7/84-12/87:

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,010	0,066	-0,010	0,066
2	-0,008	0,066	-0,008	0,066
3	-0,028	0,066	-0,028	0,066
4	-0,035	0,066	-0,036	0,066
5	0,014	0,066	0,013	0,066
6	-0,039	0,066	-0,040	0,066
7	-0,007	0,066	-0,010	0,066
8	-0,003	0,066	-0,005	0,066
9	-0,002	0,066	-0,004	0,066
10	0,047	0,067	0,043	0,066
11	-0,048	0,067	-0,047	0,066
12	-0,016	0,067	-0,019	0,066
13	-0,031	0,067	-0,031	0,066
14	0,000	0,067	-0,002	0,066
15	0,100	0,067	0,095	0,066

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,001	0,066	-0,001	0,066
2	0,029	0,066	0,029	0,066
3	-0,013	0,066	-0,013	0,066
4	-0,017	0,066	-0,018	0,066
5	0,019	0,066	0,020	0,066
6	-0,015	0,066	-0,014	0,066
7	-0,075	0,066	-0,077	0,066
8	0,029	0,066	0,030	0,066
9	0,011	0,066	0,016	0,066
10	0,062	0,067	0,057	0,066
11	0,035	0,067	0,033	0,066
12	0,042	0,067	0,043	0,066
13	-0,009	0,067	-0,012	0,066
14	0,008	0,067	0,003	0,066
15	-0,062	0,067	-0,058	0,066

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,04

Porcentaje valores extremos a eliminar
para pasar el test de Bera y Jarque... 3,39

SUBMUESTRA 1/88 - 6/89

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,059	0,104	-0,059	0,104
2	0,029	0,104	0,025	0,104
3	-0,030	0,104	-0,026	0,104
4	0,004	0,104	0,000	0,104
5	0,056	0,105	0,058	0,104
6	0,008	0,105	0,014	0,104
7	-0,027	0,105	-0,029	0,104
8	0,061	0,105	0,061	0,104
9	-0,054	0,105	-0,046	0,104
10	0,012	0,105	-0,002	0,104
11	-0,064	0,105	-0,059	0,104
12	-0,036	0,106	-0,044	0,104
13	-0,065	0,106	-0,073	0,104
14	-0,028	0,106	-0,034	0,104
15	0,016	0,106	0,018	0,104

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,013	0,104	-0,013	0,104
2	0,004	0,104	0,004	0,104
3	0,030	0,104	0,030	0,104
4	0,007	0,104	0,008	0,104
5	-0,121	0,105	-0,121	0,104
6	0,021	0,105	0,017	0,104
7	0,006	0,105	0,007	0,104
8	0,062	0,105	0,070	0,104
9	0,005	0,105	0,007	0,104
10	0,047	0,105	0,031	0,104
11	0,034	0,105	0,036	0,104
12	0,004	0,106	0,005	0,104
13	0,038	0,106	0,052	0,104
14	0,045	0,106	0,043	0,104
15	-0,189	0,106	-0,186	0,104

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,28

Porcentaje valores extremos a eliminar
para pasar el test de Bera y Jarque... 2,97

SUBMUESTRA 6/89 - 6/90

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,067	0,120	0,067	0,120
2	0,023	0,120	0,018	0,120
3	0,005	0,121	0,002	0,120
4	-0,039	0,121	-0,040	0,120
5	0,019	0,121	0,024	0,120
6	-0,025	0,121	-0,027	0,120
7	-0,016	0,121	-0,013	0,120
8	-0,020	0,122	-0,019	0,120
9	-0,016	0,122	-0,010	0,120
10	-0,028	0,122	-0,028	0,120
11	0,014	0,122	0,019	0,120
12	-0,044	0,123	-0,047	0,120
13	-0,019	0,123	-0,014	0,120
14	-0,014	0,123	-0,014	0,120
15	-0,004	0,123	0,000	0,120

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,021	0,120	-0,021	0,120
2	0,022	0,120	0,021	0,120
3	-0,066	0,121	-0,066	0,120
4	-0,071	0,121	-0,075	0,120
5	0,006	0,121	0,006	0,120
6	-0,040	0,121	-0,042	0,120
7	-0,016	0,121	-0,030	0,120
8	0,007	0,122	0,003	0,120
9	0,060	0,122	0,057	0,120
10	0,013	0,122	0,007	0,120
11	0,124	0,122	0,122	0,120
12	0,034	0,123	0,050	0,120
13	0,071	0,123	0,081	0,120
14	0,044	0,123	0,069	0,120
15	-0,101	0,123	-0,074	0,120

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,24

Porcentaje valores extremos a eliminar
para pasar el test de Bera y Jarque... 2,86

C.4 TIPO DE CAMBIO PESETA DOLAR

MODELO ESTIMADO:

$$\nabla \log(pta/\$)_t = \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N\ (0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 . \epsilon^2_{t-1} + \beta . h_{t-1}$$

RESULTADO DE LA ESTIMACION:

Parámetros	Periodo muestral 1/84-6/90
α_0	.020 (.000)
α_1	.10 (.00)
β	.86 (.00)
$\alpha_0/1-\beta$	.14
$\alpha_1/1-\beta$	.73
T	1043

Notas: - Entre paréntesis los correspondientes errores estándar.

- Contraste cambios estructurales:

En 1/88: LR=1.28 ($X^2_3(.05)=7.81$)

En 6/89: LR=0.00 ($X^2_3(.05)=7.81$)

CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE:

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	0,003	0,049	0,003	0,049
2	-0,028	0,049	-0,028	0,049
3	-0,031	0,049	-0,031	0,049
4	0,025	0,049	0,024	0,049
5	-0,004	0,049	-0,006	0,049
6	0,020	0,049	0,021	0,049
7	0,048	0,049	0,049	0,049
8	-0,015	0,049	-0,015	0,049
9	0,015	0,049	0,019	0,049
10	-0,022	0,049	-0,021	0,049
11	0,042	0,049	0,040	0,049
12	-0,036	0,049	-0,036	0,049
13	-0,038	0,049	-0,040	0,049
14	-0,024	0,049	-0,024	0,049
15	0,113	0,049	0,108	0,049

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,016	0,049	-0,016	0,049
2	-0,010	0,049	-0,010	0,049
3	0,031	0,049	0,031	0,049
4	0,025	0,049	0,026	0,049
5	0,016	0,049	0,017	0,049
6	0,032	0,049	0,032	0,049
7	0,001	0,049	0,001	0,049
8	0,008	0,049	0,007	0,049
9	0,056	0,049	0,054	0,049
10	0,001	0,049	0,000	0,049
11	0,003	0,049	0,003	0,049
12	-0,011	0,049	-0,016	0,049
13	0,034	0,049	0,031	0,049
14	-0,006	0,049	-0,008	0,049
15	0,023	0,049	0,020	0,049

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,31

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 1,18

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,95

C.5 TIPO DE CAMBIO MARCO DOLAR

MODELO ESTIMADO:

$$\nabla \log(DM/\$)_t = \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N\ (0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 . \epsilon^2_{t-1} + \beta . h_{t-1}$$

RESULTADO DE LA ESTIMACION:

Parámetros	Periodo muestral 1/84-6/90
α_0	.021 (.000)
α_1	.09 (.00)
β	.87 (.00)
$\alpha_0/1-\beta$	.17
$\alpha_1/1-\beta$	.73
T	1043

Notas: - Entre paréntesis los correspondientes errores estándar.

CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE:

ACF y PACF residuos normalizados al cuadrado

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,011	0,049	-0,011	0,049
2	-0,009	0,049	-0,009	0,049
3	-0,031	0,049	-0,031	0,049
4	0,034	0,049	0,034	0,049
5	-0,012	0,049	-0,012	0,049
6	0,014	0,049	0,014	0,049
7	0,024	0,049	0,026	0,049
8	-0,025	0,049	-0,025	0,049
9	0,017	0,049	0,020	0,049
10	-0,022	0,049	-0,022	0,049
11	0,045	0,049	0,042	0,049
12	-0,041	0,049	-0,039	0,049
13	-0,036	0,049	-0,040	0,049
14	-0,016	0,049	-0,013	0,049
15	0,127	0,049	0,121	0,049

ACF y PACF residuos normalizados

Retardo	ACF Coefic.	2xsigma	PACF Coefic.	2xsigma
1	-0,009	0,049	-0,009	0,049
2	-0,001	0,049	-0,001	0,049
3	0,048	0,049	0,048	0,049
4	0,035	0,049	0,036	0,049
5	0,019	0,049	0,020	0,049
6	0,021	0,049	0,019	0,049
7	0,004	0,049	0,001	0,049
8	0,016	0,049	0,013	0,049
9	0,067	0,049	0,064	0,049
10	0,010	0,049	0,010	0,049
11	0,002	0,049	0,000	0,049
12	-0,015	0,049	-0,023	0,049
13	0,027	0,049	0,021	0,049
14	-0,015	0,049	-0,019	0,049
15	0,046	0,049	0,045	0,049

Otros resultados

t-ratio media residual igual a 0 ... 0,41

Porcentaje valores extremos a eliminar para pasar el test de Bera y Jarque... 1,30

$3.\alpha_1^2 + 2.\alpha_1.\beta + \beta^2$ 0,95

BIBLIOGRAFIA

- **ARTIS, M. y M. TAYLOR (1988)** "Exchange Rates, Interest Rates, Capital Controls and the EMS: Assesing the Track Record", en F. Giavazzi y otros (eds.), The European Monetary System, CUP.

- **BERA, A. y C. JARQUE (1982)** "Model Specification Tests: A Simultaneous Approach", Journal of Econometrics, 20, 59-82.

- **BOLLERSLEV, T. (1986)** "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, 31, 307-327.

- **---------- (1988)** "On the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Process", Journal of Time Series Analysis, 9-2, 121-131.

- **BOX, G.E.P. y J.M. JENKINS (1976)** Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco, Holden day.

- **BRANSON, W.H. (1977)** "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination", Sozialwissenschaftliche Annalen , 1, 69-89.

- **BRANSON, W.H. Y H. HALTTUNEN (1979)** "Asset Market Determination of Exchange Rates: Initial Empirical and Policy Results", en Martin, J.P. y A. Smith (eds.), Trade and Payments Adjustments under Flexible Exchange Rates, London: Macmilan.

- **BRANSON, W.H., H. HALTTUNEN y P. MASSON (1977)** "Exchange Rate in the Short Run: the Dollar-Deutschemark Rate", European Economic Review, 10, 303-324.

- **CUDDINGTON, J. y J.VIÑALS (1985)** Lecture Notes, No publicado.

- **ENGLE, R.F. (1982)** "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity whit Estimates of the Variance of UK Inflation", Econometrica, 50, 987-1008.

- **ESCRIVA, J.L. (1989)** "La Instrumentación de la Política Monetaria en España y la Variabilidad de los Tipos de Interes", Boletín Económico del Banco de España, junio, 31-42.

- **---------- (1990)** "Tendencias Básicas en la Fijación e Instrumentación de los Objetivos Monetarios en España", Papeles de Economía, 43.

- **FRATIANNI, M. y J. von HAGEN (1990)** "The EMS Ten Years After", en A. Meltzer y C. Plosser, Carnegie Rochester Conference Series, 32.

- **GROS, D. y N. THYGESEN (1988)** "The EMS: Achievements, Current Issues and Direction for the Future". Mimeo.

- **EEVIA, J. (1990)** "Cuantificación de la Importancia Relativa del Tipo de Cambio pta/DM en la Política Cambiaria". FEDEA, Documento 90-13 .

- **HSIEH, D.A. (1988)** "The Statistical Properties of Daily Foreign Eschange Rates: 1974-1983", Journal of International Economics, 24, 129-145.

- **LEYVA, M.L.(1988)** "La Reforma del Sistema de Intervención del Banco de España en el Mercado de Cambios", Boletín Económico del Banco de España, febrero, 21-25.

- **MALO DE MOLINA, J.L. y J. PEREZ (1990)** "La Política Monetaria Española en la Transición hacia la Unión Monetaria Europea", Papeles de Economía, 43.

- **ROGOFF, K. (1985)** "Can Exchange Rates Predictability be Achieved wihtout Monetary Convergence?", European Economic Review, 28, 93-115.

- **SANZ, B. (1988)** "Los Agregados Monetarios y su Calidad como Objetivos Intermedios", Boletín Económico del Banco de España, diciembre, 25-49.

- **UNGERER ET AL. (1983)** "The EMS: The Experience 1979-1982", International Monetary Fund, Occasional Paper nº 19.

- ---------- **(1986)** "The EMS: Recent Developments", International Monetary Fund, Occasional Paper nº 48.

- **WEISS, A.A. (1982)** "Asymptotic Theory for ARCH Models: Stability, Estimation and Testing", University of California, San Diego, Discussion Paper 82-36.

- **WHITE, H. (1982)** "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models", Econometrica, 50, 1-25.

- **WYPLOSZ, C. (1990)** "EMS Puzzles", Revista Española de Economía, vol.7, nº1, 33-66.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1):

8601 **Agustin Maravall:** Revisions in ARIMA signal extraction.
8602 **Agustin Maravall and David A. Pierce:** A prototypical seasonal adjustment model.
8603 **Agustin 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:** Indices 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 and 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 **Agustin Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
8702 **Agustin 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.
8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
8705 **Agustin Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: Comentarios y contestación.
8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
8707 **Anindya Banerjee and Juan Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
8708 **Juan J. Dolado and Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
8801 **Agustin Maravall:** Two papers on arima signal extraction.
8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de Mercasa.
8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing observations in time series and the «dual» autocorrelation function.
8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
8901 **M.ª de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
9001 **Jesús Albarracin y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churruca y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.

9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: a survey.
9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.
9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicos y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
9011 **P. Martinez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1986 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

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