

W/28
(9229)

Documento de Trabajo

9229

ESTIMACION DE UN MODELO DE EQUILIBRIO
DE CARTERA PARA EL TIPO DE CAMBIO
PESETA - DOLAR

Simón Sosvilla Rivero



FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES
UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID,
Campus de Somosaguas. 28.223 MADRID.

**ESTIMACION DE UN MODELO DE EQUILIBRIO DE
CARTERA PARA EL TIPO DE CAMBIO PESETA-DOLAR**

Simón Sosvilla Rivero

RESUMEN

En este trabajo se estudia la posible relevancia del modelo de equilibrio de cartera a la hora de explicar el comportamiento del tipo de cambio peseta-dólar durante el período 1977-1988.

Con el fin de tratar adecuadamente la no estacionariedad en los tipos de cambio y en sus posibles determinantes de acuerdo con el modelo propuesto, examinamos la eventual existencia de una relación estructural entre dichas variables por medio del análisis de cointegración y de su concepto asociado de modelo de corrección del error.

ABSTRACT

This paper is concerned with assessing the relevance of the portfolio-balance model of exchange rate determination in explaining the behaviour of the Spanish Peseta vis-à-vis the U.S. Dollar during the 1977-1988 period.

To account for the non-stationarity of exchange rates and their possible determinants, we test for the existence of a long-run equilibrium relationship between them using the cointegration analysis and its associated concepts of error correction model.

1. INTRODUCCION¹

Desde la adopción de un sistema de tipos de cambio relativamente flexibles en los primeros años de la década de los setenta, se han registrado una gran volatilidad en los tipos de cambio bilaterales y unos desequilibrios externos internacionales cuantiosos y persistentes que han hecho de la comprensión de los mercados de cambio una cuestión de importancia central.

La búsqueda de un modelo que explicase satisfactoriamente los movimientos cambiarios en términos de otras variables macroeconómicas ha dado lugar a una extensa literatura teórica y empírica sobre determinación de los tipos de cambio [véase Sosvilla-Rivero (1991) para una panorámica de esta literatura].

Además de la teoría de la paridad del poder adquisitivo, de larga tradición histórica, destacan dos enfoques principales en esta área de la economía internacional: el enfoque monetario y el enfoque de equilibrio de cartera. Mientras que el primero se basa en el supuesto de que el dinero es el único activo cuya oferta y demanda desempeña un papel relevante en la determinación del tipo de cambio (debido a la perfecta sustituibilidad entre activos nacionales y extranjeros), el enfoque de equilibrio de cartera extiende el análisis al considerar otros activos financieros.

Si bien tanto la teoría de la paridad poder adquisitivo [véanse, por ejemplo, Reig (1988) y Ngama y Sosvilla-Rivero (1991)] como el enfoque monetario [véanse, entre otros, Dolado y Durán (1983), Aguado (1986) y Bajo Rubio (1986,1987)] han sido ampliamente contrastados para el caso español, hasta el momento no existía evidencia empírica disponible sobre el modelo básico de equilibrio de cartera para el tipo de cambio de la

¹

Este trabajo se basa en algunos resultados de mi tesis doctoral. Agradezco a Oscar Bajo, Peter Burridge, James L. Ford, David Peel y Henry G. Scott sus valiosos comentarios y sugerencias.

peseta, excepción hecha de Gámez Amián (1985) y Pérez Campanero (1990), que presentan estimaciones del modelo híbrido monetario-equilibrio de cartera propuesto por Hooper y Morton (1982).

En este trabajo se utiliza el análisis de cointegración con el objeto de contrastar si el modelo básico de equilibrio de cartera para la determinación del tipo de cambio propuesto por Branson (1977) ofrece relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables seleccionadas. Si tales relaciones de equilibrio existen, se estimaría un modelo de corrección del error que intentaría capturar la dinámica del corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo en forma de ajuste gradual, al tiempo que se incorporaría la información proporcionada por los desequilibrios pasados.

Nos ocuparemos del comportamiento del tipo de cambio de la peseta frente al dólar estadounidense durante el período comprendido entre 1977 y 1988. La elección de este tipo de cambio viene determinada por las preferencias de los inversores españoles por operar en dicha moneda [véase Mateos y Valero (1990)], así como por la tradición en la literatura empírica sobre tipos de cambio en España. Respecto al período muestral, la elección refleja el paulatino proceso de liberalización de la economía española que se abrió con los Pactos de la Moncloa en 1977 y el hecho de que las expectativas (luego confirmadas el 19 de Junio de 1989) sobre la posibilidad de la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (y los compromisos y disciplina derivados de tal entrada) hubiesen distorsionado los resultados si se hubiese incluido el año 1989 en la muestra.

El trabajo se organiza de la manera siguiente. En la Sección 2 se desarrolla el modelo teórico. La Sección 3 se ocupa de la descripción de la metodología econométrica empleada. En la Sección 4 se presentan los resultados empíricos. La Sección 5 recoge las principales conclusiones.

2. EL MODELO DE EQUILIBRIO DE CARTERA

A diferencia de los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio, el modelo de equilibrio de cartera no se basa en el supuesto de que los bonos nacionales y extranjeros son sustitutos perfectos. La existencia de riesgo cambiario, la diferente valoración del riesgo político y de solvencia asociado con los activos financieros denominados en distintas monedas, la presencia de controles de capital o la existencia de información imperfecta sobre los bonos extranjeros pueden originar esta sustituibilidad imperfecta.

En el modelo básico de equilibrio de cartera descrito por Branson (1976, 1977), Branson, Halttunen y Masson (1977) y Branson y Halttunen (1979), los residentes nacionales pueden asignar su riqueza financiera (W) entre tres tipos de activos: dinero nacional (M), bonos nacionales (B) y bonos extranjeros (A). Mientras que el dinero no proporciona ninguna rentabilidad, los bonos nacionales y extranjeros producen unas tasas de rendimiento nominal i e i^* , respectivamente. Se supone que los activos nacionales (M y B) sólo son detentados por los residentes nacionales. El supuesto de que los residentes extranjeros sólo mantienen activos extranjeros da lugar a que no haya efectos valoración de la riqueza extranjera sobre el tipo de cambio, lo que permite ignorar la demanda por parte de residentes en el extranjero de activos nacionales. Por último, los *stocks* de M , B y A en manos de residentes nacionales se suponen dados en cada momento del tiempo.

En este modelo el tipo de cambio ajusta el valor de los activos financieros en las carteras de inversores nacionales al nivel considerado óptimo por los agentes, dados los tipos de interés y los *stocks* de activos.

Suponiendo expectativas estáticas, en cada momento del tiempo el equilibrio en el mercado de activos viene caracterizado por las

siguientes ecuaciones:

$$M_t = \mu(i_t, i_t^*) W_t, \quad \mu_i < 0, \mu_{i^*} < 0 \quad (1)$$

$$B_t = \beta(i_t, i_t^*) W_t, \quad \beta_i > 0, \beta_{i^*} < 0 \quad (2)$$

$$S_t A_t = \alpha(i_t, i_t^*) W_t, \quad \alpha_i < 0, \alpha_{i^*} > 0 \quad (3)$$

y

$$W_t \equiv M_t + B_t + S_t A_t, \quad (4)$$

donde S_t es el tipo de cambio expresado como el número de unidades monetarias nacionales por unidad monetaria extranjera. Las ecuaciones (1) a (3) representan, respectivamente, las condiciones de equilibrio en los mercados de dinero, de bonos nacionales y de bonos extranjeros. En dichas ecuaciones las fracciones deseadas de riqueza mantenida en dinero, bonos nacionales y bonos extranjeros se indican por μ , β y α , respectivamente. Se supone que las demandas de activos responden positivamente a su propio rendimiento y negativamente a los rendimientos de activos alternativos. La ecuación (4) recoge la restricción de riqueza.

Puesto que los *stocks* de activos se suponen dados, el modelo tiene tres incógnitas (los dos tipos de interés y el tipo de cambio) pero, debido a la identidad (4), sólo dos de las ecuaciones (1) a (3) son independientes. Si se supone adicionalmente que la economía estudiada es pequeña en el sentido de que el tipo de interés sobre activos comercializables internacionalmente es exógeno, tendremos entonces dos ecuaciones independientes y dos incógnitas.

En la Figura 1 representamos gráficamente los pares tipo de interés nacional y tipo de cambio (i , S) que satisfacen las condiciones de equilibrio (1) a (3).

Las curvas MM, BB y AA representan, respectivamente, el equilibrio en los mercados de dinero, de bonos nacionales y de bonos extranjeros denominados en moneda nacional.

La curva MM tiene una pendiente positiva ya que un aumento en el tipo de interés nacional disminuye la demanda de dinero, siendo necesario un incremento en el tipo de cambio (es decir, una depreciación) para que, a través del aumento en la riqueza financiera vía incremento de SA , se mantenga el equilibrio en el mercado de dinero. La curva BB posee una pendiente negativa porque una subida en el tipo de interés nacional aumenta la demanda de bonos nacionales, requiriéndose una caída en S (es decir, una apreciación del tipo de cambio) para mantener el equilibrio en el mercado de bonos nacionales. La curva AA presenta también una pendiente negativa ya que si i aumenta, cae la demanda de activos extranjeros, disminuyendo S (apreciándose el tipo de cambio) a medida en que los agentes venden A . Si suponemos que la demanda de bonos nacionales es más sensible que la demanda de bonos extranjeros ante cambios en el tipo de interés nacional, la curva BB presentará una pendiente mayor que la de la curva AA.

A partir de la representación gráfica del modelo recogida en la Figura 1, podemos establecer los efectos previsibles de cambios en los *stocks* de los diferentes activos financieros y el tipo de interés extranjero sobre el tipo de cambio.

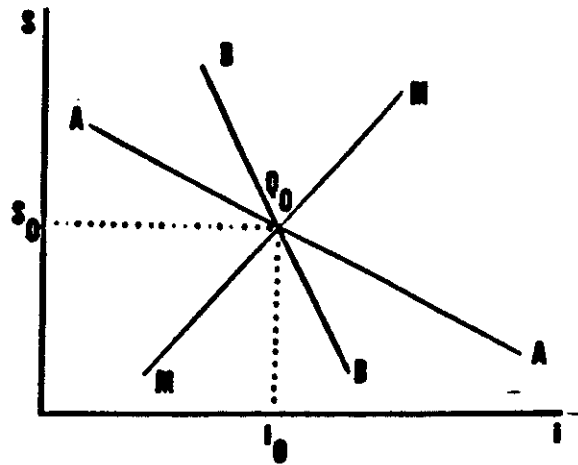


Figura 1
Equilibrio del modelo

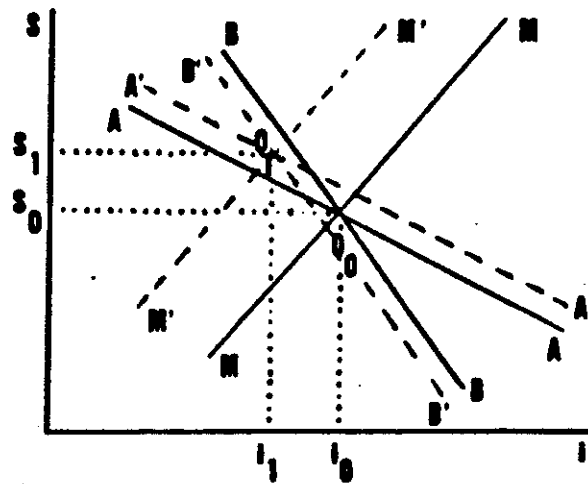


Figura 2
Incremento en M

- a) **Un incremento en M:** Un incremento en el *stock* de dinero en circulación aumentaría tanto la riqueza financiera como la proporción de riqueza mantenida en este activo. A los tipos de interés y de cambio iniciales, las carteras de los agentes no estarían de acuerdo con las proporciones deseadas, ya que los agentes querrían redistribuir su mayor riqueza también entre bonos nacionales y bonos extranjeros. Dado que el tipo de interés extranjero se supone exógeno y constante, las acciones realizadas por los inversores nacionales para reasignar sus carteras darán lugar a una caída en el tipo de interés nacional y a una depreciación del tipo de cambio. Estos efectos se ilustran en la Figura 2 mediante un desplazamiento de las curvas MM y BB hacia la izquierda y de la AA hacia la derecha.
- b) **Un incremento en A:** El efecto de un incremento en el *stock* de bonos extranjeros detentados por residentes nacionales se recoge en la Figura 3. Un incremento en *A* no altera los *stocks* de dinero o bonos nacionales, por lo que el tipo de interés nacional no varía. Si el tipo de cambio permaneciese constante, el incremento de *A* aumentaría *SA* (esto es, el *stock* de bonos extranjero expresado en moneda nacional), por lo que aumentaría la riqueza, incrementándose a su vez las demandas de dinero y bonos nacionales por encima de sus ofertas dadas. Por lo tanto, ya que la riqueza no puede aumentar para mantener las condiciones de equilibrio en los activos financieros nacionales, *SA* debe reducirse a su nivel inicial. Dado que *A* está fijo al nuevo nivel, *S* tiene que disminuir. El tipo de cambio caerá pues en la misma proporción en que se ha incrementado *A* (es decir, la elasticidad de *S* respecto a *A* es -1).
- c) **Un incremento en B:** Al contrario de lo que sucede en los casos de incrementos en *M* ó *A*, un incremento en los bonos emitidos por el Gobierno en el país bajo estudio tiene un efecto incierto sobre el tipo

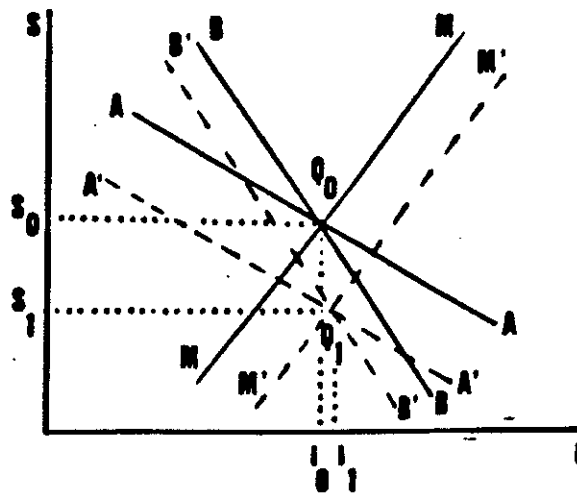


Figura 3
Incremento en A

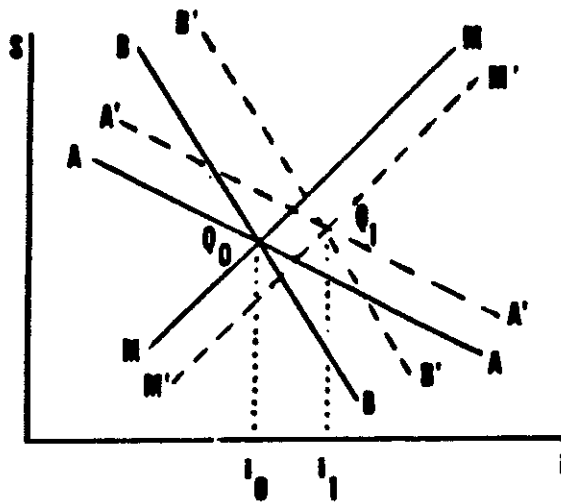


Figura 4
Incremento en B

de cambio (véase la Figura 4). Por una parte, el aumento en la riqueza derivado del incremento en B acrecentaría la demanda de bonos extranjeros, dando lugar a una depreciación del tipo de cambio. Por otra parte, el incremento en la deuda del Gobierno aumentaría el tipo de interés nacional, haciendo menos atractivos los bonos extranjeros. Si el efecto riqueza es mayor que el efecto sustitución, el resultado neto sería una depreciación del tipo de cambio. Branson (1976) demuestra que esto ocurre cuando los bonos nacionales y el dinero son mejores sustitutos entre sí en la cartera de activos de los inversores que los bonos nacionales y los bonos extranjeros.

En efecto, si los bonos nacionales y extranjeros son mejores sustitutos entre sí que los activos financieros nacionales, el aumento en el tipo de interés que restablece la igualdad entre demanda y oferta de dinero producirá una caída mayor en la demanda de bonos extranjeros que en la demanda de dinero para el nuevo nivel de riqueza. El valor del *stock* de bonos extranjeros denominado en moneda nacional, SA , será entonces mayor que su demanda, por lo que, si A es constante, deberá reducirse S (es decir, el tipo de cambio tendrá que depreciarse) para que se restaure el equilibrio en este mercado. Por otro lado, si los activos financieros nacionales son mejores sustitutos entre sí que los bonos nacionales y los bonos extranjeros, el incremento en el tipo de interés nacional que restablece el equilibrio en el mercado de dinero dará lugar a una caída menor en la demanda de bonos extranjeros. Al nuevo nivel de riqueza esta demanda excede el valor del *stock* de bonos extranjeros expresado en moneda nacional, por lo que S ha de aumentar (esto es, el tipo de cambio deberá depreciarse) para ajustar la oferta de activos extranjeros a su demanda.

- d) Un incremento en i^* : Si el tipo de interés extranjero aumenta se crea un exceso de oferta tanto de dinero como de bonos nacionales y un exceso de demanda de bonos extranjeros, al disminuir la proporción deseada de riqueza mantenida en activos financieros nacionales y aumentar la fracción deseada en activos denominados en moneda extranjera. Por lo tanto, la curva MM se desplazará hacia arriba y a la izquierda, mientras que las curvas BB y AA lo harán hacia arriba y a la derecha, depreciándose el tipo de cambio (véase la Figura 5).

Despejando S_t del sistema de ecuaciones (1) - (4), obtenemos la siguiente forma reducida para el tipo de cambio:

$$S_t = \varphi (M_t, B_t, A_t, i_t^*) \quad (5)$$

donde, según lo anterior, $\varphi_M > 0$, $\varphi_B \leq 0$, $\varphi_A < 0$ y $\varphi_{i^*} > 0$.

El contraste empírico de la ecuación (5) realizada por Branson, Halttunen y Masson (1977), Branson y Halttunen (1979) y Martin y Masson (1979) no es del todo concluyente. En efecto, mientras que el primer trabajo ofrece un apoyo empírico razonable al modelo, los resultados del segundo son mixtos (dependiendo de las monedas y los períodos analizados), siendo la evidencia presentada por el último estudio desfavorable al modelo. Estimaciones posteriores de Backus (1984) y Leventakis (1987) rechazan el modelo para los tipos de cambio y períodos analizados. Así pues, y al igual que ocurriese con los modelos monetarios, el optimismo suscitado por las primeras aplicaciones empíricas se vió paulatinamente defraudado.

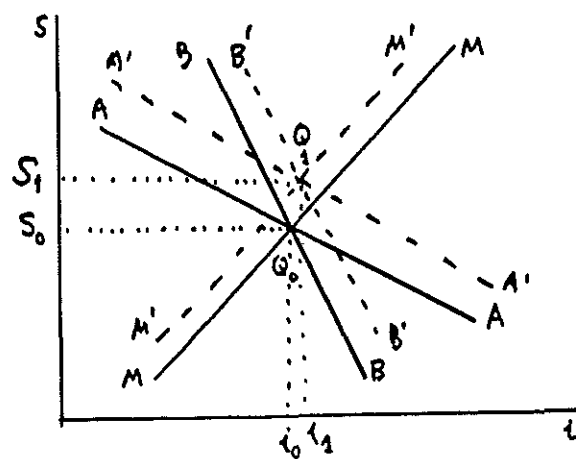


Figura 5
Incremento en i^*

3. DATOS Y METODOLOGIA ECONOMETRICA

3.1. Datos

Los datos utilizados en este trabajo son de periodicidad trimestral y no están ajustados estacionalmente, con el fin de evitar las posibles distorsiones en la dinámica del sistema original introducidas al utilizar filtros distintos en las diferentes series [véanse Wallis (1974) y Sims (1974)]. Como se señala en la Introducción, el período muestral comprende desde el primer trimestre de 1977 hasta el último trimestre de 1988.

La definición exacta de las variables, así como las fuentes de datos, se presentan en el Apéndice.

3.2 Metodología econométrica

Los modelos de regresión estándar requieren que las variables utilizadas sean estacionarias, de modo que posean, al menos, medias y varianzas incondicionales constantes. En este tipo de variables cualquier perturbación aleatoria tiene sólo un impacto transitorio en las series, volviendo a algún equilibrio de largo plazo en un tiempo finito. Sin embargo, muchas series económicas no cumplen este supuesto de estacionariedad [véase Nelson y Plosser (1982)], siendo el ejemplo más obvio aquellas series que siguen un paseo aleatorio.

Las variables integradas constituyen una clase específica de variables no estacionarias con importantes propiedades tanto desde el punto de vista económico como estadístico. Estas propiedades se derivan de la presencia de raíces unitarias que dan lugar a tendencias estocásticas, teniendo las perturbaciones aleatorias un carácter permanente sobre los valores futuros de la serie.

Con el fin de tratar adecuadamente la no estacionariedad de las series del tipo de cambio y sus determinantes, en este trabajo hacemos uso del análisis de cointegración, que nos permite estimar y contrastar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre tales variables.

Un paso previo a la aplicación del análisis de cointegración consiste en la determinación del orden de integrabilidad de las series. Existen diversos contrastes utilizados para este fin [véase Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990)], si bien nosotros utilizaremos tanto los contrastes tradicionales propuestos por Dickey y Fuller (1979) como los estadísticos $R1$ y $R2$ de Bhargava (1986), de gran poder en muestras pequeñas.

Una vez determinado el orden de integrabilidad pasamos a considerar el posible apoyo estadístico del modelo teórico propuesto como relación de largo plazo. Para ello se estima la ecuación (5) por mínimos cuadrados ordinarios y se calculan los estadísticos Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW) y Dickey-Fuller sobre los residuos de tal regresión (en la versión aumentada o sin aumentar - CRADF o CRDF respectivamente -, relevante en cada caso) [véase Engle y Granger (1987)].

El Teorema de Representación de Granger [Engle y Granger (1987)] establece que si existe una combinación lineal estacionaria de un conjunto de variables no estacionarias (es decir, si las variables están cointegradas), entonces esas variables tienen una representación dinámica válida en forma de modelo de corrección del error, y viceversa. Así pues, podemos utilizar esta correspondencia entre cointegración y modelo de corrección del error para, al tiempo que modelizamos el corto plazo, confirmar la validez de la regresión de cointegración como una relación de largo plazo [véanse Fry, Sosvilla-Rivero y Burrige (1990) y Kremers, Ericsson y Dolado (1992)].

4. EVIDENCIA EMPIRICA PARA EL TIPO DE CAMBIO PESETA-DOLAR

4.1 Orden de integrabilidad

Como se señaló en la Sección 3, la determinación del orden de integrabilidad de cada una de las variables se lleva a cabo a partir de los contrastes de Dickey y Fuller (1979) y de los estadísticos $R1$ y $R2$ de Bhargava (1986).

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de contrastar tanto la hipótesis nula de que las series son integradas de orden dos sobre la primera diferencia de las series, como la hipótesis nula de que las series son integradas de orden uno sobre los niveles de las series. Como puede observarse, se rechaza ampliamente la presencia de dos raíces unitarias, pero no se rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria.

4.2 Análisis del largo plazo

El Cuadro 2 presenta diversas regresiones de cointegración estimadas para la ecuación (5) a partir de diferentes agregados monetarios, así como los contrastes de cointegración y el coeficiente de determinación (R^2).

Resulta importante destacar que, si bien los estimadores de la regresión de cointegración son "superconsistentes" [en el sentido de que convergen a su verdadero valor a la velocidad $O(T^{-1})$, donde T es el tamaño muestral, en lugar de $O(T^{-1/2})$ como ocurre en los modelos de regresión estándar -véase Stock (1987)-], estos estimadores están sesgados, no siendo válidos los estadísticos t ni los errores estándar, debido a la presencia de una raíz unitaria en las series. Banerjee, Dolado, Hendry y Smith (1986)

CUADRO 1
CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS

	ΔS_t	$\Delta M1_t$	$\Delta M3_t$	ΔALP_t
τ_τ	-4.10 ^b	-13.41 ^a	-4.76 ^a	-6.77 ^a
τ_μ	-4.17 ^a	-10.38 ^a	-4.73 ^a	-3.25 ^b
τ	-4.09 ^a	-6.23 ^a	-5.15 ^a	-2.13 ^b
<i>RI</i>	1.31 ^b	3.10 ^b	2.18 ^b	2.27 ^b
<i>R2</i>	1.30 ^b	2.92 ^b	1.72 ^b	2.48 ^b
	S_t	$M1_t$	$M3_t$	ALP_t
τ_τ	-1.61	0.28	-2.40	-0.27
τ_μ	-1.25	2.23	0.12	9.39
τ	-0.30	1.61	3.83	6.06
<i>RI</i>	0.03	0.05	0.01	0.01
<i>R2</i>	0.09	0.64	0.27	0.13
	ΔB_t	ΔA_t	Δi_t^*	
τ_τ	-3.60 ^b	-4.18 ^b	-8.47 ^a	
τ_μ	-3.55 ^b	-4.00 ^a	-8.48 ^a	
τ	-3.01 ^a	-3.66 ^a	-8.57 ^a	
<i>RI</i>	2.03 ^b	1.54 ^b	2.52 ^b	
<i>R2</i>	2.10 ^b	1.65 ^b	2.53 ^b	
	B_t	A_t	i_t^*	
τ_τ	-2.02	-1.18	-2.87	
τ_μ	-0.12	-1.52	-2.30	
τ	1.15	-0.18	-0.43	
<i>RI</i>	0.05	0.02	0.40	
<i>R2</i>	0.17	0.08	0.39	

NOTA : "a" y "b" indican significatividad a un nivel de confianza del 1% y del 5%, respectivamente.

examinan los sesgos derivados de la regresión de cointegración y proponen $(1-R^2)$ como una aproximación al sesgo, lo que les lleva a sugerir que las relaciones de cointegración estimadas con un R^2 no muy cercano a la unidad deben interpretarse con cierta precaución.

Del Cuadro 2 se desprende que las hipótesis nulas de no cointegración se rechazan a los niveles usuales, por lo que podemos considerar, de manera provisional, que la ecuación (5) constituye una relación de equilibrio a largo plazo, independientemente del agregado monetario elegido. Nótese además, que los posibles sesgos de estimación son muy pequeños, al ser los R^2 de 0.98 ó 0.99. Los resultados de la estimación muestran que los coeficientes tienen el signo esperado, excepto i^* en (I) y (II) y M en (II). Respecto al nivel de bonos nacionales, B , cuando utilizamos los agregados $M1$ y $M3$, se obtiene un signo positivo, lo que indicaría que los activos nacionales son mejores sustitutos en las carteras de las inversiones residentes que los bonos nacionales y los bonos extranjeros. Sin embargo, cuando usamos un agregado monetario más amplio (ALP), el signo es negativo, lo que podría tomarse como indicación de que los bonos nacionales y extranjeros son mejores sustitutos que los activos financieros nacionales.

CUADRO 2
RELACIONES DE LARGO PLAZO

	(I)	(II)	(III)
CONSTANTE	36.927	63.217	-0.266
M1	0.004		
M3		-0.003	
ALP			0.008
B	0.002	0.002	-0.002
A	-0.046	-0.044	-0.045
i*	-1.128	-0.971	0.058
R²	0.98	0.98	0.99
CRDW	1.49 ^b	1.55 ^b	1.80 ^b
CRADF	-5.12 ^a	-4.88 ^a	-6.05 ^a

NOTA : "a" y "b" indican significatividad a un nivel de confianza del 1% y del 5%, respectivamente.

4.3 Análisis del corto plazo

Pasemos ahora a considerar la especificación dinámica de las ecuaciones (I) a (III) del Cuadro 2 mediante la estimación de modelos de corrección del error. Siguiendo la metodología "de lo general a lo específico" [véase, por ejemplo, Hendry y Mizon (1978)], comenzamos el análisis del corto plazo con un modelo intencionadamente sobreparametrizado con cuatro desfases en todas las variables (tanto dependiente como explicativas), con variables ficticias estacionales para cada ecuación y con un término de corrección del error (*EC*) constituido por los residuos desfasados de las ecuaciones (I) a (III), según el caso. Este modelo se fue simplificando progresivamente hasta obtener una representación escueta del proceso generador acorde con los datos disponibles. El Cuadro 3 presenta los resultados de aplicar esta metodología.

En dicho Cuadro los estadísticos *t* se muestran entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados; \bar{R}^2 es el coeficiente de determinación ajustado por el número de regresores; σ es el error estándar de las estimaciones; *h* es el contraste *h* de Durbin de autocorrelación en los residuos; *Q(4)* y *LM(4)* son los contrastes de autocorrelación de cuarto orden en los residuos de Ljung y Box y del Multiplicador de Lagrange; *N(2)* es el estadístico de normalidad en los residuos de Jarque-Bera y *ARCH(4)* es el contraste de Engle de heteroscedasticidad condicional autorregresiva de cuarto orden en los residuos.

Bajo la hipótesis nula de que no existe un mecanismo de corrección del error, el coeficiente de *EC* no debería ser estadísticamente distinto de cero. De los resultados que se presentan en el Cuadro 3 se desprende que esta hipótesis nula se rechaza en todos los casos a un nivel de significatividad del 1%, obteniéndose pues un apoyo adicional a las

CUADRO 3
MODELOS DINAMICOS

(I')

$$\Delta S_t = -2.82 + 0.59 \Delta S_{t-1} + 0.05 \Delta M1_t + 0.006 \Delta M1_{t-3} +$$

(-2.95) (5.09) (1.98) (2.12)

$$+ 0.005 \Delta B_t - 0.02 \Delta A_t + 0.64 i_{t-1}^* - 0.61 EC_{t-1}^I$$

(3.59) (-4.29) (2.18) (-5.19)

$\bar{R}^2 = 0.79, \sigma = 3.09, h = 0.63, LM(4) = 0.51, Q(4) = 3.23,$
 $N(2) = 0.18, ARCH(4) = 1.17$

(II')

$$\Delta S_t = -2.65 + 0.30 \Delta S_{t-1} + 0.003 \Delta M3_t +$$

(-3.36) (3.09) (1.98)

$$+ 0.003 \Delta B_t - 0.02 \Delta A_t + 0.48 i_{t-1}^* - 0.69 EC_{t-1}^{II}$$

(2.72) (-6.06) (1.94) (-7.13)

$\bar{R}^2 = 0.82, \sigma = 2.66, h = 0.50, LM(4) = 0.19, Q(4) = 0.62,$
 $N(2) = 2.33, ARCH(4) = 0.64$

(III')

$$\Delta S_t = -4.08 + 0.41 \Delta S_{t-1} + 0.05 \Delta ALP_t +$$

(-4.26) (5.55) (4.19)

$$- 0.002 \Delta B_{t-1} - 0.024 \Delta A_t + 0.41 i_{t-2}^* - 0.86 \Delta EC_{t-1}^{III}$$

(-1.92) (-7.70) (2.04) (-7.77)

$\bar{R}^2 = 0.84, \sigma = 2.12, h = 0.31, LM(4) = 0.25, Q(4) = 1.26,$
 $N(2) = 2.55, ARCH(4) = 0.73$

ecuaciones (I) a (III) del Cuadro 2 como representativas de relaciones de equilibrio a largo plazo.

Obsérvese que los coeficientes estimados tienen el signo esperado y son significativos a los niveles habituales, y que ninguno de los contrastes estadísticos de validación muestra señal de mala especificación en las ecuaciones. Cabría concluir pues que estas ecuaciones estimadas recogen adecuadamente la dinámica del tipo de cambio durante el período considerado.

Finalmente, y como es habitual en este tipo de literatura [véase Meese y Rogoff (1983)], hemos realizado un análisis de la capacidad predictiva del modelo de equilibrio de cartera. Para ello, las distintas ecuaciones presentadas en los Cuadros 2 y 3 fueron reestimadas para el período 1977.I-1986.IV, generándose predicciones para el tipo de cambio para los cuatro trimestres siguientes a partir del modelo dinámico. Posteriormente, se amplió la muestra añadiéndose las observaciones correspondientes a 1987.I, reestimándose las ecuaciones y generándose nuevas predicciones. Este procedimiento recursivo continuó hasta el agotamiento de la muestra. El comportamiento predictivo extramuestral se evaluó por medio del estadístico U de Theil, calculado como el cociente entre las raíces del error cuadrático medio de predicción correspondientes al modelo de equilibrio de cartera y al modelo simple de paseo aleatorio. Un valor de U inferior (superior) a la unidad indicaría que el modelo en cuestión se comportaría mejor (peor) fuera de la muestra que el modelo de paseo aleatorio.

De los resultados obtenidos al aplicar el anterior procedimiento, presentados en el Cuadro 4, se desprende que aun utilizando valores realizados de las variables, el modelo básico de equilibrio de cartera no se comporta fuera de la muestra mejor que un modelo de paseo aleatorio.

CUADRO 4
COMPORTAMIENTO PREDICTIVO EXTRAMUESTRAL

HORIZONTES DE PREDICCIÓN EN TRIMESTRES	ESTADÍSTICO U DE THEIL		
	Ecuación (I')	Ecuación (II')	Ecuación (III')
1	1.65	1.60	1.60
2	1.71	1.77	1.75
3	1.94	2.12	1.90
4	2.09	2.62	1.99

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estudiado la posible relevancia del modelo de equilibrio de cartera a la hora de explicar el comportamiento del tipo de cambio peseta-dólar durante el período 1977-1988.

Con el fin de tratar adecuadamente la no estacionariedad observada en los tipos de cambio y en sus posibles determinantes de acuerdo con el modelo propuesto, examinamos la eventual existencia de una relación estructural entre dichas variables por medio del análisis de cointegración y de su concepto asociado de modelo de corrección del error.

Tanto los contrastes estadísticos sobre los residuos de las regresiones de cointegración como la evidencia de que los datos pueden identificar un modelo de corrección del error apropiado para la dinámica de corto plazo, nos llevaron a concluir que este modelo puede representar una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables.

Sin embargo, a pesar de la significatividad de los coeficientes, los signos en algunos casos no coinciden con los postulados por el modelo teórico. Más aún, del análisis de predicción extramuestral se concluye que los modelos estimados presentan en todos los casos un poder predictivo menor que el modelo simple de paseo aleatorio. Estos resultados están en la línea de los contrastes efectuados para otros países.

En suma, al igual que ocurría con el modelo monetario [véanse las referencias citadas en la Introducción], el modelo de equilibrio de cartera no parece constituir una explicación satisfactoria de la evolución del tipo de cambio peseta-dólar en el período considerado.

Otras versiones del modelo de equilibrio de cartera que introducen

más activos financieros o sustituyen el tipo de interés extranjero por sus determinantes conducen a conclusiones similares [véase Sosvilla-Rivero (1990)], por lo que parece necesario acudir a otro tipo de enfoques alternativos a la hora de intentar explicar y predecir los movimientos de los tipos de cambio. En este sentido, los resultados preliminares de Bajo Rubio, Fernández Rodríguez y Sosvilla-Rivero (1992) parecen sugerir la presencia de elementos no lineales en la dinámica del tipo de cambio, que podrían utilizarse para generar predicciones a corto plazo que, en algunos casos, pueden resultar superiores a las del modelo de paseo aleatorio.

APENDICE: DEFINICION DE VARIABLES Y FUENTES DE DATOS

- A** = posición neta de activos exteriores privados [(total de activos exteriores - reservas y deuda pública exterior en manos del Gobierno - inversión española directa en el extranjero) - (total de pasivos exteriores - deuda pública nacional en manos de extranjeros - inversión extranjera directa en España)] [Para un análisis detallado véase Sosvilla-Rivero (1990)].
- ALP** = activos líquidos en manos del público, BEBE
- B** = crédito neto del sector privado al sector público = línea 32ah - línea 12a, IFS.
- i^*** = tipo de interés a tres meses en los Estados Unidos, MEI.
- M1** = oferta monetaria, BEBE.
- M3** = disponibilidades líquidas, BEBE.
- S** = tipo de cambio al contado peseta-dólar estadounidense, BEBE.

Todas las variables, excepto el tipos de interés y el tipo de cambio, se expresan en miles de millones de pesetas. Los datos provienen del *Boletín Estadístico* del Banco de España (BEBE), de las *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional y de los *Main Economic Indicators* (MEI) de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS:

- Aguado, S (1986). "Un Modelo Monetario Simple de Determinación del Tipo de Cambio: La Cotización de la Peseta-Dólar (1977-1980)", *Información Comercial Española*, No. 632, pp. 79-89.
- Backus, D. (1984). "Empirical Models of Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 17, pp. 824-846.
- Bajo Rubio, O. (1986). "Modelos Monetarios del Tipo de Cambio y Evidencia Econométrica. Un Análisis de los Casos Peseta-Dólar y Peseta-Marco", *Información Comercial Española*, No. 632, pp. 63-77.
- Bajo Rubio, O. (1987). "Modelos Monetarios del Tipo de Cambio y Evidencia Econométrica. Nuevo Examen de los Casos Peseta-Dólar y Peseta-Marco", *Información Comercial Española*, No. 647, pp. 125-143.
- Bajo Rubio, O., Fernández Rodríguez, F. y Sosvilla-Rivero, S. (1992). "Volatilidad y Predecibilidad en las Series del Tipo de Cambio Peseta-Dólar: Un Enfoque Basado en el Caos Determinista", de próxima aparición en *Revista Española de Economía*.
- Banerjee, A., Dolado, J., Hendry, D. y Smith G. (1986). "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte-Carlo evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 253-277.
- Bhargava, A. (1986). "On the theory of testing for unit roots in observed time series", *Review of Economic Studies*, Vol. 53, pp. 369-384.

- Branson, W. H. (1976). "Portfolio Equilibrium and Monetary Policy with Foreign and Non-Traded Assets". En Claassen, E. y Salin, P. (eds.) *Recent Issues in International Economics* (Amsterdam: North Holland), pp. 241-250.
- Branson, W. H. (1977). "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination", *Sozialwissenschaftliche Annalen*. Vol. 1, pp. 69-89.
- Branson, W. H. y Halttunen, H. (1979). "Asset Market Determination of Exchange Rates: Initial Empirical and Policy Results". En Martin, J.P. y Smith, A., *Trade and Payments Adjustment Under Flexible Exchange Rates* (London: Macmillan), pp. 55-85.
- Branson, W. H., Halttunen, H. y Masson, P. (1977). "Exchange Rates in the Short Run: The Dollar/Dm Rate", *European Economic Review*, Vol. 10, pp. 303-324.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). "Distribución of Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.
- Dolado, J. J. y Durán, J. (1983). "Estimación de un Modelo Monetario del Tipo de Cambio Peseta/Dólar", *Información Comercial Española*, No. 604, pp. 95-108.
- Dolado, J. J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990). "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economics Surveys*, Vol. 4, pp. 249-273.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*. Vol. 55, pp. 251-276.

Fry, M., Sosvilla-Rivero, S. y Burridge, P. (1990). "Current Account Imbalances in Sri Lanka and Taiwan: Long-Run Adjustment Mechanisms and Policy Reaction Functions", International Finance Group Working Paper No. 90-04, The University of Birmingham, Birmingham.

Gámez Amián, C. (1985). *Teoría Monetaria de los Tipos de Cambio. Evidencia Empírica para la Peseta*, Universidad de Málaga, Málaga.

Hendry, D. F. y Mizon, G. (1978). "Serial Correlation as a Convenient Simplification, not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England", *Economic Journal*, Vol. 88, pp. 549-563.

Hooper, P. y Morton, J. F. (1982). "Fluctuations in the Dollar. A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1, pp. 39-56.

Kremers, J., Ericsson, N. y Dolado, J. J. (1991). "The Power of Cointegration Tests", de próxima aparición en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

Leventakis, J. A. (1987). "Exchange Rate Models: Do they Work?". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 123, pp. 363-376.

Martin, S. P. y Masson, P. R. (1979). "Exchange Rate and Portfolio Balance". National Bureau of Economic Research Working Paper No. 377.

Mateos, B. y Valero, F.J. (1990). "Los Mercados de Cambios en el Mundo: Especial Referencia a España", *Información Comercial Española*, No. 686, pp. 140-150.

- Meese, R. A. y Rogoff, K. (1983). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, Vol.14, pp. 3-24.
- Nelson, C. R. y Plosser, C. S. (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 139-162.
- Ngama, Y. L. y Sosvilla-Rivero, S. (1991). "An Empirical Examination of Absolute Purchasing Power Parity: Spain 1977-1988", *Revista Española de Economía*, Vol. 8, pp. 285-311.
- Pérez-Campanero, J. (1990). "El Problema de la Esterilización: Interacciones entre Política Monetaria e Intervención en los Mercados de Divisas", *Moneda y Crédito*, No. 191, pp. 97-132.
- Reig, E. (1988). "Tipo de Cambio y Paridad del Poder Adquisitivo: Una Contrastación para el Caso Español". En Velarde, J., García Delgado, J. y Pedreño, A. (eds.). *El Sector Exterior de la Economía Española* (Madrid: Economistas), pp. 303-342.
- Sims, C. A. (1974). "Seasonality in Regression". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, pp. 618-626.
- Sosvilla-Rivero, S. (1990). *Modelling the Spanish Peseta: Theory and Econometric Evidence from the 1970s and 1980s*, Tesis Doctoral, The University of Birmingham, Birmingham.
- Sosvilla-Rivero, S. (1991). "Asset-Market Models of Exchange-Rate Determination: Basic Models, Empirical Evidence and Extensions", Documento de Trabajo No. 9124, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid, Madrid.

Stock, J. (1987). "Asymptotic Properties of Least Square Estimates of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 381-386.

Wallis, K. (1974). "Seasonal Adjustment and Relations between Variables", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, pp. 18-31.