

CUANTIFICACION DE LA IMPORTANCIA RELATIVA DEL TIPO DE CAMBIO PESETA-MARCO EN LA POLITICA CAMBIARIA ESPAÑOLA

José de HEVIA PAYA *

FEDEA

En este artículo se analiza la importancia que ha tenido el tipo de cambio peseta-marco en la fijación de objetivos de la política cambiaria española entre 1970 y 1990. Para ello se emplea el concepto de «tipo de cambio independiente». La conclusión básica es que desde enero de 1974, las autoridades económicas españolas han ido renunciando de manera progresiva a fijar los objetivos cambiarios en términos del dólar, para hacerlo en términos de las monedas comunitarias en general y del marco en particular.

1. Introducción

Hasta la caída del sistema de tipos de cambio fijos de Bretton Woods, fue el dólar americano (USA) la moneda básica de referencia de la política cambiaria articulada por el Banco de España. En la actualidad, y tras la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo (SME), no cabe duda de que, dada su condición de centro de gravedad de dicho sistema, el marco alemán es la principal moneda de referencia de la política cambiaria española. Sin embargo, en el período de más de quince años que transcurre entre ambas fechas, no son bien conocidos los objetivos de la política de tipo de cambio, quizá porque la situación de agitación e incertidumbre que vivió el sistema monetario internacional dificultó que las autoridades encargadas de establecer los objetivos de tipo de cambio y de vigilar su cumplimiento, explicaran suficientemente estos objetivos y las vicisitudes de su desarrollo.

El estudio cuantitativo de la importancia relativa del marco y el dólar en la política de cambios que se presenta en este trabajo pretende contribuir a la evaluación de la mencionada política cambiaria. No se trata de evaluar la corrección o no de la política cambiaria realizada, sino de profundizar en el conocimiento de la misma, sobre todo en el período que media entre la decla-

* Agradezco la plena colaboración de Arthur B. Treadway sin la que no hubiese sido posible este estudio. Mis agradecimientos también, a Alfonso Novales y Juan Pérez-Campanero así como a un evaluador anónimo por sus interesantes comentarios. Finalmente, mi agradecimiento a María Ruigómez por su excelente labor mecanográfica.

ración oficial de la flotación de la peseta en enero de 1974 y la incorporación al mecanismo de cambios del SME en junio de 1989.

Como instrumento fundamental del análisis se emplea el concepto de tipo de cambio independiente (TCI) propuesto por Treadway (1990). Dicho concepto se recoge en el segundo apartado. En él se propone también una nueva interpretación del TCI como determinante de una descomposición de cualquier tipo de cambio nominal en dos elementos ortogonales. También se desarrolla una metodología de contrastación de hipótesis en el ámbito de la estimación de las ponderaciones del TCI. Además se profundiza en el análisis del TCI para el caso más sencillo posible, es decir para dos únicos tipos de cambio nominales, caso para el que se ha realizado el análisis empírico aquí presentado. En la sección tercera se repasa, a la vista de los resultados empíricos obtenidos en la estimación del TCI con los tipos de cambio peseta-dólar y peseta-marco, los principales cambios que han tenido lugar en el desarrollo de la política de cambios española. Finalmente y tras el correspondiente apartado de conclusiones, se incluyen dos apéndices. En el primero se recogen los resultados de los modelos univariantes de los tipos de cambio empleados y en el segundo se analizan las características de la primera aproximación a la realización del TCI.

2. Tipo de cambio independiente

El concepto de tipo de cambio independiente (TCI) fue introducido por Treadway (1990). El TCI es un número índice de tipos de cambio nominales, que se construye de forma que resulta estocásticamente independiente en el sentido contemporáneo de todos los factores exógenos a la economía española.

2.1. Definición, supuestos y propiedades

Consideremos n tipos de cambio nominales E_{jt} , $j = 1, 2, \dots, n$. La abundante evidencia empírica existente¹ parece demostrar que los E_{jt} siguen un proceso multivariante estocástico (MS) estacionario en las primeras diferencias de los logaritmos. Así pues, se considera que el vector de dimensiones $n \times 1$: $e_t = [\nabla \ln E_{jt}]$ es estacionario, donde $[\cdot]$ indica el elemento genérico de una matriz.

Sea el número índice Y_t una media geométrica ponderada de los E_{jt} con ponderaciones α_j :

$$Y_t = E_{1t}^{\alpha_1} E_{2t}^{\alpha_2} \dots E_{nt}^{\alpha_n}, \text{ con:}$$

$$y_t = \nabla \ln Y_t = \alpha^T e_t, \text{ y}$$

$$i^T \alpha = \alpha^T i = 1; \quad \alpha_j \geq 0 \quad \forall j = 1, 2, \dots, n$$

¹ Véanse los trabajos de Levich (1985) y Hsieh (1988), donde pueden encontrarse un gran número de referencias relativas a la cuestión de las propiedades estadísticas de los tipos de cambio y las implicaciones respecto a la eficiencia de los mercados. Para el caso de la peseta pueden verse trabajos como el de Mañas (1986) y Peña (1989).

siendo

α : $[\alpha_i]$ $n \times 1$ vector de ponderaciones

i : $[1]$ $n \times 1$ vector de unos

y donde el superíndice « T » indica la transpuesta matricial.

El TCI es un número índice Y_t que se construye de forma que y_t sea independiente del vector $(e_t - iy_t)$, es decir, las ponderaciones del TCI verifican que:

$$E((e_t - iy_t)y_t) = [0] \quad \text{con } i^T \alpha = 1, \text{ y} \quad [1]$$

$$\alpha_j \geq 0 \quad \forall j = 1, 2, \dots, n$$

Puesto que cada uno de los componentes del vector $(e_t - iy_t) = [\nabla \ln(E_{jt}/Y_t)]$ es homogéneo de grado cero en los E_{jt} , es decir, depende sólo de las ratios E_{jt}/E_{kt} con $j \neq k$; y suponiendo que el arbitraje funciona plenamente y que los tipos de cambio cruzados E_{jt}/E_{kt} ($j \neq k$) se fijan en la economía exterior a España, esto es, que la economía española es lo suficientemente pequeña como para no influir sobre el resto de economías, podemos considerar el vector $(e_t - iy_t)$ como un vector de factores exógenos a la economía española. De ahí que se proponga construir el TCI de forma que y_t sea ortogonal a dicho vector².

La resolución de [1] en términos de los α 's nos lleva a³:

$$\alpha = \Sigma^{-1} i (i^T \Sigma^{-1} i)^{-1} \quad [2]$$

$$\sigma_y^2 = (i^T \Sigma^{-1} i)^{-1} \quad [3]$$

siendo σ_y^2 la varianza de y_t y Σ la matriz de las varianzas y covarianzas de e_t , simétrica definida positiva.

Dado que el TCI no se puede observar, se debe estimar la matriz Σ para poder así obtener las correspondientes estimaciones de los α 's y de σ_y^2 . Estas estimaciones serán consistentes siempre que lo sea la estimación de Σ .

Es importante observar que las ponderaciones del TCI también minimizan la varianza de $y_t = \alpha^T e_t$. De manera que dichas ponderaciones se pueden obtener no sólo como resultado de [1] sino también de la resolución del problema de optimización⁴:

$$\begin{array}{ll} \text{Min} & \text{VAR}(y_t) = \alpha^T \Sigma \alpha \\ \alpha & \text{s.a.} \quad \alpha^T i = 1 \\ & \alpha \geq 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \end{array}$$

Esta propiedad del TCI permite formular una condición suficiente para que un tipo de cambio nominal que no se haya introducido en el análisis, se deba

² Véase Treadway (1990) para más detalle.

³ Véase Treadway (1990), páginas 2-3.

⁴ Véase Treadway (1990) para más detalle.

incluir pues, si $\text{VAR}(y_t) > \text{VAR}(e_{ht})$ y $\alpha_h = 0$ en y_t , es obvio que y_t no es el TCI, pues existe un y'_t con $\alpha'_h = 1$ que tendrá menor varianza que y_t .

De las condiciones de ortogonalidad [1] se obtiene además que la matriz de varianzas y covarianzas del componente exógeno, al que se hacía mención anteriormente tiene por expresión:

$$\Sigma^* = \Sigma - i\sigma_y^2 i^T \quad [4]$$

donde

Σ^* : Matriz de VAR-COV del vector $(e_t - iy_t)$

Σ : Matriz de VAR-COV del vector e_t

σ_y^2 : Varianza de y_t

i : Vector de unos de orden $n \times 1$

2.2. Interpretación

Dado que el TCI recoge la componente endógena de los tipos de cambio nominales de la peseta frente a otras monedas, es este el único tipo de cambio sobre el que España y, más concretamente, el Banco de España (B.E.) como autoridad responsable de la política cambiaria, puede influir. Es ésta la variable de tipo de cambio nominal que el B.E. puede fijar mediante la aceptación de los movimientos de reservas de divisas.

Si se admite que la evolución del TCI responde básicamente a la articulación de la política cambiaria, se puede considerar dicho tipo como una medida de esta política. Así, estudiar el TCI es estudiar el desarrollo de la política cambiaria española, y las ponderaciones del TCI se pueden interpretar como una aproximación al peso que cada uno de los tipos nominales E_{jt} tiene en dicha política. Puede argumentarse que la evolución del TCI es debida a factores endógenos a la economía española pero ajenos a la actuación del B.E. Sin embargo, aunque es posible que la evolución del TCI en el largo plazo se deba a factores no controlables por ninguna autoridad económica, en el corto plazo, la senda del TCI está muy influenciada por las actuaciones de la autoridad monetaria. En este sentido, algunos trabajos empíricos como el de Viñals (1983), Bajo (1986) y V. J. Fernández (1987) apoyan la hipótesis de que ha existido un alto grado de intervención por parte de nuestro banco emisor en los mercados de divisas.

Por otra parte el concepto de TCI permite descomponer la tasa logarítmica de variación de cualquier tipo de cambio nominal observable, en dos componentes no observables:

a) Un componente exógeno a la economía española: $e_{jt} - y_t$.

b) Un componente endógeno a la economía española: y_t .

De manera que:

$$e_{jt} = (e_{jt} - y_t) + y_t \quad \forall j = 1, 2, \dots, n \quad [5]$$

Ambos componentes son ortogonales por construcción. Esta nueva interpretación del TCI que se propone, es la base para el desarrollo de la inferencia estadística de las ponderaciones del TCI que se estiman.

Por otra parte de [4] se obtiene que:

$$\text{VAR}(e_{jt} - y_t) = \text{VAR}(e_{jt}) - \text{VAR}(y_t) \quad \forall j = 1, 2, \dots, n \quad [6]$$

Este resultado es útil para la interpretación de la política cambiaria española, pues permite calcular de forma sencilla la proporción de la varianza de la tasa de variación de cualquier tipo de cambio nominal que no es generada en la economía española.

Finalmente, señalar que el concepto de TCI es especialmente útil para los períodos —como el que se inició tras la caída del sistema de Bretton Woods— en los que existe una flotación controlada de los tipos de cambio, pues puede que existan varios tipos de cambio que resulten simultáneamente relevantes en la política cambiaria. Indudablemente, las variaciones que puedan detectarse en las ponderaciones de los distintos tipos incluidos en el TCI pueden señalar los cambios de regímenes acaecidos en la política cambiaria articulada, y es en este sentido en el que aquí se emplea.

2.3. El caso del TCI para $n = 2$

En este trabajo sólo se emplean datos de dos tipos de cambio: el peseta-dólar y el peseta-marco, por ello se analiza en detalle la medida estadística del TCI para el caso de dos tipos de cambio.

Sea el vector e_t de orden 2×1 :

$$e_t = \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}$$

cuyos componentes son:

$$\begin{aligned} e_{1t} &= \nabla L n \text{ Pta}/\$ \\ e_{2t} &= \nabla L n \text{ Pta}/\text{DM} \end{aligned}$$

asimismo sea:

$$e_{12t} = \nabla L n \text{ DM}/\$$$

donde e_{1t} , e_{2t} y e_{12t} son series estacionarias.

Sea:

- a) i : $[1]$ 2×1 vector de unos
 - b) α : $[\alpha_i]$ 2×1 vector de ponderaciones del índice
- $$y_t = \alpha^T e_t$$

$$c) \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad \text{Matriz de VAR-COV de } e_t, \\ \text{simétrica definida positiva}$$

Para $n = 2$ se obtiene a partir de [2] y [3]:

$$\begin{cases} \alpha_1 = \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}} \\ \alpha_2 = 1 - \alpha_1 \end{cases} \quad [7]$$

$$\sigma_y^2 = \frac{\sigma_1^2 \sigma_2^2 - \sigma_{12}^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}^2} \quad [8]$$

Donde las condiciones para que los α 's sean no negativos es que:

$$\begin{cases} \sigma_1^2 - \sigma_{12} \geq 0 \\ \sigma_2^2 - \sigma_{12} \geq 0 \end{cases} \quad [9]$$

Si se cumple [9] se verifica:

$$a) \quad \frac{\partial \alpha_1}{\partial \sigma_1^2} \leq 0$$

$$b) \quad \frac{\partial \alpha_1}{\partial \sigma_2^2} \geq 0$$

Por otro lado y dado que $e_{12t} = e_{1t} - e_{2t}$ se obtiene que:

$$\text{VAR}(e_{12t}) = E[(e_{1t} - e_{2t})^2] = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12} \quad [10]$$

y que:

$$\text{COV}(e_{1t}, e_{12t}) = E[(e_{1t} (e_{1t} - e_{2t}))] = \sigma_1^2 - \sigma_{12} \quad [11]$$

$$\text{COV}(e_{2t}, -e_{12t}) = E[(e_{2t} (e_{2t} - e_{1t}))] = \sigma_2^2 - \sigma_{12} \quad [12]$$

De acuerdo con [10], [11] y [12], se puede expresar [7] como:

$$\begin{cases} \alpha_1 = \frac{\text{COV}(e_{2t}, -e_{12t})}{\text{VAR}(e_{12t})} = 1 - \frac{\text{COV}(e_{1t}, e_{12t})}{\text{VAR}(e_{12t})} \\ \alpha_2 = 1 - \alpha_1 \end{cases} \quad [13]$$

Así, esta nueva forma de expresar las ponderaciones del TCI para el caso de dos tipos de cambio, permite establecer que, la ponderación que recibe e_{1t} en y_t , o lo que es lo mismo, la que recibe E_{1t} en el TCI, no es sino la proporción

de la varianza de la tasa de variación del tipo de cambio cruzado e_{12t} , que no se explica por la covarianza entre e_{1t} y e_{12t} .

Puesto que se supone que e_{12t} es exógeno a la economía española, tenemos que $\text{VAR}(e_{12t})$ también será exógena a dicha economía. Ahora bien, por el funcionamiento del arbitraje ha de cumplirse que⁵:

$$e_{12t} = e_{1t} - e_{2t} \tag{14}$$

lo que implica dado [10], [11] y [12] que:

$$\text{VAR}(e_{12t}) = \text{COV}(e_{1t}, e_{12t}) + \text{COV}(e_{2t}, -e_{12t}) \tag{15}$$

De esta forma la política cambiaria del B.E. en términos de dos tipos de cambio, está sujeta a [14] y [15] es decir, el B.E. puede fijar la evolución de e_{1t} y e_{2t} pero no puede fijar $(e_{1t} - e_{2t})$. En términos de los niveles del tipo de cambio, [14] y [15] implican que el B.E. puede fijar la evolución de E_{1t} y E_{2t} pero teniendo en cuenta que $E_{1t}/E_{2t} = E_{12t}$ se fija externamente a nuestra economía.

En el caso de un sistema de tipos de cambio fijos como el de Bretton Woods, bastaba con que el B.E. fijara E_{1t} para que automáticamente E_{2t} siguiese la evolución de E_{1t} , pues E_{12t} era también fijo. Sin embargo, con E_{12t} fluctuando y si se desea conseguir objetivos mixtos en términos tanto de E_{1t} como de E_{2t} , el B.E. generalmente deberá manipular tanto E_{1t} como E_{2t} , si no fuese así cualquier variación en E_{12t} podría hacer que E_{1t} ó E_{2t} evolucionase en el sentido contrario al deseado.

Ahora bien, sea cual sea la fijación de los objetivos de tipos de cambio, ello tiene su reflejo sobre $\text{COV}(e_{1t}, e_{12t})$ y $\text{COV}(e_{2t}, -e_{12t})$, así, y siendo $e_{1t} = \nabla \ln(\text{Pta}/\$)$ y $e_{2t} = \nabla \ln(\text{Pta}/\text{DM})$, si por ejemplo, el B.E. fija el tipo de cambio Pta/\$ independientemente de la evolución del tipo de cambio cruzado DM/\$, se tiene como consecuencia que $\text{COV}(e_{1t}, e_{12t}) = 0$ y $\text{COV}(e_{2t}, -e_{12t}) = \text{VAR}(e_{12t})$, lo cual dado [13] tiene su reflejo en las ponderaciones del TCI con $\alpha_1 = 1$ (ponderación del Pta/\$) y $\alpha_2 = 0$ (ponderación del Pta/DM). Cualquier estrategia mixta tiene su correspondiente reflejo en las ponderaciones del TCI. Es en este sentido en el que se puede considerar los α 's como una cuantificación de la importancia de cada tipo de cambio en la política cambiaria.

2.4. Inferencia estadística

En esta sección se propone una metodología para la contrastación de hipótesis con las ponderaciones estimadas del TCI según lo visto en los apartados anteriores.

⁵ En este estudio se han empleado datos del fixing, lo que supone, dada la construcción triangular de dichos tipos de cambio, que las expresiones [14] y [15] se cumplen necesariamente.

a) EL CASO GENERAL

De acuerdo con [5] el concepto del TCI permite descomponer la tasa de variación de cualquier tipo de cambio nominal en dos componentes, uno exógeno y otro endógeno:

$$e_{jt} = (e_{jt} - y_t) + y_t \quad \forall j = 1, 2, \dots, n$$

luego, dado que $y_t = \alpha^T e_t$ tendremos que:

$$e_{jt} = e_{jt} - \alpha^T e_t + y_t, \quad \forall j = 1, 2, \dots, n \Rightarrow$$

$$e_{jt} = \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^n \alpha_k (e_{jt} - e_{kt}) + y_t \quad \forall j = 1, 2, \dots, n \quad [16]$$

Si se estima el modelo de regresión [16] por MCO, se obtiene que los residuos así generados $\hat{\epsilon}_i(\hat{y}_i)$, son ortogonales a la componente exógena $(e_{jt} - \hat{\alpha}^T e_t)$, por lo que al estimar el vector de coeficientes α se estiman las ponderaciones que definen el TCI. De esta forma, realizar inferencia sobre los α 's del TCI, es lo mismo que realizarla sobre los parámetros estimados por MCO en [16]. Como es sabido la VAR($\hat{\alpha}_{MCO}$) depende de la distribución del error de la regresión, en este caso, de la distribución de y_t . Por ejemplo, si e_{jt} es ruido blanco gaussiano $\forall j = 1, 2, \dots, n$ y no existe sino correlación contemporánea entre los distintos e_{jt} , tenemos que:

$\text{VAR}(\hat{\alpha}_{MCO}) = \text{VAR}(y_t) (e_{jk}^T e_{jk})^{-1}$ con $j \neq k$, donde e_{jk} es una matriz de orden $(n-1) \times (n-1)$, cuyos componentes son las tasas de variación de los tipos de cambio cruzados:

$$e_{jk} = [e_j - e_k] \quad j \neq k$$

Para obtener los α 's bastará con estimar cualquiera de las n regresiones [16] pues, como puede apreciarse, todas ellas son equivalentes entre sí.

b) EL CASO PARA $n = 2$

Si se estima α_1 de acuerdo con la expresión [13] y empleando los correspondientes momentos muestrales, $\hat{\alpha}_1$ no será sino la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del parámetro β de la regresión:

$$e_{2t} = \beta(-e_{12t}) + \epsilon_t \quad [17]$$

donde sin pérdida de generalidad, se supone que: $E(e_{2t}) = E(e_{12t}) = 0$.

Resulta obvio que se cumple que $\hat{\beta}_{MCO} = \hat{\alpha}_1$ y que $1 - \hat{\beta}_{MCO} = \hat{\alpha}_2$. Obsérvese que la regresión [17] lleva implícita la restricción $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$. Así pues, *aplicar inferencia estadística a $\hat{\beta}_{MCO}$* es lo mismo que aplicárselo a $\hat{\alpha}_1$. Aceptando los correspondientes supuestos sobre la distribución de ϵ_t se puede aplicar a $\hat{\alpha}_1$ toda la inferencia conocida en el análisis clásico de regresión.

Existe, por supuesto, una regresión análoga a [17] que nos lleva a los mismos resultados:

$$e_{1t} = \gamma(e_{12t}) + \epsilon_t \tag{18}$$

con $\gamma = 1 - \beta$ y $\epsilon_t = \hat{\epsilon}_t$

Profundizando en el análisis de las regresiones [16] y [17] y, de acuerdo con [16] se tiene que:

$$\begin{aligned} e_{2t} &= \beta(e_{2t} - e_{1t}) + \epsilon_t; \\ (1 - \beta)e_{2t} + \beta e_{1t} &= \epsilon_t \end{aligned} \tag{19}$$

Puede apreciarse que, ϵ_t no es sino una combinación lineal de tasas de variación de tipos de cambio nominales. El residuo mínimo cuadrático $\hat{\epsilon}_t$ coincidirá con el TCI estimado cuando $\hat{\beta} = \hat{\alpha}_1$, es decir, cuando la regresión [17] se estime por MCO.

De esta forma, se puede interpretar el residuo que se obtiene al estimar por MCO los parámetros de [17] como la tasa de variación del TCI estimado. Obviamente por las propiedades de la estimación MCO, $\hat{\epsilon}_t$ será ortogonal a $-e_{12t}$, que no es sino la condición que se imponía para definir el TCI.

3. Los resultados empíricos del TCI

3.1. Características de las series de tipos de cambio Pta/\$ y Pta/DM

Para el estudio empírico se han empleado dos series de tipo de cambio:

- i) El tipo de cambio Pta/\$.
- ii) El tipo de cambio Pta/DM.

Poco se tiene que decir sobre la causa por la que se eligió el primer tipo. Sabido es que el dólar USA es la principal moneda de reserva, que jugó y aún juega un papel central en la articulación del sistema económico mundial y que fue durante muchos años la principal moneda de referencia de política cambiaria española. Respecto al tipo Pta/DM, decir que, como moneda europea más importante y como centro de gravedad del Sistema Monetario Europeo (SME), el marco tiene relevancia en sí mismo respecto a la articulación de la política cambiaria, pero además puede considerarse moneda sintetizadora del conjunto de monedas comunitarias.

Los datos empleados son datos mensuales, obtenidos como *medias de datos diarios del fixing*, proporcionados por el Banco de España en el Boletín Económico en soporte informático. El período de análisis abarca de 1/70 a 12/89, aunque en alguna ocasión emplearemos datos anteriores a 1/70. El Gráfico 1 se recoge la evolución de los tipos de cambio empleados.

Con objeto de comprobar si los supuestos de la metodología expuesta se cumplen y, para depurar los datos de las posibles anomalías que puedan dis-

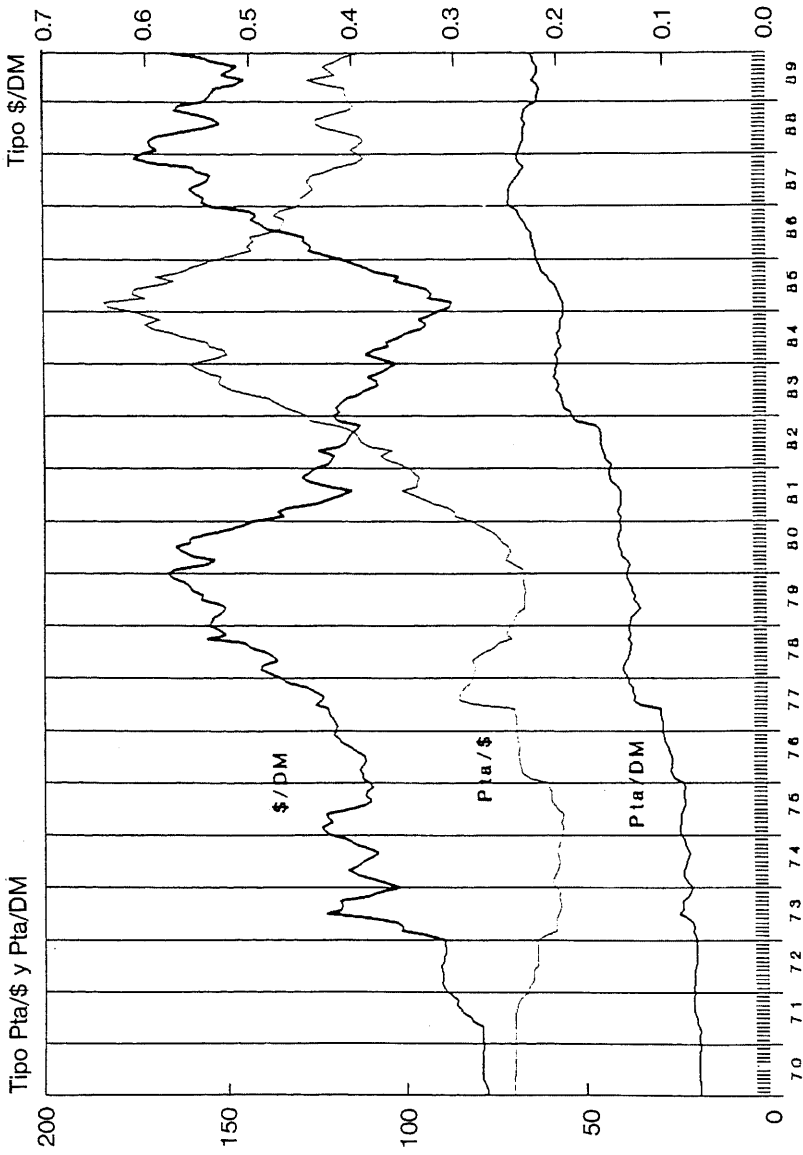


Gráfico 1

Evolución de los tipos de cambio

torsionar la estimación de las ponderaciones del TCI⁶, se realizó el análisis univariante de los tipos de cambio Pta/\$ y Pta/DM. Los modelos finalmente estimados se recogen en el Apéndice I⁷.

La conclusión básica de los modelizaciones univariantes es que los tipos de cambio mencionados verifican de forma razonable los supuestos en los que se sustenta el desarrollo del TCI. Así, para el análisis que se realiza, se emplean las series $\nabla \ln(\text{Pta}/\$)$ y $\nabla \ln(\text{Pta}/\text{DM})$ depurados de las anomalías encontradas (ver Apéndice I). Ahora bien, en la interpretación de resultados se debe tener en cuenta que los valores atípicos pueden indicar variaciones en el régimen cambiario.

3.2. Estimación de las ponderaciones del TCI

Se realizan dos tipos de estimaciones:

- a) Estimaciones utilizando una muestra móvil bianual.
- b) Estimaciones recursivas utilizando una muestra acumulativa, es decir, añadiendo una nueva observación en cada estimación del modelo.

La estimación con la muestra móvil bianual consiste simplemente en realizar estimaciones en base a 24 datos, de manera que la muestra se va corriendo un periodo con cada estimación⁸. El Gráfico 2, recoge las ponderaciones estimadas con ambos métodos para el tipo Pta/DM.

La gran ventaja que presenta la estimación con la muestra móvil bianual es que, dado que el número de observaciones empleadas es pequeño, es fácil detectar fechas en las que se producen variaciones fundamentales en la política de tipos de cambio. Sin embargo, el reducido número de observaciones presenta el inconveniente de que la estimación puede verse muy influenciada por la presencia de atípicos. No obstante, la eliminación de muchos de ellos a través de su intervención, nos permite asegurar que tal problema, si se produce, no es de gran envergadura.

⁶ Puede comprobarse que si la correlación entre e_{1t} y e_{2t} es positiva y alta las estimaciones de las α 's en los términos vistos en el apartado anterior (no por optimización) tienden a estar distorsionados en el sentido de hacer que se salgan del rango factible [0,1]. Así si, por ejemplo, existe una «devaluación de la peseta» se tenderá a generar una correlación «espuria» positiva y alta entre e_{1t} y e_{2t} , que distorsionará totalmente la ponderación estimada para dichos tipos en el TCI.

⁷ El análisis univariante perfectamente detallado se puede encontrar en Hevia (1990).

⁸ Para el caso de la muestra móvil la ponderación con fecha 1/74 se estima con la muestra 2/72 a 1/74 y la que tiene fecha 2/74 con la muestra 3/72 a 2/74. Tanto para la estimación con la muestra bianual como con la acumulativa, se amplía la muestra de manera que los datos empleados comienzan en 2/69. De esta forma, se pretende apreciar adecuadamente el posible impacto que sobre la política cambiaria tuvieron los acontecimientos del año 1971 (fin de la convertibilidad del dólar en oro y Acuerdo del Instituto Smithsonian).

En el caso de la estimación recursiva, la ponderación con fecha 1/74 se estima con la muestra comprendida entre 2/69 y 1/74.

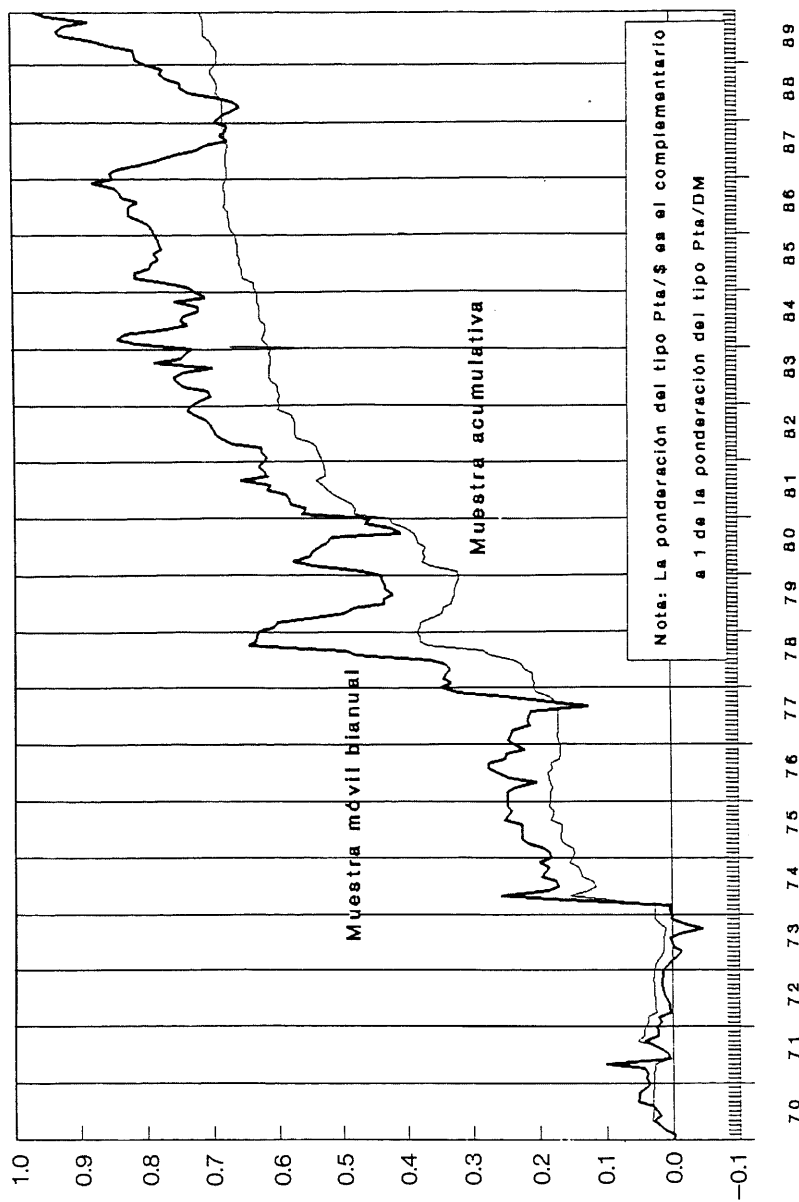


Gráfico 2

Ponderaciones del tipo Pta./DM

La gran ventaja que presenta la estimación recursiva es que se pueden detectar variaciones en los regímenes cambiarios sabiendo *a priori* que las posibles anomalías generan una menor distorsión que respecto a la estimación móvil. El lógico inconveniente de la estimación recursiva es que puede existir un efecto compensación que enmascare cambios reales.

Por estas razones se emplean ambas estimaciones, como complementarias para interpretar los resultados en términos de la política de tipos de cambios.

3.3. Interpretación de resultados

Del análisis del Gráfico 2 se puede concluir que entre 1970 y 1989 existen, al menos, cuatro períodos en la política cambiaria claramente diferenciados:

- 1.º Los años 1970 a 1973.
- 2.º Desde la flotación oficial de la peseta en enero de 1974 hasta la devaluación de julio de 1977.
- 3.º Desde 7/77 a principios del año 80.
- 4.º Los años 80.

a) PRIMERA ETAPA

Las perturbaciones financieras y los grandes cambios que tuvieron lugar en 1971 y que derivaron en la ruptura del sistema de cambios de Bretton Woods, no parece que hicieran variar en absoluto la política cambiaria española en ninguno de sus aspectos. Así, la escasa significación⁹ de las ponderaciones estimadas por el tipo Pta/DM apunta en el sentido de que, a pesar de la crisis del sistema cambiario de Bretton Woods, el B.E. continuó fijando la evolución del tipo Pta/\$ con total autonomía respecto de lo que acontecía con los tipos de cambio cruzados. Basta ver los Gráficos 3 y 4 en el que se recoge las varianzas y covarianzas entre las tasas de variación de los tipos de cambio, para apreciar que, en el período que nos ocupa, toda la varianza de la serie $\nabla \ln(\$/DM)$ es transmitida directamente a la serie $\nabla \ln(Pta/DM)$. Así, por ejemplo, el salto en la varianza que se produce en la serie $\nabla \ln(\$/DM)$ desde mediados de 1971 no afecta en absoluto a la varianza de la serie $\nabla \ln(Pta/\$)$, mientras que afecta plenamente la serie $\nabla \ln(Pta/DM)$.

⁹ Se obtuvieron los correspondientes *T*-ratios aplicando el método de inferencia descrito. Los resultados fueron que hasta 1/74 las ponderaciones estimadas para el tipo Pta/DM no diferían estadísticamente de cero. Señalar que la varianza de los parámetros se estima teniendo en cuenta la estructura autorregresiva que presenta el TCI (ver Apéndice 2 y Hevia (1990)). Por otra parte, hay que señalar que la presencia de ponderaciones negativas en 1973, no tiene ninguna relevancia estadística pues es consecuencia de la alta correlación positiva que existe en esos momentos entre el tipo Pta/\$ y Pta/DM. De hecho, esto está indicando que la autoridad cambiaria está fijando en esos momentos sus objetivos exclusivamente en términos del tipo Pta/\$ (Véase la nota 6).

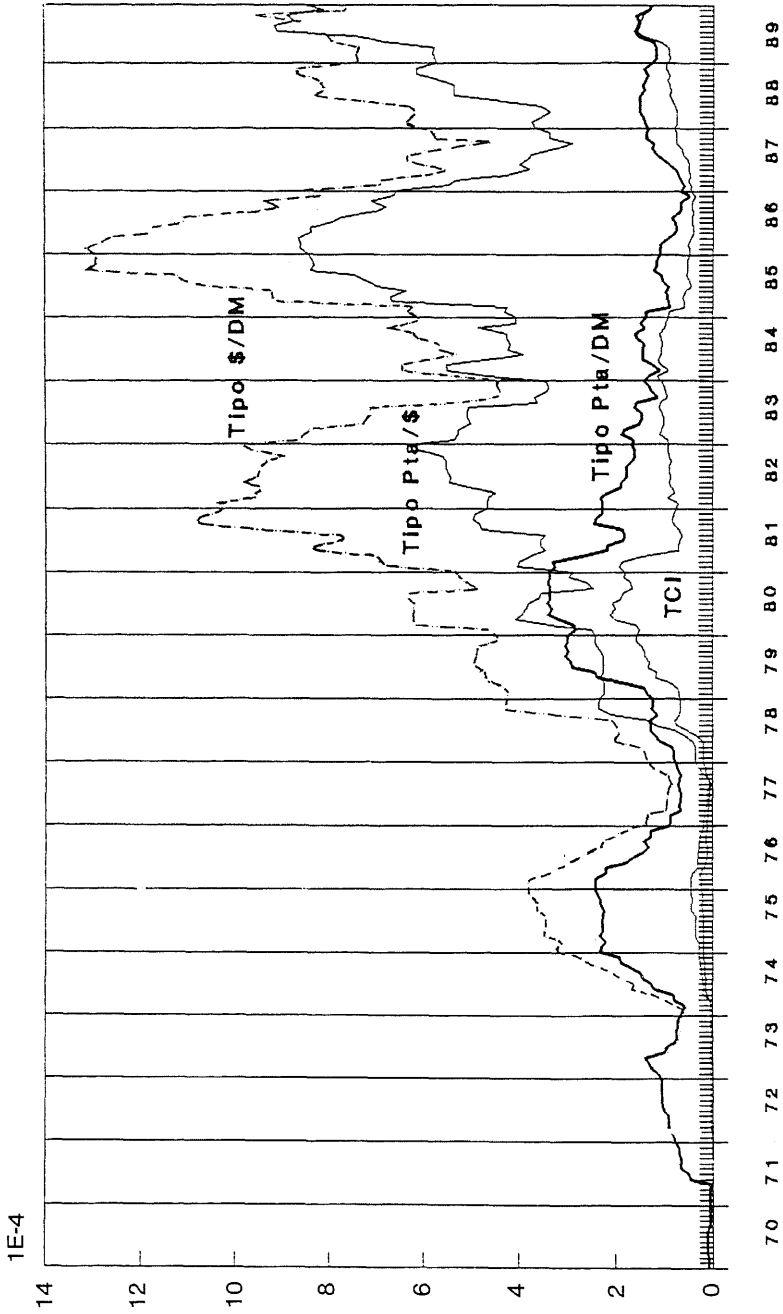


Gráfico 3
Varianzas de las tasas de variación de los tipos de cambio
(estimadas con la muestra bianual)

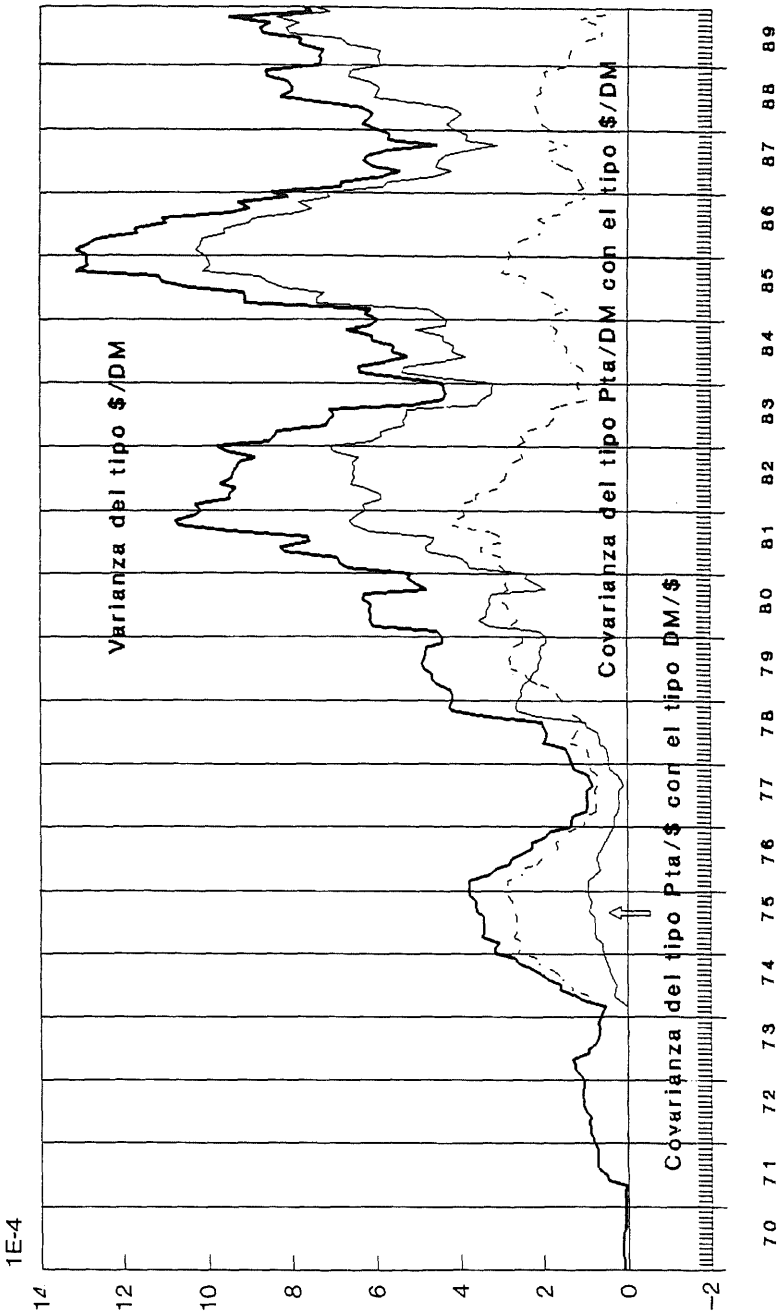


Gráfico 4
Varianzas y covarianzas de las tasas de variación de los tipos de cambio
(estimadas con la muestra móvil bianual)

Quizá ocurriese, como señala Argandoña (1986), que durante este período se «produjo un aprendizaje progresivo acerca de la gestión de la política monetaria», que fuese la causante última del mantenimiento de la política de cambios heredada del sistema de cambios fijos, pero lo cierto es que dado el grado de apertura que ya presentaba la economía española en el período considerado¹⁰, era preciso articular una política cambiaria con unos objetivos que tuviesen en cuenta los tipos de cambio de la peseta respecto de las monedas comunitarias¹¹. De hecho, el propio B.E. reconoce gran parte de sus dudas; así, en su Informe Anual del B.E. de 1973 (página 38)¹² se dice textualmente: «A partir de marzo de 1973 surgió otro dilema, el de si la peseta debía continuar vinculada al dólar, si debía ligarse a las monedas europeas de flotación conjunta o si debía flotar independientemente». Tras considerar las ventajas e inconvenientes de estas alternativas, se decidió que siguiera la peseta ligada al dólar. A tenor de los resultados presentados, se sabe que no será hasta 1978 ó 1980, cuando se afronte decididamente la política de seguimiento de las monedas comunitarias, pero lo cierto es que la flotación oficial en enero de 1974 va a poner fin al período de absoluta fijación del tipo Pta/\$.

b) SEGUNDA ETAPA

El período que se inicia con la flotación oficial de la peseta frente al dólar (como se ha visto ya flotaba con respecto al marco con anterioridad a esa fecha) va a ser cualitativamente distinto pero no cuantitativamente tan distinto del período precedente. El Gráfico 2 indica que el tipo Pta/\$ pierde a principios de 1974 su prepotencia absoluta en el TCI. Sin embargo, la ponderación que pasa a tener el tipo Pta/DM (alrededor de 0.20) aún siendo estadísticamente significativa, no deja de ser pequeña, sobre todo en relación a la que posteriormente tendrá. No es éste, sino un período básicamente continuista, en el que el B.E. declara estar intentando mantener el tipo de cambio efectivo nominal frente al mundo, lo que dado por un lado, el artificialmente alto peso del dólar en él¹³ y por otro la enorme inercia que poseía nuestra política cambiaria, no suponía sino el control del tipo Pta/\$. Así pues, la supuesta flotación de la peseta frente al dólar no fue tal, como años después se reconocerá en el I.A.B.E. de 1980 (páginas 235-236); no fue hasta después de la devaluación de julio de 1977 cuando el tipo de cambio de la peseta frente al dólar se empiece a mover con cierta libertad.

No obstante, el hecho de que el tipo Pta/DM posea a partir de 1974 una ponderación pequeña pero significativa, muestra que el sistema de flotación de

¹⁰ En 1972 las importaciones más las exportaciones en términos de la Contabilidad Nacional suponían ya el 29 % del PIB español.

¹¹ En 1974 el comercio con la CEE suponía el 40 % de todo el comercio exterior español.

¹² En lo sucesivo los Informes del Banco de España se citan con las siglas I.A.B.E., el año al que se refieren y las páginas correspondientes.

¹³ Véase *Notas al Boletín Estadístico*, Banco de España, mayo 1989.

tipos de cambio que se derivó del fin de Bretton-Woods, obligó a la autoridad monetaria a abrir un doble frente en el ámbito cambiario:

- *Por un lado el dólar*, moneda en la que se realizaban gran parte de nuestras transacciones económicas con el exterior (comercio, denominación de la deuda exterior, etc.).
- *Por otro lado las monedas europeas* y, en especial las comunitarias. Monedas de países con los que nuestra economía presentaba una considerable integración, que se deseaba y pretendía ampliar.

c) TERCERA ETAPA

El más breve de los cuatro períodos en que hemos subdividido la historia de la política de cambios, se inicia con la gran devaluación de julio de 1977, devaluación que no es sino la consecuencia de la intensa intervención del B.E. para el sostenimiento de la peseta, y que finaliza en los albores de la década de los 80 cuando ya parece claro que las autoridades optan por la consecución de los objetivos en términos del tipo Pta/DM. Es esta la etapa más oscura de las cuatro, pues no es sino una etapa de transición entre dos períodos claramente diferentes, de un lado el período 1/70-6/77, que se caracteriza por el control prácticamente total del tipo Pta/\$, del otro la década de los 80 con un control más contundente sobre el tipo Pta/DM.

Tras la constitución del nuevo Gobierno democrático en julio de 1977, se pone en marcha un ambicioso programa económico apoyado por la gran mayoría de los partidos políticos en los Pactos de la Moncloa, y del cual la devaluación de 7/77 no era sino una medida de choque. De esta forma, frente a un período como el que va de 1974 a mediados de 1977, en el que la política monetaria no tuvo una clara formulación de prioridades, ahora se pretende conseguir una considerable reducción de la inflación mediante una instrumentación amplia y ambiciosa de la política monetaria (I.A.B.E. de 1978 página 203).

En el plano cambiario, tras 7/77 el tipo de cambio Pta/\$ va a oscilar mucho más de que lo había hecho nunca y, especialmente a partir de mayo de 1978 (I.A.B.E. de 1978 página 158) momento en el que a los cambios en la articulación en la política económica, se une una gran inestabilidad de los mercados cambiarios producida por la debilidad del dólar americano. La conjunción de ambos hechos, es la responsable de la gran subida del peso del tipo Pta/DM en el TCI durante 1978¹⁴ que se aprecia en el Gráfico 2. El descenso de la ponderación del tipo Pta/DM en 1979 parece ser fruto de que tras las medidas que adoptó la Reserva Federal Americana a fines de 1978 el B.E. volvió a su nivel de control deseado del tipo Pta/\$.

¹⁴ A este respecto y debido a que en 10/78 y 4/79 había anomalías en las series $\nabla \ln(\text{Pta}/\$)$ y $\nabla \ln(\text{Pta}/\text{DM})$ respectivamente, se realizó un análisis de sensibilidad para ver si el gran ascenso en 1978, seguido del descenso en 1979, de la ponderación del tipo Pta/DM se debía a tales valores extremos, la conclusión fue que no. Para más detalle puede verse Hevíá (1990).

No obstante, y a pesar de las oscilaciones mencionadas, el peso que recibe el tipo Pta/DM en el período 7/77 a 1/80 es ya de 0.42 (ver Apéndice 2), lo cual muestra el gran interés que ya poseían en esos momentos las autoridades económicas por la evolución de los tipos de cambio frente a otras monedas distintas del dólar. Por otra parte, el hecho de que en marzo de 1979 se constituya el SME unido al reconocimiento del B.E. de la necesidad de ligarnos más a las economías comunitarias con vistas a nuestra integración en la CEE (I.A.B.E. de 1978 página 124), puede ser el origen del despegue que se produce en este período en el peso del tipo Pta/DM en el TCI, y en consecuencia en la importancia de dicho tipo en lo que la política de cambios.

d) CUARTA ETAPA

No es ésta una etapa totalmente homogénea, quizá incluso podría subdividirse en un conjunto de subperíodos, pero se considera a toda la década como un único período porque, en todo él, y bien por sí mismo o por reflejar también al resto de monedas comunitarias, el tipo Pta/DM predomina claramente sobre el Pta/\$ en la determinación de los objetivos cambiarios.

No cabe duda de que, la escalada del dólar que se derivó de las subidas de los tipos de interés en el mercado americano, obligó a la autoridad monetaria a cambiar de estrategia, y fijar sus objetivos de tipo de cambio en términos del mantenimiento de las monedas comunitarias alrededor de marzo de 1980¹⁵. Pero hay que señalar también, que a la vista de los resultados vistos, este cambio de objetivos no fue sino una consecuencia lógica del proceso que se inició en enero de 1974. De no haberse producido la escalada del dólar, posiblemente no se hubiese realizado dicho cambio de objetivos en esos momentos (sobre todo dada la subida del petróleo y dado que éste se paga en dólares), pero las crecientes relaciones con la CEE¹⁶, así como el interés por entrar en dicha comunidad, hubiesen acabado forzando tal situación.

A principios de los 80 y con un dólar tan fuerte, cualquier intento de sostenimiento a ultranza del tipo Pta/\$¹⁷ hubiese supuesto una apreciación de nuestra moneda respecto a las monedas comunitarias, con las muy negativas implicaciones en términos de nuestras cuentas exteriores, que tras dos años de superávit en la balanza por cuenta corriente, volvían a presentar en 1980 el tradicional déficit. No obstante, hay que señalar que puesto que la ponderación del Pta/\$ en el TCI sigue siendo importante a principios de la década (entre 0.4 y 0.3 en 1980-1981) tampoco parece que el B.E. permitiese una flotación totalmente libre de dicho tipo, quizá fuese porque no podía aún abandonar el primer frente al que antes se aludió, y menos aún con el precio del

¹⁵ Dehesa (1983) señala esta fecha como el momento en el que se inicia la fijación de objetivos en términos de monedas comunitarias.

¹⁶ Así en 1980 la CEE absorbía ya cerca del 50 % de nuestras exportaciones.

¹⁷ A parte del coste en términos de pérdidas de reservas.

petróleo aumentando y con una elevada proporción de nuestra deuda denominada en dólares (I.A.B.E. de 1980 página 221).

A la vista del Gráfico 2 parece claro que entre 1980 y 1984 se produce una creciente preponderancia del tipo Pta/DM sobre el Pta/\$. Ese aumento del peso del Pta/DM en el TCI podría estar reflejando un aumento de otros tipos de cambio como el peseta-franco, peseta-libra esterlina, etc. Esa es una de las limitaciones de este análisis, al no considerarse más que dos tipos de cambio, se analiza el peso en la política cambiaria de uno versus el otro. De esta forma afirmaciones como las que realizan Dolado y Durán (1983) en el sentido de que a finales de 1981 y en 1982, y tras el reajuste de paridades en el SME, el B.E. fijó un objetivo intermedio entre el franco francés y el marco alemán no se pueden contrastar. Tampoco se puede evaluar el momento exacto en que la ponderación del tipo Pta/DM recoge plenamente el peso del marco por sí, y no como representante de otras monedas comunitarias; sólo cuando se amplíe el estudio con un mayor número de tipos de cambio, se podrá saber. Sin embargo, parece razonable pensar que gran parte de la ponderación de dicho tipo es plenamente suya, pues la existencia del SME desde marzo de 1979, hace que las monedas que forman parte de él sigan unas pautas bastante paralelas y convergentes.

Llegado 1985, el tipo Pta/DM posee ya una ponderación de 0.8 en el TCI y tras nuestra incorporación al SME en junio de 1989 de 0.95¹⁸ ambas obtenidas con la muestra móvil bianual. Se puede decir por tanto, que mucho antes de nuestra incorporación a la CEE en enero de 1986, los objetivos cambiarios se fijaban básicamente en términos de las monedas comunitarias. Todo ello a pesar de que sólo excepcionalmente antes de 1986 (I.A.B.E. de 1981, página 51), el B.E. declara tener como objetivo prioritario el tipo de cambio frente a la CEE (I.A.B.E. 1986, página 113, I.A.B.E. 1987, página 84 y I.A.B.E. 1988, página 88).

Respecto al descenso en la ponderación del tipo Pta/DM, que se produce en el año 1987 y parte de 1988 se puede decir que:

- El descenso en el peso del tipo Pta/DM se detecta sólo con la muestra bianual, lo cual parece señalar que existe cierta presencia de valores muy influyentes.
- Este descenso coincide con la introducción del correspondiente dato de febrero de 1987, momento en el que tuvieron lugar los Acuerdos del Louvre entre los países más industrializados, y que pretendían garantizar una mayor estabilidad de los tipos de cambio frente al dólar.

Por tanto, parece factible que en el año 1987 y siguiendo a los países industrializados, el B.E. intentase un mayor control sobre el tipo Pta/\$, sin embargo este hecho no deja de ser casi un fenómeno anecdótico en relación a la evolución que se ha descrito en este apartado.

¹⁸ Sólo a partir de ese instante se acepta al 95 % la hipótesis nula de que dicha ponderación es la unidad.

Para finalizar el análisis cuantitativo de la política cambiaria, examinemos el Gráfico 3 que recoge las varianzas estimadas con la muestra bianual tanto para las series $\nabla \text{Ln}(\text{Pta}/\$)$ y $\nabla \text{Ln}(\text{Pta}/\text{DM})$ como para el TCI.

De acuerdo con [4] y [6] la diferencia entre la varianza de la tasa de variación de cada tipo nominal y la del TCI indica la varianza de la tasa de variación de dicho tipo nominal que tiene su origen en factores exógenos a nuestra la economía española. A la vista de los Gráficos 3 y 4 se puede decir:

- Que existe una mayor variación en el tiempo de la varianza de la serie $\nabla \text{Ln}(\text{Pta}/\$)$ que de la serie $\nabla \text{Ln}(\text{Pta}/\text{DM})$,
- Que de forma casi siempre creciente, la varianza de $\nabla \text{Ln}(\text{Pta}/\$)$ se explica por factores exógenos.
- Todo lo contrario ocurre con el tipo Pta/DM , que de estar plenamente ligado a la evolución del tipo cruzado $\$/\text{DM}$ a principios de los 70, se fue pasando paulatinamente a una situación en la que prácticamente se determina con independencia de la evolución del tipo de cambio cruzado.

4. Conclusiones

Con el ejercicio empírico descrito en este trabajo, se pretendía profundizar en el conocimiento de la fijación de los objetivos de la política de cambios española. Empleando el concepto de tipo de cambio independiente, se ha desvelado la importancia de algunos de los principales acontecimientos que han tenido lugar en la política de cambios desde el fin del sistema de Bretton Woods. No obstante, existen dos ampliaciones inmediatas del análisis: primero, la introducción de otros tipos de cambio que pueden resultar relevantes ($\text{Pta}/\text{Franco Francés}$, $\text{Pta}/\text{Libra Esterlina}$, etc.), que incluso podrían llevar a modificar algunas de las conclusiones aquí expuestas (p.e. la homogeneidad de la década de los 80); y en segundo lugar, la utilización de datos diarios pues, los objetivos cambiarios se plantean por parte del B.E. en términos diarios. Además este análisis permitirá examinar la posible influencia que puede tener la agregación aquí empleada en la estimación del tipo de cambio independiente.

A la vista del estudio empírico aquí desarrollado, parece que desde la flotación de la peseta en 1974 y exceptuando el posible efecto de los Acuerdos del Louvre en 1987, la autoridad monetaria ha ido renunciando de manera progresiva a fijar un objetivo cambiario en términos del tipo de cambio frente al dólar, para definir este objetivo frente a las monedas europeas en general, y al marco alemán en particular. Así se llega a la situación actual en la que, el marco alemán es la moneda básica de referencia.

Apéndice 1: Modelos univariantes

En este apartado se recogen los modelos univariantes de los tipos de cambio Pta/DM y $\text{Pta}/\$$ que finalmente se estimaron. Señalar que en Hevía (1990) se

encuentran recogidos con detalle los análisis univariantes mencionados (Gráficos de residuos, acf y pacf).

Las intervenciones que se realizan están perfectamente justificadas por la información extramuestral. Para ello se puede consultar Treadway *et al.* (1978) y Olarra (1976).

En el Cuadro A1.1 se recoge el modelo del tipo Pta/DM y en los Cuadros A1.2 y A1.3 los modelos del tipo Pta/\$. La causa de la segmentación de la muestra del Pta/\$ es el claro cambio de régimen que se aprecia en dicha serie a partir de mediados de 1977.

A la vista de los modelos se puede pensar que los resultados atentan contra la hipótesis de que los tipos de cambio son paseos aleatorios. Sin embargo, las estructuras ARMA encontradas parecen ser fruto de la agregación¹⁹ de la que proceden los datos, además se puede comprobar que estos modelos no difieren mucho de los paseos aleatorios.

CUADRO A1.1
Modelo del tipo Pta/DM

$$\begin{aligned}
 Ln(Pta/DM) = & .03 \zeta_t^{S,6/71} + (.07 + .09 B - .05 B^2) \zeta_t^{S,6/73} + \\
 & (-.07 - .04 B) \zeta_t^{S,11/73} + (-.05 + .04 B) \zeta_t^{S,1/74} + \\
 & (-.03 - .03 B) \zeta_t^{S,7/75} + (.09 + .02 B) \zeta_t^{S,2/76} + \\
 & (.18 + .03 B) \zeta_t^{S,7/77} + .10 \zeta_t^{S,12/82} + N_t
 \end{aligned}$$

$$\nabla N_t - .003 = \frac{1}{(1 - .30B)} a_t$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.2 \quad Q(36) = 30$$

Valores atípicos

6/74	-2.6	$\hat{\sigma}_a$	3/74	+2.4	$\hat{\sigma}_a$
4/74	-2.7	$\hat{\sigma}_a$	1/75	+2.4	$\hat{\sigma}_a$
5/79	-2.3	$\hat{\sigma}_a$	7/79	+2.1	$\hat{\sigma}_a$
1/89	-2.5	$\hat{\sigma}_a$	4/80	+2.3	$\hat{\sigma}_a$
7/89	-2.3	$\hat{\sigma}_a$	10/81	+2.8	$\hat{\sigma}_a$
			3/82	+2.5	$\hat{\sigma}_a$
			3/83	+2.3	$\hat{\sigma}_a$
			1/87	+2.3	$\hat{\sigma}_a$
			12/87	+2.1	$\hat{\sigma}_a$

¹⁹ Véase Brewer (1973).

Señalar finalmente que se buscó posible estructura de relación entre ambas series con resultado negativo.

CUADRO A1.2
Modelo I del tipo Pta/\$: muestra 1/70 a 12/77

$$\begin{aligned} \ln(\text{Pta}/\$) = & (-.01 \quad -.02 \quad B) \zeta_i^{S,12/71} - .01 \zeta_i^{S,3/72} - .01 \zeta_i^{S,7/72} + \\ & (.004) \quad (.004) \quad (.004) \quad (.004) \\ & + (-.04 \quad -.05 \quad B) \zeta_i^{S,2/73} + (-.008 \quad -.01 \quad B) \zeta_i^{S,7/73} + \\ & (.004) \quad (.004) \quad (.004) \quad (.004) \\ & + (.02 \quad +.02B) \zeta_i^{S,1/74} + (.02 \quad +.01 \quad B) \zeta_i^{S,7/75} + \\ & (.004) \quad (.004) \quad (.004) \quad (.004) \\ & + (.08 \quad +.03 \quad B) \zeta_i^{S,2/76} + (.15 \quad +.05 \quad B) \zeta_i^{S,7/77} + N_i \\ & (.004) \quad (.004) \quad (.004) \quad (.004) \end{aligned}$$

$$\nabla N_i = \frac{1}{(1 - .47B)} a_i \quad (.10)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .42 \quad Q(24) = 40.8 \quad Q(36) = 46.7$$

Valores atípicos

4/74	-2.6	$\hat{\sigma}_a$	4/75	+2.8	$\hat{\sigma}_a$
5/74	-3.0	$\hat{\sigma}_a$	9/75	+2.4	$\hat{\sigma}_a$
5/75	-2.6	$\hat{\sigma}_a$			
11/77	-2.4	$\hat{\sigma}_a$			

CUADRO A1.3
Modelo II del tipo Pta/\$: muestra 1/78 a 12/89

$$\ln(\text{Pta}/\$) = .04 \zeta_i^{S,12/82} + N_i \quad (.02)$$

$$\nabla N_i = \frac{1}{(1 - .34B)} a_i \quad (.08)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 2.4 \quad Q(24) = 24.9 \quad Q(36) = 36.6$$

Valores atípicos

9/81	-2.1	$\hat{\sigma}_a$	2/81	+2.3	$\hat{\sigma}_a$
4/85	-2.7	$\hat{\sigma}_a$	6/82	+2.9	$\hat{\sigma}_a$
10/85	-2.2	$\hat{\sigma}_a$			
7/89	-3.1	$\hat{\sigma}_a$			

Apéndice 2: aproximación al TCI

Puesto que, la distribución de las ponderaciones estimadas depende de la distribución de la tasa de variación del TCI ($y_t = \nabla \ln Y_t$), es preciso realizar el análisis univariante de dicha serie, para realizar inferencia. *A priori*, y puesto que y_t no es sino una combinación lineal de e_{1t} y e_{2t} , que presentan estructuras autorregresivas, cabe esperar también estructura en y_t . *Se trata también de realizar una primera aproximación a la construcción de un y_t , con vistas a posibles aplicaciones a modelos de relación.*

En el Gráfico A2.1 recogemos la evolución de la Serie TCI (Y_t) con base la media de 1985. Las ponderaciones de E_1 y E_2 varían para cada uno de los cuatro períodos vistos. En el Cuadro A2.1 recogemos las ponderaciones estimadas para cada período, en el que las desviaciones típicas están corregidas de la presencia de autocorrelación serial en y_t . Estas ponderaciones se han estimado eliminando de las series los factores deterministas recogidos en el apartado anterior.

CUADRO A2.1
Ponderaciones

	Pta/DM	Pta/\$	Desviación típica
1/70 a 12/73	0.02	0.98	0.04
1/74 a 6/77	0.23	0.77	0.04
7/77 a 1/80	0.42	0.58	0.10
2/80 a 12/89	0.80	0.20	0.03

Puede apreciarse que la desviación típica de las ponderaciones estimadas para el período 7/77 a 1/80 es más del doble del resto de desviaciones típicas, fruto de la irregularidad del comportamiento de la autoridad monetaria en este período. Como consecuencia de la gran varianza de las ponderaciones de dicho período, la hipótesis de igualdad del valor de α estimado en 1/74-6/77 y 7/77-1/80, se acepte al 5 % pero no al 10 % de significación. Esto no es sino la confirmación del carácter ambiguo de este período.

El Cuadro A2.2 recoge el modelo univariante que se estima para el TCI una vez eliminados los factores determinantes de las series peseta-dólar y peseta-marco que se recogen en el apartado anterior. En Hevia (1990) se puede encontrar un análisis detallado de la modelización de esta serie.

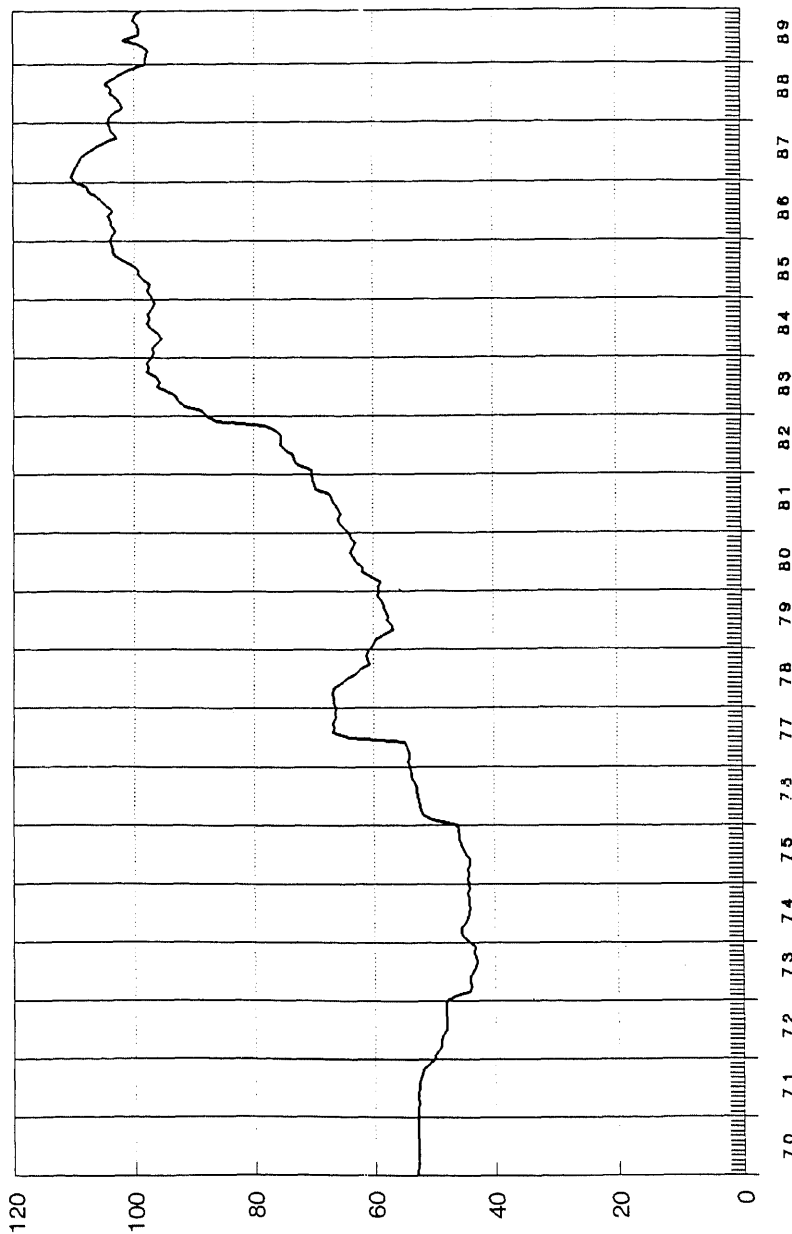


Gráfico A2.1
Tipo de cambio independiente
(Base Media 1985 = 100)

CUADRO A2.2
Modelo del TCI

$$\ln(Y_t) = N_t$$

$$\nabla N_t = \frac{1}{(1-.34B)} a_t \quad (.06)$$

Valores atípicos

9/78	-2.1	$\hat{\alpha}_a$	4/80	+3.2	$\hat{\alpha}_a$
4/78	-2.5	$\hat{\alpha}_a$	10/81	+3.3	$\hat{\alpha}_a$
5/79	-2.8	$\hat{\alpha}_a$	3/82	+3.4	$\hat{\alpha}_a$
10/88	-2.1	$\hat{\alpha}_a$	11/82	+2.1	$\hat{\alpha}_a$
1/89	-2.5	$\hat{\alpha}_a$	3/89	+3.2	$\hat{\alpha}_a$
7/89	-4.5	$\hat{\alpha}_a$	6/89	+2.2	$\hat{\alpha}_a$

Referencias

- Argandoña, A. (1986): «Política de tipo de cambio y política monetaria en España, 1974-1985», *Información Comercial Española*, noviembre, págs. 125-148.
- Bajo, O. (1986): «Modelos monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Nuevo examen de los casos peseta/marco y peseta/dólar». Fundación Empresa Pública, Documento de trabajo número 8607.
- Brewer, K. R. W. (1973): «Some consequences of temporal aggregation and systematic sampling for ARMA and ARMAX models», *Journal of Econometrics*, vol. 1, págs. 133-154.
- Dehesa, G. de la (1983): «Ajuste externo y tipo de cambio», *Papeles de Economía Española*, núm. 15, págs. 282-304.
- Dolado, J. J. y Durán, J. (1983): «Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta/dólar», *Información Comercial Española*, diciembre, págs. 95-108.
- Fernández, V. J. (1987): «El marco de la política de tipo de cambio en España», *Papeles de Economía Española*, núm. 32, págs. 110-128.
- Havía, J. de (1990): «Cuantificación de la importancia relativa del tipo de cambio peseta-marco en la política cambiaria», FEDEA, Documento de Trabajo 90-13.
- Hsieh, D. A. (1988): «The statistical properties of daily foreign exchange rates 1974-1983», *Journal of International Economics*, vol. 24, págs. 129-145.
- Levich, R. M. (1985): «Empirical studies of exchange rates: price behavior, rate determination and market efficiency», en *Handbook of International Economics*, vol. 2, Amsterdam North-Holland, en R. Jones y P. B. Kenen (eds.).
- Mañas-Antón, L. A. (1986): «Empirical analysis in short-run exchange rate behavior», Tesis doctoral, Universidad de Chicago.
- Olarra, J. M. (1976): «Medidas de política monetaria adoptadas en el período 1957-1976», *Estudios Económicos Serie A*, núm. 5, Banco de España, Servicio de Estudios.
- Peña, J. I. (1989): «Análisis estadístico de los tipos de cambio diarios de la peseta» (mimeo), Universidad Autónoma de Madrid.

- Treadway, A. B. (1990): «Contribuciones al análisis del sector exterior y de la política cambiaria: el tipo de cambio independiente y el de equilibrio» (mimeo), Universidad Complutense.
- Treadway, A. B.; García-Pardo, J. y Carbajo, A. (1978): «Efectos sobre la economía española de una devaluación de la peseta», Fundación Ramón Areces.
- Viñals, J. (1983): «El desequilibrio del sector exterior en España: una perspectiva macroeconómica», *Información Comercial Española*, diciembre, págs. 23-37.

Abstract

In this paper, we assess the importance of the DM-peseta exchange rate as a target in the formulation of the Spanish authorities exchange rate policy by means of the use of the statistical concept of «independent exchange rate». The main result of our analysis is that, from January 1977 on, the Spanish economic authorities seem to have been moving progressively from a US dollar/peseta rate target to a policy assigning a greater weight to the exchange rates vis a vis the EC currencies, particularly the deustchemark.

Recepción del original, diciembre de 1990
Versión final, febrero de 1991