

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

FACULTAD DE ECONOMICAS

Campus de Somosaguas

28223 MADRID

Teléfono 394 26 11 - FAX 294 26 13



W
49
(9704)

Documento de trabajo

**Inestabilidad de la demanda de dinero
y comportamiento del modelo monetario
para la peseta**

Rodrigo Peruga Urrea
José Luís Fernández Serrano

No. 9704

Enero 1997

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

**INESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO
Y COMPORTAMIENTO
DEL MODELO MONETARIO PARA LA PESETA¹**

Rodrigo PERUGA URREA²
y
Jose Luis FERNANDEZ SERRANO³



Versión Actual: Enero 1997

RESUMEN

Este trabajo estudia la capacidad del enfoque monetario para explicar el comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio bilaterales entre la peseta y las monedas de los países del G-7 y Suiza, durante el periodo de tipos de cambio flexibles. Utilizo el método de Granger y Engle (1987) para verificar la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio, la oferta monetaria y la producción real. Al igual que en trabajos anteriores encuentro muy poco apoyo para el modelo monetario en la muestra total (1970-1993). Sin embargo, utilizando el contraste de inestabilidad paramétrica de Gregory y Hansen (1996), se detecta evidencia de inestabilidad tanto en las ecuaciones del tipo de cambio como en uno de los componentes principales del modelo, la ecuación de demanda de dinero. Los puntos de corte estimados para la ecuación de demanda de dinero son utilizados para definir submuestras más estables en cada relación bilateral, en las que volvemos a reestimar el modelo monetario del tipo de cambio. Los resultados indican que en las submuestras estables existe más evidencia favorable al modelo monetario, siendo las perturbaciones nominales las más relevantes para explicar el comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio.

ABSTRACT

The paper tests the ability of the monetary approach to explain the long-run behavior of bilateral peseta exchange rates during the floating period. I use Granger and Engle's (1987) two step procedure to test for the existence of a cointegrating relationship between the exchange rate, the money supply and real output. Consistent with previous results I find little evidence of cointegration in the full sample (1970-1993). Further analysis using Gregory and Hansen's (1996) parameter stability tests, reveals evidence of instability in the exchange rate and money demand equations. The estimated break points in the money demand equation are used to define stable subsamples for each bilateral relationship. The subsample cointegration results provide strong support for the monetary approach in most bilateral models. The exchange rate responds both to monetary and real shocks, and monetary homogeneity cannot be rejected in most instances.

n.c.: α -53-241241-8

N.E.: 530796166X

¹ Rodrigo Peruga agradece la financiación recibida de la Fundación Caja de Madrid y de la DGICYT (PB94-0313/94) para la realización de este trabajo.

² Dto. de Fundamentos del Análisis Económico II, Facultad de CC. Económicas, Universidad Complutense de Madrid, 28223 Madrid, e-mail: rodrigop@eucmax.sim.ucm.es.

³ Dto. de Fundamentos del Análisis Económico, Universidad Europea de Madrid (CEES), Villaviciosa de Odón, 28670 Madrid.

1.- INTRODUCCIÓN

El modelo monetario es considerado por numerosos autores como el modelo fundamental para el estudio de la determinación del tipo de cambio. Fundamentado en los trabajos pioneros de Frenkel (1976) y Johnson (1978), el modelo monetario ha recibido considerable atención en la literatura teórica. Sin embargo, desde la perspectiva empírica, el buen comportamiento inicial del modelo no se ha visto materializado en años recientes, cuando se ha podido disponer de amplia información estadística sobre el periodo de tipos de cambio flexibles iniciado en 1973. Por ejemplo, Meese y Rogoff (1983a, 1983b) demostraron que la capacidad predictiva fuera de la muestra del modelo, a principios de los ochenta, era superada por un simple modelo univariante de paseo aleatorio. Los estudios empíricos más recientes sobre el modelo monetario se han centrado en establecer su posible validez como relación a largo plazo, más que como un modelo de las fluctuaciones del tipo de cambio en el corto plazo.

Varios autores han examinado la validez a largo plazo del modelo monetario mediante análisis de cointegración en sistemas parecidos al que se utiliza en este trabajo. Una gran parte de estos autores, por ejemplo, Baillie y Selover (1987), McNown y Wallace (1989), Baillie y Pecchenino (1991), no encuentran cointegración en los modelos bilaterales entre las principales monedas durante el periodo de tipos de cambio flexibles. Por contra, existe otro grupo de autores que sí encuentran evidencia de cointegración en algunas relaciones bilaterales. Por ejemplo, MacDonald y Taylor (1991, 1993, 1994) encuentran cointegración en algunos tipos de cambio para el dolar USA durante el periodo 1976-1990, mientras que Sarantis (1994) encuentra sólo evidencia parcial al estudiar cuatro relaciones bilaterales de la libra esterlina durante el periodo 1973-1990. Así mismo, van den Berg y Jayanetti (1993) encuentran evidencia de cointegración en modelos monetarios para el mercado negro del tipo de cambio en 3 países no industrializados.

Sin embargo, esta evidencia parcial no es totalmente satisfactoria. Por ejemplo, MacDonald y Taylor (1991, 1993, 1994) y Sarantis (1994) emplean los contrastes de cointegración de Johansen en sistemas con muchas variables (hasta 7 variables), con especificaciones dinámicas muy amplias del modelo de corrección del error (hasta 12 retardos) y en periodos muestrales relativamente cortos (15 años). Es bien sabido que el tamaño nominal

de estos contrastes puede verse seriamente afectado por la dimensión de la muestra, el tamaño del sistema y el número de retardos en el modelo de corrección del error. Por tanto, la evidencia favorable a la presencia de cointegración debe considerarse con cautela. Además, en la mayor parte de estos estudios aparecen varios vectores de cointegración, cuyos valores estimados no se suelen presentar, con lo que es difícil evaluar si la magnitud de las elasticidades estimadas es o no razonable. Salvo contadas excepciones, tampoco se realizan tests de exclusión para determinar la naturaleza de las múltiples relaciones de cointegración descubiertas. Finalmente, aun en el caso de que el tipo de cambio nominal perteneciera a alguna de las relaciones de cointegración, este vector puede no representar una relación de equilibrio para el tipo de cambio. Para realizar tal reivindicación es necesario probar que el tipo de cambio no es una variable exógena del sistema, contraste que ningún autor realiza. Sólo MacDonald y Taylor (1994) llegan a estimar un modelo de corrección del error, aunque la especificación utilizada para probar el poder predictivo de esta formulación contrasta por su sencillez con la dimensión del modelo utilizado para estimar el vector de cointegración. En definitiva, la evidencia positiva en favor del modelo monetario como modelo del tipo de cambio a largo plazo es todavía demasiado limitada y con serios problemas en cuanto a su interpretación.

Sorprendentemente, existen pocos trabajos empíricos que analicen la idoneidad del modelo monetario para la peseta, y menos aun los que utilizan técnicas econométricas similares a las nuestras. Por ejemplo, Dolado y Durán (1983), Gámez Amián (1985), Bajo Rubio (1986, 1987), Aguado (1986), y Sosvilla-Rivero (1990), han estudiado cuestiones relacionadas al comportamiento del mercado de divisas español, aunque difieren mucho en cuanto a las relaciones bilaterales consideradas, los modelos teóricos contrastados, y las técnicas econométricas empleadas. En general, los resultados empíricos a los que llegan los diversos autores son muy poco favorables para el modelo monetario.

Además de los problemas econométricos existen problemas teóricos con los modelos utilizados. Por ejemplo, el modelo monetario con precios flexibles ampliamente utilizado en la literatura hace uso del supuesto de la paridad del poder adquisitivo (PPP), lo que implica que las ofertas monetarias y las rentas reales son información suficiente para caracterizar el

comportamiento a corto y largo plazo del tipo de cambio. Sin embargo, este supuesto tiene poco refrendo empírico. Por contra, el modelo monetario con precios rígidos utilizado en este trabajo no requiere este supuesto, que se obtiene como resultado del modelo sólo cuando las perturbaciones son de carácter estrictamente monetario. En nuestro modelo, las variables nivel de precios o tipo de interés, al ser predeterminadas, no explican el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio, ya que éste está determinado exclusivamente por las variables fundamentales en el sistema (9). Sin embargo, la ecuación (15) indica que estas variables si participan en la explicación de la dinámica a corto plazo del tipo de cambio, ya que capturan la dinámica de desequilibrio del sistema.

En época reciente, algunos autores han señalado que una de las posibles razones del bajo poder explicativo del modelo monetario se halla en la falta de estabilidad en uno de sus componentes principales, la demanda de dinero, debido a las rápidas innovaciones tecnológicas ocurridas en el sistema bancario durante las dos últimas décadas. Por ejemplo, Boughton (1988) y Boothe y Poloz (1988) han investigado la relevancia de la posible inestabilidad en la demanda de dinero sobre el comportamiento del modelo monetario, aunque sus resultados no son concluyentes ya que apenas logran mejorar el ajuste intra-muestral del modelo monetario. La estabilidad de la demanda de dinero en los países industriales es todavía una proposición contenciosa que ha sido estudiada por numerosos autores, sin que hasta la fecha se hayan obtenido resultados concluyentes. Por ejemplo, Boughton y Tavlas (1991), Stock y Watson (1993) y Friedman y Kuttner (1992) encuentran evidencia de inestabilidad en la demanda de dinero de los países industriales durante las dos últimas décadas, mientras que Hendry y Ericsson (1991), Haffer y Jansen (1991), Hoffman y Rasche (1991) y Hoffman, Rasche y Tieslau (1995) encuentran evidencia de cointegración y estabilidad en la demanda de dinero de Estados Unidos y Gran Bretaña en series históricas extensas.

En este trabajo se pretende evaluar la capacidad del enfoque monetario para explicar el comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio bilaterales entre la peseta y las monedas de los países del G-7 y Suiza, durante el periodo de tipos de cambio flexibles. Para ello, utilizo el método de estimación corregida de Phillips y Hansen (1990) y el procedimiento de contrastación de Granger y Engle (1987), para verificar la existencia de una relación de

cointegración entre el tipo de cambio, la oferta monetaria y la producción real. Además, utilizo el contraste de inestabilidad paramétrica de Gregory y Hansen (1996) para estudiar la estabilidad temporal de las ecuaciones del tipo de cambio y de la ecuación de demanda de dinero. El método de Gregory y Hansen también proporciona una estimación de los posibles puntos de corte en la muestra. Los puntos de corte estimados para la ecuación de demanda de dinero son utilizados para definir submuestras más estables en cada relación bilateral, en las que volvemos a reestimar el modelo monetario del tipo de cambio.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se desarrolla el modelo teórico que da lugar a las ecuaciones que se estiman en el apartado empírico. La sección 3 describe la metodología econométrica usada en la estimación y el contraste de las diferentes hipótesis. La sección 4 presenta los resultados empíricos en la muestra completa, mientras que la sección 5 analiza las posibles submuestras estables. Finalmente, la sección 6 presenta las conclusiones del trabajo.

2.- MODELO TEÓRICO

En esta sección derivamos la ecuación del tipo de cambio que estimaremos para las diferentes relaciones bilaterales. Se parte de una formulación del modelo monetario del tipo de cambio con precios rígidos, ya que ésta no exige el supuesto de la paridad del poder adquisitivo, de dudosa validez empírica. Además, esta formulación permite resaltar las diferencias entre las dinámicas a corto y largo plazo del tipo de cambio. Consideremos la siguiente versión del modelo monetario del tipo de cambio con precios rígidos, Dornbusch (1976), para dos países:

$$m_t - \alpha_0 p_t = \alpha_1 y_t - \alpha_2 i_t \quad (1)$$

$$m_t^* - \alpha_0^* p_t^* = \alpha_1^* y_t^* - \alpha_2^* i_t^* \quad (2)$$

$$d_t = \beta_1(s_t + \beta_0(p_t^* - p_t)) + \beta_2 y_t - \beta_3 i_t + \beta_4 y_t^* \quad (3)$$

$$d_t^* = -\beta_1(s_t + \beta_0(p_t^* - p_t)) + \beta_2 y_t^* - \beta_3 i_t^* + \beta_4 y_t \quad (4)$$

$$\Delta p_{t+1} = \pi(d_t - y_t) + \phi \quad (5)$$

$$\Delta p_{t+1}^* = \pi(d_t^* - y_t^*) + \phi^* \quad (6)$$

$$i_t = i_t^* + \Delta s_{t-1} \quad (7)$$

donde las diferentes variables representan:

- m: la masa monetaria
- p: el nivel de precios
- y: la renta real
- i: el tipo de interés nominal
- d: la demanda real de bienes
- s: el tipo nominal de cambio
- Φ : la expectativa de inflación a largo plazo

Todas las variables, excepto el tipo de interés, están expresadas en logaritmos, los asteriscos caracterizan las variables del país extranjero y el tipo de cambio está expresado en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera. Las ecuaciones (1) y (2) representan las condiciones de equilibrio en los mercados monetarios nacional y extranjero, donde α_0 , α_1 y α_2 miden las elasticidades o semielasticidades de la demanda de dinero con respecto al nivel de precios, la renta y el tipo de interés, respectivamente.

Las ecuaciones (3) y (4) describen los determinantes de la demanda agregada en términos reales, nacional y extranjera, donde β_1 mide la elasticidad de la demanda con respecto al tipo de cambio real, β_2 la elasticidad con respecto a la renta real del propio país, β_3 la elasticidad con respecto a la renta real del otro país, y β_4 es la semielasticidad con respecto al tipo de interés. En presencia de bienes no comercializables, el tipo de cambio real, $s + p^* - p$,

puede no ser la variable más apropiada para medir la competitividad de los bienes comercializables en los mercados internacionales. Por ello hemos introducido el parámetro β_0 para capturar la posible no homogeneidad del tipo de cambio real con respecto a los precios relativos.

Las ecuaciones (5) y (6) describen el ajuste en el nivel de precios de cada país como una función del exceso de demanda y de las expectativas de inflación a largo plazo. Finalmente, la ecuación (7) representa la condición de paridad descubierta del tipo de interés, donde las expectativas se asumen formadas racionalmente, $s_{t+1}^e = E[s_{t+1}]$, siendo E el operador esperanza matemática. Por economía notacional asumo un modelo simétrico con idénticas elasticidades en ambos países.

De las ecuaciones (1), (2) y (7) se puede derivar una expresión para la expectativas del tipo de cambio en función de las variables endógenas del modelo (p, p^*, s) y de la exógenas o fundamentales (m, m^*, y, y^*). De manera análoga, incorporando las expresiones de las demandas agregadas (3) y (4) en las ecuaciones (5) y (6), previa sustitución del tipo de interés obtenido de las ecuaciones (1) y (2), obtenemos expresiones para la dinámica de ajuste de los dos niveles de precios. Consiguientemente, la dinámica global del sistema puede representarse mediante la siguiente ecuación en diferencias multivariante de primer orden:

$$\begin{pmatrix} p_{t+1} \\ p_{t+1}^* \\ E_t[s_{t+1}] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi \\ \phi^* \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 - \pi(\beta_1\beta_0 + \beta_3\alpha_0/\alpha_2) & \pi\beta_1\beta_0 & \pi\beta_1 \\ \pi\beta_1\beta_0 & 1 - \pi(\beta_1\beta_0 + \beta_3\alpha_0/\alpha_2) & -\pi\beta_1 \\ \alpha_0/\alpha_2 & -\alpha_0/\alpha_2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_t \\ p_t^* \\ s_t \end{pmatrix} \quad (8)$$

$$+ \begin{pmatrix} \pi\beta_2/\alpha_2 & 0 & \pi(\beta_2 - \beta_2\alpha_1/\alpha_2 - 1) & \pi\beta_4 \\ 0 & \pi\beta_2/\alpha_2 & \pi\beta_4 & \pi(\beta_2 - \beta_3\alpha_1/\alpha_2 - 1) \\ -1/\alpha_2 & 1/\alpha_2 & \alpha_1/\alpha_2 & -\alpha_1/\alpha_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_t \\ m_t^* \\ y_t \\ y_t^* \end{pmatrix}$$

En un entorno de precios rígidos, la dinámica del tipo de cambio tiene dos componentes; uno derivado directamente de la dinámica de las variables fundamentales y otro derivado del lento ajuste en los precios. El primer componente determina el comportamiento

de equilibrio del tipo de cambio mientras que el segundo componente determina la dinámica de desequilibrio de esa variable. Por tanto, puede interpretarse que la versión con precios flexibles del modelo monetario hace énfasis en la dinámica de equilibrio, mientras que la versión con precios rígidos hace énfasis en la dinámica de desequilibrio.

La dinámica de equilibrio de las variables endógenas puede derivarse de la ecuación en diferencias imponiendo la condición de que los cambios esperados coincidan con las tasas de crecimiento constantes a largo plazo, θ_p , θ_s , y θ , a su vez función de las tasas de crecimiento en las variables fundamentales. Sustituyendo las condiciones de equilibrio, $p_{t+1} = p_t + \theta_p$, $p_{t+1}^* = p_t^* + \theta_p$, y $s_{t+1} = s_t + \theta_s$, en la ecuación en diferencias, resulta la siguiente solución de equilibrio,

$$\begin{pmatrix} p_t \\ p_t^* \\ s_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/\alpha_0 & 0 & \frac{\alpha_2(\beta_2 + \beta_4 - 1)}{2\beta_3\alpha_0} - \frac{\alpha_1}{\alpha_0} & \frac{\alpha_2(\beta_2 + \beta_4 - 1)}{2\beta_3\alpha_0} \\ 0 & 1 & \frac{\alpha_2(\beta_2 + \beta_4 - 1)}{2\beta_3\alpha_0} - \frac{\alpha_1}{\alpha_0} & \frac{\alpha_2(\beta_2 + \beta_4 - 1)}{2\beta_3\alpha_0} - \frac{\alpha_1}{\alpha_0} \\ \frac{\beta_0}{\alpha_0} - \frac{\beta_0}{\alpha_0} & \frac{\beta_0}{\alpha_0} & \frac{1 + \beta_4 - \beta_2}{2\beta_1} - \frac{\beta_0\alpha_1}{\alpha_0} & \frac{\beta_0\alpha_1}{\alpha_0} - \frac{1 + \beta_4 - \beta_2}{2\beta_1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_t \\ m_t^* \\ y_t \\ y_t^* \end{pmatrix} \quad (9)$$

donde por simplicidad los términos constantes han sido omitidos. Nótese que contrariamente al resultado típico en modelos monetarios, los precios y el tipo de cambio no son necesariamente linealmente homogéneos en la masa monetaria a largo plazo. La homogeneidad depende crucialmente del supuesto de homogeneidad de la demanda de dinero con respecto a precios, $\alpha_0 = 1$, y del supuesto de homogeneidad del tipo de cambio real con respecto al índice de precios relativos, $\beta_0 = 1$. Ambos supuestos son empíricamente cuestionables.

Alternativamente, el sistema puede ser formulado en términos de los tipos de interés en vez de los niveles de precios a partir de las condiciones de equilibrio (1) y (2) del mercado monetario. En ese caso, la solución a largo plazo del sistema es,

$$\begin{pmatrix} i_t \\ i_t^* \\ s_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \frac{\beta_2 + \beta_4 - 1}{2\beta_3} & \frac{\beta_2 + \beta_4 - 1}{2\beta_3} \\ 0 & 0 & \frac{\beta_2 + \beta_4 - 1}{2\beta_3} & \frac{\beta_2 + \beta_4 - 1}{2\beta_3} \\ \frac{\beta_0}{\alpha_0} - \frac{\beta_0}{\alpha_0} & \frac{\beta_0}{\alpha_0} & \frac{1 + \beta_4 - \beta_2}{2\beta_1} - \frac{\beta_0\alpha_1}{\alpha_0} & \frac{\beta_0\alpha_1}{\alpha_0} - \frac{1 + \beta_4 - \beta_2}{2\beta_1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_t \\ m_t^* \\ y_t \\ y_t^* \end{pmatrix} \quad (9')$$

Nótese que el tipo de interés no depende de la cantidad de dinero en el largo plazo, sólo depende de los niveles de renta. Además, en nuestro modelo simétrico el diferencial de interés es estacionario en el largo plazo al no depender de ninguna de las variables fundamentales del sistema.

Pasamos ahora a derivar la dinámica de las variables endógenas en el corto plazo. La ecuación en diferencias tiene el siguiente formato:

$$\begin{pmatrix} p_{t+1} \\ E_t[s_{t+1}] \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} p_t \\ s_t \end{pmatrix} + \Gamma Z_t \quad (10)$$

donde p_t es el vector bivalente que contiene los precios de los dos países, s_t es la variable escalar tipo de cambio y Z_t es el vector que contiene las cuatro variables exógenas del modelo. Para obtener la solución al anterior sistema de ecuaciones en diferencias con expectativas particionamos las matrices de parámetros de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} p_{t+1} \\ E_t[s_{t+1}] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_t \\ s_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \end{pmatrix} Z_t$$

Sea $A = BJB^{-1}$ la descomposición de Jordan de la matriz A , donde J es la matriz diagonal que contiene los 3 valores propios de A ordenados de menor a mayor en valor absoluto, y particionamos estas matrices del mismo modo que hicimos con A ,

$$B = \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{pmatrix}; \quad B^{-1} = \begin{pmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{pmatrix}; \quad J = \begin{pmatrix} J_1 & 0 \\ 0 & J_2 \end{pmatrix}$$

donde J_1 y J_2 son matrices de dimensión 2×2 y 1×1 respectivamente. Para que el sistema tenga solución única, J_1 debe contener todos los valores propios dentro del círculo unidad mientras que J_2 debe contener todos los que se hallen fuera de él. Si la condición de unicidad se verifica, la solución del sistema para $t > 0$ es, según Blanchard y Kahn (1980),

$$p_t = B_{11}^{-1} B_{12} p_{t-1} + \Gamma_1 Z_{t-1} - A_{12} C_{22}^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} J_2^{i-1} (C_{21} \Gamma_1 + C_{22} \Gamma_2) E_{t-1} [Z_{t-1+i}] \quad (11)$$

y

$$s_t = C_{22}^{-1} C_{21} p_t - C_{22}^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} J_2^{i-1} (C_{21} \Gamma_1 + C_{22} \Gamma_2) E_{t-1} [Z_{t-1+i}] \quad (12)$$

Para obtener soluciones explícitas de estas dos ecuaciones debemos especificar el comportamiento dinámico de las variables fundamentales. Por ejemplo, supongamos que el vector Z_t puede ser representado por un proceso autorregresivo de orden p ,

$$Z_t = \Theta_z + \Psi_1 Z_{t-1} + \Psi_2 Z_{t-2} + \dots + \Psi_p Z_{t-p} + \epsilon_t \quad (13)$$

Se prueba en un apéndice, que las sumas infinitas en las ecuaciones (11) y (12) también tienen una representación autorregresiva de orden p . Por tanto, utilizando dicha representación autorregresiva, las ecuaciones pueden expresarse como,

$$p_t = \Theta_1 + \Lambda_1 p_{t-1} + \Gamma_{11} Z_{t-1} + \Gamma_{12} Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{1p} Z_{t-p} \quad (14)$$

$$s_t = \Theta_2 + \Lambda_2 p_t + \Gamma_{21} Z_t + \Gamma_{22} Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{2p} Z_{t-p+1} \quad (15)$$

donde las matrices de parámetros, Θ , Λ y Γ , son funciones no lineales de los parámetros estructurales en (1)-(7) y de los coeficientes autorregresivos en (13). Finalmente, sustituyendo (13) y (14) en la ecuación (15), podemos obtener una expresión global de la dinámica conjunta de todas las variables del sistema, $X = \{p, p^*, s, m, m^*, y, y^*\}$, como un proceso autorregresivo de orden p multivariante,

$$X_t = \Theta + \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \dots + \Gamma_p X_{t-p} \quad (16)$$

Algunos de los supuestos restrictivos utilizados para derivar las ecuaciones (9) y (16) pueden ser fácilmente relajados sin que los resultados básicos del análisis se vean afectados. Por ejemplo, se puede relajar el supuesto de simetría internacional, se puede utilizar como deflactor de la demanda de dinero un índice de precios al consumo, $\alpha p + (1-\alpha)p^*$, en vez del deflactor de la producción, p , la demanda de dinero puede incluir saldos reales retardados, se puede usar en la ecuación de la demanda de bienes el tipo real de interés en vez del tipo nominal, y finalmente se puede usar una versión más Keynesiana del modelo y distinguir entre producción a corto plazo y producción potencial, sin que los resultados cualitativos del análisis empírico se vean comprometidos.

Si las expectativas se forman racionalmente, el proceso multivariante en (16) debe satisfacer un conjunto de restricciones paramétricas: nulidad de algunos coeficientes y restricciones interecuacionales. Estas restricciones, difíciles de derivar en contextos uniecuacionales (por ejemplo, Hoffman y Schmidt (1981) y Hoffman y Schlagenhauf (1983)), lo son aun más en nuestro modelo multiecuacional y por ello no se contrastan en el presente estudio. Además, DeJong y Husted (1993) han mostrado que los contrastes tradicionalmente utilizados para comprobar estas restricciones carecen de potencia y tienden a no rechazarlas con frecuencia. Existen sin embargo un conjunto de importantes implicaciones que permiten distinguir la presente formulación de anteriores versiones del modelo monetario.

En primer lugar, el modelo multivariante en (16) captura la dinámica conjunta de la variable endógena, s , las variables predeterminadas, p y p^* (i.e.), y las variables fundamentales, m , m^* , y y , y^* , mientras que el sistema (9) representa el equilibrio a largo plazo entre las variables. Dado que las variables fundamentales son integradas de orden 1, los sistemas (9) y (9') pueden ser interpretados como un conjunto de 5 relaciones de cointegración presentes en el modelo general (16). De entre estas relaciones nos interesa primordialmente la que determina el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio. Es decir, la relación entre el tipo de cambio bilateral, las masas monetarias y las rentas reales de los dos países. Nótese que para analizar tal relación no es necesario considerar el sistema completo (16), salvo

quizás para obtener una representación dinámica parsimoniosa. Más adelante volveremos a tratar el tema de la especificación del modelo.

El objetivo de presente trabajo es evaluar empíricamente, en que medida el pobre comportamiento del modelo monetario del tipo de cambio está inducido por la posible inestabilidad en uno de sus componentes fundamentales; la ecuación de demanda de dinero. En general, el análisis de la estabilidad de la demanda de dinero empieza con la especificación y estimación de una ecuación de demanda de dinero a largo plazo. La mayor parte de los autores escogen formulaciones de la demanda de dinero similares a las propuestas en (1) y (2); es decir, estudian la posible cointegración de un sistema que engloba la oferta de dinero, el nivel de precios, la renta real y el tipo de interés. Sin embargo, conviene señalar que estas ecuaciones capturan el equilibrio a corto plazo del mercado monetario, en el que el nivel de precios y el tipo de interés no tienen porqué adoptar su valor de equilibrio a largo plazo. Este hecho puede enturbiar el análisis de la estabilidad por cuanto que, desde el punto de vista teórico, dos de las cuatro variables del sistema pueden estar en permanente estado de desequilibrio lo que dificultaría la estimación de las elasticidades a largo plazo de la demanda de dinero.

Existe afortunadamente una vía alternativa para examinar el problema de la estabilidad de la demanda de dinero; es decir, la estabilidad de los coeficientes α_0 , α_1 y α_2 . Restando las expresiones del comportamiento a largo plazo de p y p^* en (9) obtenemos,

$$(p_t - p_t^*) = \frac{1}{\alpha_0}(m_t - m_t^*) - \frac{\alpha_1}{\alpha_0}(y_t - y_t^*) \quad (17)$$

que es una relación de largo plazo que involucra exclusivamente las elasticidades α_0 y α_1 de la demanda de dinero. Esta formulación, que explota la estacionariedad a largo plazo del diferencial del tipo de interés, incorpora variables relativas en las que el componente tendencial suele neutralizarse y ofrece ventajas desde la perspectiva de la estimación. Por tanto, la estrategia de contrastación de inestabilidad en la demanda de dinero, difiere notablemente de la utilizada con frecuencia en la literatura.

3.- METODOLOGÍA ECONÓMÉTRICA

La metodología econométrica empleada en el presente trabajo tiene 3 objetivos básicos: 1) obtener estimaciones de vectores de cointegración, 2) calcular contrastes de cointegración y, 3) realizar contrastes de inestabilidad paramétrica en vectores de cointegración. En cuanto al primer objetivo, existen numerosas técnicas para la estimación de vectores de cointegración. Estas técnicas se pueden dividir en 2 grandes grupos: técnicas multivariantes de estimación, cuyo exponente más popular es el método de Johansen (1988, 1991), y técnicas de estimación uniecuacionales, como por ejemplo el método mínimo-cuadrático de Granger y Engle (1987). Por consistencia interna entre los diferentes apartados del análisis econométrico, hemos elegido la segunda vía. En particular, en nuestro estudio utilizamos un estimador propuesto por Phillips y Hansen (1990) ("fully modified estimator"), que tiene la ventaja de proporcionar estimadores del vector de cointegración corregidos del posible sesgo por endogeneidad de los regresores y autocorrelación.

Consideremos la regresión multivariante, $y_t = x_t \beta + u_t$, donde x_t es un proceso multivariante no estacionario, por ejemplo, $x_t = x_{t-1} + u_{2t}$, siendo u_{1t} y u_{2t} procesos estacionarios en sentido débil. El método original de Granger y Engle (1987) consiste en estimar (de manera superconsistente) el vector de parámetros β por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Sin embargo, en presencia de autocorrelación o endogeneidad de los regresores, los estimadores MCO pueden estar sesgados. Para corregir este posible sesgo Phillips y Hansen (1990) derivan un estimador corregido ("fully modified estimator"), β^* .

Definamos primero el vector de perturbaciones $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$, y

$$\Lambda = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^k E[u_t u_t'] \quad ,$$

$$\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^k E[u_t u_{t-j}'] \quad ,$$

las llamadas matrices de varianzas y covarianzas del largo plazo uni y bidireccionales ("one sided" y "two sided"). Estas matrices pueden particionarse, según u_t , como

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}; \quad \Lambda = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix},$$

a partir de las cuales se construyen las siguientes expresiones de interés,

$$\Omega_{1.2} = \Omega_{11} - \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21}$$

y

$$\Lambda_{21}^* = \Lambda_{21} - \Lambda_{22}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21}$$

$\Omega_{1.2}$ puede interpretarse como la varianza a largo plazo de u_{1t} condicionada a u_{2t} , mientras que Λ_{21}^* representa el sesgo por endogeneidad de los regresores.

El estimador corregido tiene la siguiente expresión,

$$\beta^* = \left(\sum_{i=1}^T (y_i^* x_i' - (0, \Lambda_{21}^*)) \right) \left(\sum_{i=1}^T x_i x_i' \right)^{-1},$$

donde

$$y_i^* = y_i - \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}u_{2i}$$

En la práctica, las matrices del largo plazo Ω y Λ se estiman no paramétricamente según el método propuesto por Andrews y Monahan (1992).

Para la contrastación de hipótesis lineales se propone un estadístico modificado de Wald, similar al utilizado en regresión lineal,

$$G = (R\beta - r)' \left[R \left(\Omega_{1.2} \otimes \left(\sum_{i=1}^T x_i x_i' \right)^{-1} \right) R' \right]^{-1} (R\beta - r),$$

donde $(R\beta - r)$ es la restricción lineal objeto del contraste. En particular, una de las aplicaciones básicas del estadístico es en la contrastación de la significatividad individual de los parámetros. Bajo la hipótesis nula, el estadístico G se distribuye asintóticamente χ^2 , con tantos grados de

libertad como restricciones independientes haya (rango de R).

Para la contrastación de raíces unitarias se utilizan 3 estadísticos diferentes: 1) el contraste de Dickey y Fuller aumentado (ADF) (Said y Dickey (1984)), 2) el contraste de Phillips y Perron (1988) (PP), y 3) el más reciente contraste simétrico ponderado (WS) (Pantula et al. (1994)). La selección de retardos en el contraste ADF se realiza siguiendo la recomendación de Perron y Vogelsang (1992). Una vez estimado el modelo según el método corregido de Phillips y Hansen, se aplica un contraste de raíces unitarias sobre $u_{1t}^* = y_t x_t \beta^*$, los residuos estimados de la ecuación. En particular, hemos elegido el popular estadístico ADF, basado en el estadístico t sobre el parámetro α , en la ecuación

$$\Delta u_{1t}^* = \delta_0 + \alpha u_{1t-1}^* + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta u_{1t-i}^* + \xi_t,$$

donde k se determina siguiendo el criterio propuesto por Perron y Vogelsang. La distribución en muestras finitas de dicho estadístico ha sido tabulada por MacKinnon (1991).

En un reciente estudio, Peruga y Fernández (1996) han examinado el comportamiento comparado de varios contrastes de inestabilidad paramétrica en relaciones de cointegración. De entre todos los estadísticos examinados, destaca por su robustez y potencia el contraste de inestabilidad paramétrica propuesto por Gregory y Hansen (1996), que empleamos en el presente trabajo.

Gregory y Hansen (1996) proponen un estadístico para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cointegración diseñado para tener potencia contra alternativas cointegradas en presencia de cambios estructurales. Este estadístico es una extensión del contraste de cointegración propuesto por Engle y Granger (1987), que verifica la presencia de raíces unitarias en los residuos de la regresión de cointegración. Gregory y Hansen parten del modelo,

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \varphi_{it} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

donde X_t es un vector de regresores $I(1)$, ϵ_t es $I(0)$ y, φ_{it} es una variable ficticia definida de

la siguiente forma:

$$\varphi_u = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq [\tau T] \\ 1, & \text{si } t > [\tau T] \end{cases}$$

con $[\tau T]$ denotando la parte entera de τT , y τ es un parámetro desconocido perteneciente al intervalo $(0, 1)$.

Una vez estimado el modelo por MCO, se aplica un contraste de raíces unitarias sobre $\hat{\epsilon}_t$, el residuo estimado de la ecuación. En particular, hemos elegido el popular contraste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Para cada posible punto de corte t , dentro del intervalo $\tau \in [0, 1]$, se calcula un estadístico $ADF(t)$, que bajo la hipótesis nula tiene la distribución de Dickey-Fuller. Sin embargo, cuando el punto de corte es desconocido, Gregory y Hansen proponen calcular,

$$InfADF = \min_{\tau \in [0, 1]} ADF(t)$$

es decir, el ínfimo entre todos los valores calculados. Estos autores han tabulado la distribución asintótica del estadístico **InfADF** para varias especificaciones alternativas de la regresión de cointegración. Finalmente, asociada al estadístico **InfADF** estará la posición muestral **NinfADF**, que puede ser interpretado como un posible estimador del punto de corte. En el estudio de Monte Carlo de Peruga y Fernández, este estimador parece bastante preciso y con escaso sesgo.

Para el presente trabajo hemos tabulado los valores críticos más usuales de los estadísticos ADF, InfADF y MeanADF, usando el criterio de selección de retardos de Perron y Vogelsan, en muestras finitas de 50 y 100 observaciones, y para ecuaciones con 1 y 2 regresores, con el siguiente resultado:

	ADF				InfADF				MeanADF			
	Ivar=1		Ivar=2		Ivar=1		Ivar=2		Ivar=1		Ivar=2	
	T=50	T=100	T=50	T=100	T=50	T=100	T=50	T=100	T=50	T=100	T=50	T=100
5%	-3.609	-3.515	-4.070	-3.947	-5.403	-5.249	-6.012	-5.821	-3.985	-3.876	-4.532	-4.414
10%	-3.256	-3.180	-3.713	-3.614	-5.082	-4.947	-5.678	-5.534	-3.696	-3.599	-4.243	-4.143

4.- RESULTADOS EMPÍRICOS.

El análisis empírico está organizado en los siguientes apartados. En un primer apartado examinamos la evidencia empírica favorable a una ecuación del tipo de cambio a largo plazo como la derivada en (9), típicamente estimada en la literatura. En un segundo apartado examinamos la evidencia empírica acerca de la estabilidad de la demanda de dinero en ecuaciones del largo plazo, como la derivada en la expresión (17). Finalmente, una vez se hayan establecido subperíodos muestrales de mayor estabilidad en la demanda de dinero, en un tercer apartado se vuelve a examinar la ecuación del tipo de cambio a largo plazo en las submuestras estables.

En cada uno de estos apartados se realizan tres operaciones. La primera consiste en aplicar a las variables de la ecuación contrastes de raíces unitarias. Por motivos de espacio, sólo se presentan los resultados correspondientes al contraste simétrico ponderado (WS), por su contrastada buena potencia (Pantula et al. (1994)). La segunda operación consiste en la estimación de la relación de cointegración mediante el procedimiento corregido de Phillips y Hansen (1990), y por último, en una tercera etapa se calcula el contraste de inestabilidad paramétrica de Gregory y Hansen (1996). En las tablas se presenta información acerca del vector de cointegración, β , de la significatividad de dichos coeficientes, obtenida mediante un contraste corregido de Wald, G , del contraste de cointegración ADF (Dickey-Fuller aumentado), de los contrastes de inestabilidad paramétrica de Gregory y Hansen, InfADF y MeanADF, así como del punto de corte estimado, Ninf. Los ocho modelos bilaterales estudiados vendrán referidos por las iniciales de los países extranjeros: Alemania (AL), Canada (CN), Francia (FR), Italia (IT), Japón (JP), Suiza (SU), Reino Unido (RU) y Estados Unidos (EU).

Empezamos nuestro análisis con la descripción de los datos, a continuación obtenemos los resultados para la muestra completa, y finalmente realizamos el estudio en las posibles submuestras estables.

4.1. Fuentes Estadísticas.

Aunque el comienzo del actual sistema de tipos de cambios flexibles se suele situar a principios de 1973, cuando se produce el abandono oficial del sistema de Bretton Woods, los tipos de cambio empezaron a fluctuar de forma moderada desde principios de 1970. Por ello, en este estudio se utilizan datos trimestrales correspondientes al período 1970:1-1993:4, que han sido obtenidos de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Los tipos de cambio nominales representan las medias trimestrales a partir de datos diarios, y están expresados en dólares por unidad de cuenta nacional. La oferta monetaria corresponde al dato de final de trimestre del agregado M1 desestacionalizado. Para Francia y el Reino Unido, la no disponibilidad de la serie anterior nos obliga a utilizar un índice de dicho agregado monetario, que en el caso de Inglaterra solo existe hasta 1992:4. Los tipos de interés a corto plazo están anualizados, y representan las tasas del mercado monetario o de las letras del tesoro, dependiendo del país. Las series de tipos de interés no están completas en todos los países. Por ejemplo, para Italia se disponen de datos para el período 1971:1-1993:4, para España en el período 1974:1-1993:4, y para Suiza en el período 1975:4-1993:4. Finalmente, la renta real está medida por el PIB a precios constantes corregido de estacionalidad, y el nivel de precios por el IPC.

4.2. Muestra Completa.

4.2.1. Ecuación del Tipo de Cambio.

Empezamos el análisis investigando las propiedades de la ecuación del tipo de cambio a largo plazo (9). Bajo el supuesto de simetría internacional, esta ecuación contiene tres variables: el logaritmo del tipo de cambio bilateral nominal, $NXRT$, el logaritmo de la oferta relativa de dinero, $RM1 = m - m^*$, y el logaritmo de la renta real relativa, $RRY = y - y^*$,

$$NXRT = \gamma_0 + \gamma_1 RM1 + \gamma_2 RRY \quad (18)$$

donde γ_1 y γ_2 representan la elasticidad monetaria y la elasticidad renta del tipo de cambio a

largo plazo, respectivamente. Los Gráficos 1 y 2 presentan la evolución temporal de las variables, $NXRT$, $RM1$ y RRY , para cada una de las relaciones bilaterales analizadas.

Los resultados de aplicar los contrastes de raíces unitarias a las tres variables del sistema, $NXRT$, $RM1$ y RRY , para cada una de las 8 relaciones bilaterales entre los nueve países, se presentan en la Tabla 1. Estos resultados indican que para la inmensa mayoría de estas variables, no puede rechazarse la presencia de al menos una raíz unitaria en su dinámica temporal. Sólo la renta real relativa de Alemania (AL) parece rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en favor de la alternativa de estacionariedad al 10% de significación. Estos contrastes se vuelven a aplicar a las primeras diferencias de las variables (indicadas por el símbolo Δ). Para la mayor parte de las variables, puede rechazarse la presencia de más de una raíz unitaria, aunque la oferta monetaria relativa de Japón (JP), y marginalmente, la renta real relativa de Suiza (SU), parecen ser variables integradas de orden superior a uno.

La Tabla 2 presenta los resultados del análisis de cointegración para la ecuación monetaria del tipo de cambio (18) en la muestra completa. De los 8 modelos bilaterales considerados, no hay evidencia de cointegración (ADF) al 10% de nivel de significación en ninguno de ellos. La variable $RM1$ es significativa en 5 de los modelos. También, en 5 de ellos no puede rechazarse la hipótesis nula de homogeneidad monetaria del tipo de cambio ($\gamma_1 = 1$), mientras que en otros 3 su coeficiente tiene el signo equivocado. Por otro lado, la variable RRY no es significativa en 7 de las 8 relaciones bilaterales. Los contrastes de estabilidad de Gregory y Hansen (InfADF y MeanADF) indican evidencia clara de inestabilidad en el modelo de Italia (IT), aunque en otros dos, FR y RU, hay también indicio marginal de tal fenómeno. Curiosamente, el estimador del punto de corte, $Ninf$, señala en todos los modelos una fecha parecida, alrededor del año 1984.

En la mayor parte de los modelos monetarios del tipo de cambio se asume homogeneidad tanto en la demanda de dinero como en el tipo de cambio real, $\alpha_0 = \beta_0 = 1$, con lo que se obtiene también homogeneidad monetaria para el tipo de cambio nominal, $\gamma_1 = 1$. En la Tabla 2 hemos podido comprobar que dicha restricción no podía ser rechazada en 5 de los modelos. Por consiguiente, examinamos a continuación el modelo que incorpora esta

restricción, en el que la dimensión del sistema se reduce de 3 a 2 variables y donde la nueva variable dependiente es NXRT-RM1. La evolución temporal de esta variable está representada en los Gráficos 1 y 2.

La Tabla 1 recoge los resultados de aplicar el contraste de raíces unitarias a las nuevas variables. En 3 de los modelos, AL, CN y EU, el estadístico WS se muestra favorable a la estacionariedad de la variable NXRT-RM1, con niveles de confianza superiores al 95%, mientras que en otros 4, aunque no se rechaza de la hipótesis nula, los percentiles del estadístico son superiores al 70%. Para los modelos AL y EU, estos resultados son consistentes con los obtenidos en la Tabla 2, no así para el modelo CN, que presentaba un coeficiente estimado γ_1 significativamente diferente de la unidad. Finalmente, en ningún caso existe evidencia de integración de orden superior a 1.

La Tabla 3 reproduce la información estadística de la Tabla 2 para el modelo con homogeneidad monetaria,

$$NXRT-RM1 = \gamma_0 + \gamma_2 RRY .$$

Los resultados de ambas tablas son parecidos, con coeficientes γ_2 negativos y generalmente poco significativos, ausencia de cointegración, y cierta evidencia de inestabilidad paramétrica. Además, aunque los puntos de corte estimados cambian, siguen permaneciendo mayoritariamente dentro del intervalo 1982-1986. Puede por tanto concluirse, que el modelo monetario es apropiado para las relaciones bilaterales con Alemania y los EE.UU, que existe evidencia de inestabilidad en la mayor parte de los restantes modelos, y que las perturbaciones reales tienen poca influencia sobre el tipo de cambio en el largo plazo.

4.2.2. Ecuación de Demanda de Dinero.

Ahora estudiaremos la posible conexión entre inestabilidad en la demanda de dinero y el pobre comportamiento del modelo monetario del tipo de cambio exhibido en el apartado anterior. Para examinar la inestabilidad de la demanda de dinero utilizamos la ecuación (17) del texto, que relaciona el comportamiento del logaritmo de los precios relativos, RIPC, el

logaritmo de la oferta relativa de dinero, RM1, y el logaritmo de la renta real relativa, RRY,

$$RIPC = \beta_0 + \beta_1 RM1 + \beta_2 RRY . \quad (19)$$

y donde sólo intervienen los parámetros α_0 y α_1 de la demanda de dinero. Por tanto, de acuerdo a nuestros supuestos, los coeficientes de la ecuación (21) deben satisfacer las restricciones, $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$. El otro parámetro de la demanda de dinero, α_2 , no aparece en la ecuación como consecuencia de la estacionariedad implícita del diferencial de interés en nuestro modelo.

El índice de precios relativos es la única variable de la ecuación (21) cuya estacionariedad no ha sido analizada todavía. Los resultados de aplicar contrastes de raíces unitarias a dicha variable, en la Tabla 1, indican que entre los 8 índices de precios relativos considerados, sólo en el de Italia (IT), puede rechazarse la hipótesis nula de una raíz unitaria en favor de la alternativa de estacionariedad al 10% de significación. Además, en otros 2 modelos, AL y SU, el orden de integración de la variable es mayor que uno. Adicionalmente, la Tabla 1 confirma la estacionariedad de los diferenciales de interés a corto plazo, RTIC, en todos los modelos, en consonancia con los resultados obtenidos en el apartado teórico.

La Tabla 4 presenta los resultados del análisis de cointegración para la ecuación (21), que caracteriza el comportamiento a largo plazo de la demanda de dinero, en la muestra completa. En ella se muestra que todos los coeficientes estimados tienen el signo correcto. En general, el valor de dichos coeficientes es aceptable, aunque no siempre es estadísticamente significativo. Además, en 4 de las ecuaciones no es posible rechazar la hipótesis de homogeneidad monetaria, $\beta_1 = 1$. Sin embargo, los resultados indican que no hay evidencia de cointegración en ninguna de las 8 relaciones bilaterales, aunque hay signos inequívocos de inestabilidad paramétrica. En dos modelos, AL y RU, los contrastes de Gregory y Hansen rechazan la estabilidad al 10% de nivel de significación, y en otros tres, CN, FR y EU, su valor es elevado sin ser significativo. Como ocurría en las ecuaciones del tipo de cambio, la mayor parte de los puntos de corte estimados se agrupan en torno a 1984.

Al igual que ocurría con la ecuación del tipo de cambio, el supuesto de homogeneidad en la demanda de dinero y en el tipo de cambio real, $\alpha_0 = \beta_0 = 1$, implica homogeneidad monetaria para los precios relativos, $\gamma_1 = 1$. Examinamos a continuación el modelo que incorpora esta restricción,

$$RIPC-RM1 = \beta_0 + \beta_2 RRY .$$

Como puede observarse en la Tabla 1, la nueva variable dependiente, RIPC-RM1, es en general, integrada de orden 1, excepto en los modelos CN y EU, donde es estacionaria. La Tabla 5 presenta los resultados del análisis de cointegración en el sistema formado por las variables RIPC-RM1 y RRY. En ninguna de las ocho relaciones bilaterales hay evidencia de cointegración. Por otra parte, los estadísticos de Gregory y Hansen sólo muestran evidencia de inestabilidad paramétrica en el modelo IT, aunque hay síntomas más débiles en otros tres modelos, FR, SU y RU. Los puntos de corte estimados bajo homogeneidad monetaria de la demanda de dinero varía significativamente según el modelo, aunque entre los cuatro modelos que presentan mayor evidencia de inestabilidad, ésta parece concentrarse de nuevo en torno a 1984.

Los resultados obtenidos en el análisis de las ecuaciones del tipo de cambio y de la demanda de dinero, permiten deducir unas primeras conclusiones. El fenómeno más notable es la presencia de síntomas inequívocos de inestabilidad paramétrica, más significativa en la ecuación de demanda de dinero. Esto nos lleva a pensar que esta inestabilidad paramétrica puede ser la causa de los pobres resultados obtenidos en el análisis de cointegración para el modelo monetario para el tipo de cambio. Además, esta inestabilidad paramétrica parece producirse en torno a 1984, época en la que la política monetaria española adopta criterios más rigurosos de control de la inflación, que permitieron la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo en 1986. Por otro lado, hay señales mixtas sobre el supuesto de homogeneidad monetaria, cuya imposición apenas alivia los síntomas de inestabilidad paramétrica. El siguiente paso en nuestro análisis consiste en utilizar los puntos de corte estimados para las ecuaciones de los precios relativos, N_{inf} , en las Tablas 4 y 5, para identificar en cada relación bilateral subperíodos muestrales con mayor estabilidad monetaria, subperíodos en los cuales volveremos a estimar la ecuación básica del tipo de cambio.

4.3. Submuestras Estables.

Las Tablas 4 y 5 proporcionan información acerca del posible o posibles puntos de corte en cada relación bilateral, así como una indicación de la severidad del problema de inestabilidad paramétrica en cada uno de ellos. Con estos puntos de corte se ha reestimado la ecuación del tipo de cambio en cada una de las submuestras, provisto que estas tuvieran una mínima dimensión, eliminando aquellas variables explicativas que no eran significativas, e imponiendo la condición de homogeneidad monetaria cuando no era rechazada. Además, se ha investigado la posibilidad de que hubiera puntos de corte en los extremos de la muestra, ya que los contrastes secuenciales usados tiene poca potencia para detectarlos. Los resultados finales de ese análisis se presentan en la Tabla 6. Comentamos a continuación el resultado obtenido para cada relación bilateral, y el proceso seguido para llegar a él.

La estimación por submuestras de los modelos para Alemania y Canada no arrojó ningún resultado significativo. Sin embargo, tal y como indicamos al describir los resultados de la Tabla 1, la variable NXRT-RM1 es estacionaria en ambos casos. Por consistencia interna, la Tabla 6 se presentan los valores del contraste ADF para raíces unitarias, en vez del más potente simétrico ponderado (WS). Para Alemania, el valor del estadístico ADF para dicha variable es, -2.612, que corresponde al percentil .091 de su distribución bajo la nula, mientras que para Canada el valor del estadístico es, -3.324, que corresponde al percentil .014 de su distribución. El estadístico WS presenta percentiles incluso menores, .026 y .012, respectivamente. Por tanto, cabe concluir que el modelo cointegrado apropiado para estas dos relaciones bilaterales, incluye sólo la variable monetaria, RM1, e incorpora la condición de homogeneidad monetaria.

En el modelo de Francia, los dos puntos de corte estimados son parecidos, por lo que terminamos eligiendo un único punto intermedio, 84:4. En la submuestra 70:1-84:4, el modelo elegido incorpora las dos variables explicativas, y además satisface la condición de homogeneidad monetaria. El valor del estadístico ADF permite rechazar la hipótesis de ausencia de cointegración al 5% de nivel de significación. Además, en esta submuestra ya no hay evidencia significativa de inestabilidad paramétrica. Por contra, la submuestra 84:4-93:4

no ofrece ningún resultado significativo. Por tanto, cabe concluir que en esta relación bilateral, el modelo monetario es válido para la primera parte de la muestra, pero no para la segunda.

La estimación por submuestras de Italia no proporciona resultados positivos. Sin embargo, al analizar posibles puntos de corte al inicio de la muestra, descubrimos que el tipo de cambio es estacionario durante el periodo 73:1-93:4, con un estadístico WS correspondiente al percentil .028 de su distribución. Por tanto, el análisis de cointegración no es apropiado para este modelo. Curiosamente, Italia es también la única relación bilateral en la que la variable precios relativos, RIPC, es estacionaria en toda la muestra. Esta coincidencia puede interpretarse como una consecuencia del cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo. De los 9 países considerados, España e Italia son los que exhiben mayores tasas de inflación, por lo que cabe esperar que el precio relativo sea una variable relevante para el tipo de cambio. En el modelo monetario, esa relación se captura implícitamente a través de la presencia de la oferta relativa de dinero. Sin embargo, en este caso, la relación entre precios y masas monetarias no parece existir.

En la ecuación del tipo de cambio para Japón, ninguna de las variables explicativas es significativa en la muestra completa, por lo que hemos procedido a eliminar una variable al tiempo de la ecuación. Como consecuencia, el modelo que incluye sólo la renta relativa resulta estar cointegrado en la muestra completa, con un coeficiente altamente significativo. Además, los estadísticos de inestabilidad no son significativos, con un punto de corte potencial en 84:4. Al reestimar esta ecuación en las submuestras, el coeficiente estimado apenas varía, y además, el nivel de cointegración disminuye como consecuencia de la disminución del tamaño muestral. Por tanto, el modelo elegido para Japón es el de la muestra completa.

En el caso de Suiza, al analizar los gráficos de los residuos, se descubre un comportamiento anómalo al principio de la muestra, que coincide con el de la variable RRY. Por tanto procedimos a eliminar las 16 primeras observaciones de la muestra. En la nueva muestra, 74:1-93:4, aparece cointegración con el modelo que incluye las dos variables explicativas, y donde se vuelve a cumplir la condición de homogeneidad monetaria. El coeficiente de RRY es altamente significativo, y no existen síntomas claros de inestabilidad

paramétrica. De hecho, en el análisis por submuestras de este modelo, desaparece la evidencia de cointegración por la reducción del tamaño muestral.

Las ecuaciones de demanda de dinero para el Reino Unido ofrecen dos fechas de cambio, 77:4 y 83:2. La primera fecha puede asociarse a la segunda subida de precio del petróleo y el comienzo de la explotación del petróleo del Mar del Norte, mientras que la segunda fecha puede estar ligada al comienzo de la política monetaria restrictiva emprendida durante el gobierno Thatcher. Dos de las tres submuestras que generan estos puntos de corte son muy reducidas. Para paliar este problema se investigó la posibilidad de ampliar la primera submuestra a costa de la segunda, por lo que las dos submuestras finalmente analizadas cubren los periodos 70:1-79:4 y 82:4-92:4 (que coinciden aproximadamente con los puntos de corte en las Tablas 2 y 3). En ambos casos el modelo elegido incluye ambas variables explicativas y la condición de homogeneidad monetaria, con evidencia clara de cointegración. Sin embargo, el coeficiente asociado a la renta relativa es diferente en cada submuestra, lo que corrobora los signos claros de inestabilidad paramétrica detectados en las Tablas 2, 3 y 4. En la segunda submuestra, los estadísticos InfADF y MeanADF presentan valores altos. Sin embargo, este rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cointegración, debe ser interpretado en el presente caso como evidencia de cointegración y no de inestabilidad paramétrica.

La Tabla 1 refleja que, en el modelo para Estados Unidos, la variable NXRT-RM1 era estacionaria. Sin embargo, las Tablas 4 y 5 apuntan a dos posibles puntos de corte, 76:4 y 85:3. En el análisis de submuestras se comprueba que los resultados para los periodos 76:4-93:4 y 85:3-93:4 son muy similares, por lo que se selecciona el primero de ellos. El modelo elegido para la submuestra 76:4-93:4 incorpora las dos variables explicativas y la condición de homogeneidad monetaria, con valores significativos para el estadístico de cointegración, pero no así para los estadísticos de inestabilidad paramétrica.

5.- CONCLUSIONES

El análisis empírico del modelo monetario para la peseta desarrollado en el presente trabajo ofrece resultados bien definidos. Consistentemente con muchos otros trabajos empíricos sobre el modelo monetario para varias divisas, no es posible encontrar una relación estable a largo plazo entre el tipo de cambio nominal, la oferta monetaria y la renta real, en la muestra completa, 1970:1-1993:4. La hipótesis mantenida en este estudio, es que la causa del mal comportamiento empírico del modelo monetario del tipo de cambio se halla en la posible inestabilidad de un factor subyacente al modelo; la ecuación de demanda de dinero. Por ello, en una segunda fase hemos analizado la inestabilidad de ambas ecuaciones, la del tipo de cambio y la de la demanda de dinero. Los resultados empíricos avalan la hipótesis de inestabilidad apreciable en ambas ecuaciones, con puntos de corte estimados que no difieren mucho entre ecuaciones.

Usando los puntos de corte estimados para la demanda de dinero, se ha vuelto a analizar la ecuación monetaria del tipo de cambio en las submuestras resultantes. Los resultados del análisis en las submuestras ofrecen una perspectiva mucho más favorable al modelo monetario, que resumimos a continuación. En primer lugar, salvo el modelo de Italia, donde el tipo de cambio y los precios relativos son estacionarios, el resto de las relaciones bilaterales presentan evidentes signos de cointegración, con coeficientes significativos y signos adecuados. Además, en 6 relaciones bilaterales no es posible rechazar la hipótesis de homogeneidad monetaria, y otras 5 la renta real es una variable significativa en la relación del tipo de cambio. En segundo lugar, la inestabilidad paramétrica tiende a descender en las submuestras, lo que avala el supuesto de que son los cambios en la demanda de dinero los que causan el pobre comportamiento del modelo en la muestra completa.

Finalmente, los períodos de inestabilidad parecen concentrarse al principio y a mediados de la muestra, en torno a 1984. Aunque la estimación del punto de corte no es muy precisa, las dos fechas mencionadas tienen una clara justificación económica. Por un lado, el principio de la muestra coincide con el comienzo del sistema de cambios flexibles, período en el que posiblemente los agentes económicos estaban aprendiendo a operar en el nuevo entorno.

La segunda fecha coincide a grosso modo con un período de turbulencia en los mercados monetarios. Las innovaciones tecnológicas en el sistema bancario, y los cambios de política monetaria experimentados por los diversos países a principios de los ochenta para contener la inflación, o en el caso de España para incorporarse al Sistema Monetario Europeo, son la posible causa del errático comportamiento de la demanda de dinero, que en muchos países obligó a las autoridades monetarias a abandonar el agregado M1 como variable intermedia en sus políticas.

BIBLIOGRAFIA

- Aguado, S., 1986, "Un Modelo Monetario Simple de Determinación del Tipo de Cambio: La Cotización Peseta-Dólar," *Información Comercial Española* 632, 79-89.
- Andrews, D.W.K. y J.C. Monahan, 1992, "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator," *Econometrica* 60, 953-966.
- Baillie, R.T. y D.D. Selover, 1987, "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination," *International Journal of Forecasting* 3, 43-51.
- Baillie, R.T. y R.A. Pecchenino, 1991, "The Search for Equilibrium Relationships in International Finance: The Case of the Monetary Model," *Journal of International Money and Finance* 10, 582-593.
- 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* 632, 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* 647, 125-143.
- Berg, H. van den y S.C. Jayanetti, 1993, "A Novel Test of the Monetary Approach Using Black Market Exchange Rates and the Johansen-Juselius Cointegration method," *Economics letters* 41, 413-418.
- Blanchard, O.J. y Ch. Khan, 1980, "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations," *Econometrica* 48, 1305-1311.
- Boothe, P.M. y S.S. Poloz, 1988, "Unstable Money Demand and the Monetary Model of the Exchange Rate" *Canadian Journal of Economics* 21, 785-798.
- Boughton, J.M., 1988, "The Monetary Approach to Exchange Rates: What Now Remains?" Princeton Essays in International Finance #171.
- Boughton, J.M. y G.S. Tavlas, 1991, "What Have We Learned about Estimating the Demand for Money? A Multicountry Evaluation of some New Approaches," IMF Working Paper 91/16.
- DeJong, D.N. y S. Husted, 1993, "Towards a Reconciliation of the Empirical Evidence on the Monetary Model of Exchange Rate Determination," *Review of Economics and Statistics* 75, 123-128.
- Dolado, J.J. y J. Durán, 1983, "Estimación de un Modelo Monetario del Tipo de Cambio Peseta-Dólar," *Información Comercial Española* 604, 7-23.
- Dornbusch, R., 1976, "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy* 84, 1161-1176.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 251-256.
- Finn, M.G., 1986, "Forecasting the Exchange Rate: A Monetary or a Random Walk Phenomenon?" *Journal of International Money and Finance* 5, 181-220.
- Frenkel, J.A. 1976, "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence," *Scandinavian Journal of Economics* 78, 200-224.
- Frenkel, J.A. y H.G. Johnson, 1978, *The Economics of Exchange Rates*, Addison-Wesley, Reading, MA.
- Friedman, B.M. y K.N. Kuttner, 1992, "Money, Income, Prices and Interest Rates," *American Economic Review* 82, 472-492.
- Gámez Amián, C., 1985, "Teoría Monetaria de los Tipos de Cambio. Evidencia Empírica para la Peseta," Universidad de Málaga.
- Gonzalo, J., 1994, "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics* 60, 203-233.
- Granger, C.W.J., 1983, "Cointegrated Variables and Error Correction Models," UCSD Discussion Paper 83-13a.
- Gregory, A.W., J.M. Nason y D.G. Watt, 1996, "Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships," *Journal of Econometrics* 71, 321-341.
- Gregory, A.W. y B.E. Hansen, 1996, "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics* 70, 99-126.
- Hafer, R.W. y D.W. Jansen, 1991, "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Money, Credit and Banking* 23, 155-168.
- Hansen, B.E., 1992, "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 321-335.
- Hansen, H. y S. Johansen, 1993, "Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models," Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.

Hendry, D.F. y N.R. Ericsson, 1991, "An Econometric Analysis of UK Money Demand," *American Economic Review* 81, 8-38.

Hoffman, D.L. and P. Schmidt, 1981, "Testing the Restrictions Implied by the Rational Expectations Hypothesis," *Journal of Econometrics* 15, 265-287.

Hoffman, D.L. y D.E. Schlagenhauf, 1983, "Rationality, Specification Tests, and Macroeconomic Models," *Journal of Econometrics* 21, 367-386.

Hoffman, D.L. y R.H. Rache, 1991, "Long Run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States," *Review of Economics and Statistics* 78, 665-674.

Hoffman, D.L., Rache, R.H. y M.A. Tieslau, 1991, "The Stability of Long-Run Money Demand in Five Industrial Countries," *Journal of Monetary Economics* 35, 317-339.

Hosking, J.R.M., 1980, "The Multivariate Pormanteau Statistic," *Journal of the American Statistical Association* 75, 602-608.

Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics & Control* 12, 231-254.

Johansen, S., 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autorregressive Models," *Econometrica* 60, 1551-1580.

Johansen, S., 1992, "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis," *Journal of Econometrics* 52, 389-402.

Lutkepöhl, H., 1993, *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2^a edition, Springer-Verlag, Berlin.

Lutkepöhl, H. and H.E. Reimers, 1992, "Impulse Response Analysis in Cointegrated Systems," *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 53-78.

MacDonald, R. y M.P. Taylor, 1991, "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-Run Relationships and Coefficient Restrictions," *Economics Letters* 37, 179-185.

MacDonald, R. y M.P. Taylor, 1993, "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium and Forecasting," *IMF Staff Papers* 40, 89-107.

MacDonald, R. y M.P. Taylor, 1994, "The Monetary Approach of the Exchange Rate: Short-Run Dynamics and How to Beat the Random Walk," *Journal of International Money and Finance* 13, 276-290.

Mackinnon, J.G., 1991, "Critical Values for Cointegration Tests," in *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, R. Engle and C. Granger (eds.), Oxford University Press.

McNown, R. y M. Wallace, 1989, "Co-Integration Tests for Long-Run Equilibrium in the Monetary Exchange Rate Model," *Economics Letters* 31, 263-267.

Meese, R.A. y K. Rogoff, 1983a, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out-of-Sample?" *Journal of International Economics* 14, 3-24.

Meese, R.A. y K. Rogoff, 1983b, "The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models, Sampling Error or Misspecification," en *Exchange Rates and International Macroeconomics*, J. Frenkel (ed.), University of Chicago Press.

Osterwald-Lenum, M., 1992, "A Note with Quantiles of Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-471.

Pantula, S.G., G. Gonzalez-Farias y W.A. Fuller, 1994, "A comparison of Unit-Root Test Criteria," *Journal of Business and Economic Statistics*, 449-459.

Perron, P. y T.J. Vogelsang, 1992, "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity," *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 301-320.

Phillips, P.C.B. y P. Perron, 1988, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 335-346.

Phillips, P.C.B. y B.E. Hansen, 1990, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies* 57, 99-125.

Said, S.E. y D.A. Dickey, 1984, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika* 71, 599-607.

Sarantis, N., 1994, "The Monetary Exchange Rate Model in the Long Run: An Empirical Investigation," *Weltwirtschaftliches Archiv* 130, 698-711.

Sosvilla-Rivero, S., 1990, "Modelling the Spanish Peseta: Theory and Econometric Evidence from the 1970s and 1980s," Tesis Doctoral, the University of Birmingham.

Stock, J.H. y M.W. Watson, 1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61, 783-820.

Taylor, M.P. y H. Allen, 1992, "The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market," *Journal of International Money and Finance* 11, 304-314.

Urbain, J.P., 1993, "On Weak Exogeneity in Error Correction Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 187-207.

Woo, W.T., 1985, "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations," *Journal of International Economics* 18, 1-16.

TABLA 1

**CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS (1970:1-1993:4)
PERCENTIL DEL ESTADISTICO WEIGHTED SYMMETRIC
VARIABLES ORIGINALES Y PRIMERAS DIFERENCIAS**

	ALEMANIA	CANADA	FRANCIA	ITALIA	JAPON	SUIZA	R.U.	EE.UU.
NXRT	.996	.498	.978	.405	.984	.997	.540	.649
Δ NXRT	.000	.000	.001	.002	.047	.000	.003	.001
RFI	.861	.953	.972	.380	.482	.992	.582	.981
Δ RFI	.001	.005	.009	.004	.422	.002	.012	.006
RRY	.035	.500	.159	.227	.969	.497	.971	.143
Δ RRY	.012	.000	.003	.000	.000	.127	.000	.002
RIPC	.827	.989	.994	.030	.929	.788	.984	.977
Δ RIPC	.564	.090	.009	.004	.073	.381	.001	.028
RTIC	.007	.001	.001	.002	.037	.015	.005	.001
Δ RTIC	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
NXRT-RFI	.026	.012	.285	.206	.291	.221	.471	.012
Δ (NXRT-RFI)	.000	.000	.001	.001	.000	.000	.002	.002
RIPC-RFI	.693	.008	.538	.311	.393	.761	.257	.042
Δ (RIPC-RFI)	.000	.037	.014	.006	.003	.012	.028	.003

TABLA 2

**ANALISIS DE COINTEGRACION (1970:1-1993:4)
NXRT = γ_0 + γ_1 RFI + γ_2 RRY**

	γ_1	γ_2	$\gamma_1=1$	ADF	INFADF	NINF	MEANADF
ALEMANIA	1.225**	-1.446	1.596	-2.666	-4.610	84:1	-3.040
CANADA	-0.450*	-3.294..	31.64**	-1.477	-3.825	81:2	-2.641
FRANCIA	0.653**	-4.460**	2.908*	-3.098	-5.210	84:2	-3.469
ITALIA	-0.524**	0.926*	64.65**	-3.224	-5.479*	78:1	-4.198*
JAPON	0.732	-3.089	0.196	-3.231	-4.511	84:2	-3.461
SUIZA	0.692*	-0.582	0.608	-1.750	-4.110	84:1	-3.203
R.U.	0.080	-1.571	2.124	-0.891	-5.472*	80:4	-2.530
EE.UU.	0.749**	-5.587**	1.642	-2.390	-4.275	81:4	-2.733

TABLA 3

**ANALISIS DE COINTEGRACION (1970:1-1993:4)
NXRT - RFI = γ_0 + γ_2 RRY**

	γ_2	ADF	INFADF	NINF	MEANADF
ALEMANIA	-0.308	-2.185	-3.758	83:1	-2.571
CANADA	0.157	-2.528	-3.654	80:3	-2.721
FRANCIA	-6.337**	-2.639	-5.190*	85:2	-3.458
ITALIA	-1.199	-1.574	-4.135	76:4	-2.453
JAPON	-0.668	-2.442	-3.664	88:3	-2.892
SUIZA	-5.384**	-2.568	-4.604	75:4	-3.468
R.U.	-0.924	-1.722	-5.569**	81:4	-2.641
EE.UU.	-10.91**	-2.333	-3.424	77:3	-2.570

TABLA 4

ANALISIS DE COINTEGRACION (1974:1-1993:4)
 $RIPC = \beta_0 + \beta_1 RM1 + \beta_2 RRY$

	β_1	β_2	$\beta_1=1$	ADF	INFADF	NINF	MEANADF
ALEMANIA	1.515**	-3.151**	35.49**	-3.089	-5.530*	84:1	-3.773
CANADA	0.403**	-2.519**	9.540**	-0.783	-4.999	83:4	-2.588
FRANCIA	0.842**	-2.737**	1.024	-2.020	-4.781	84:3	-3.351
ITALIA	0.094	-0.265	98.99**	-2.664	-3.613	80:4	-3.031
JAPON	0.544**	-2.655**	28.10**	-2.484	-4.406	84:2	-3.497
SUIZA	0.817**	-0.231	0.789	-2.114	-4.318	86:1	-3.456
R.U.	0.035	-1.103	1.703	-0.906	-6.615**	77:4	-2.970
EE.UU.	0.950**	-3.431**	0.976	-2.887	-4.897	83:4	-3.390

TABLA 5

ANALISIS DE COINTEGRACION (1974:1-1993:4)
 $RIPC - RM1 = \beta_0 + \beta_2 RRY$

	β_2	ADF	INFADF	NINF	MEANADF
ALEMANIA	-5.477*	-2.121	-3.368	79:1	-2.102
CANADA	-0.974	-2.429	-3.795	84:2	-2.628
FRANCIA	-5.127**	-2.518	-4.665	85:2	-3.023
ITALIA	-2.199**	-2.086	-4.566	83:4	-3.639*
JAPON	-0.241	-1.697	-3.846	89:1	-2.702
SUIZA	-5.075**	-2.730	-4.594	80:1	-3.510
R.U.	2.722	-2.467	-4.750	83:2	-2.090
EE.UU.	-4.956**	-2.712	-4.346	76:4	-3.080

TABLA 6

ANALISIS DE COINTEGRACION EN SUBMUESTRAS ESTABLES
 $NXRT = \gamma_0 + \gamma_1 RM1 + \gamma_2 RRY$

	PERIODO	γ_1	γ_2	ADF	INFADF	MEANADF
ALEMANIA	70:1-93:4	1	0	-2.612*	-	-
CANADA	70:1-93:4	1	0	-3.324**	-	-
FRANCIA	70:1-84:4	1	-3.430**	-3.809**	-4.662	-3.680*
ITALIA	73:1-93:4	0	0	-3.366**	-	-
JAPON	70:1-93:4	0	-6.630**	-3.243*	-4.424	-3.459
SUIZA	74:1-93:4	1	-8.710**	-3.575**	-4.139	-3.167
R.U.	70:1-79:4	1	-5.176**	-4.149**	-4.114	-3.407
R.U.	82:4-92:4	1	-2.959**	-4.408**	-5.717**	-5.101**
EE.UU.	76:4-93:4	1	-11.18**	-3.243*	-3.105	-2.214

GRAFICO 1

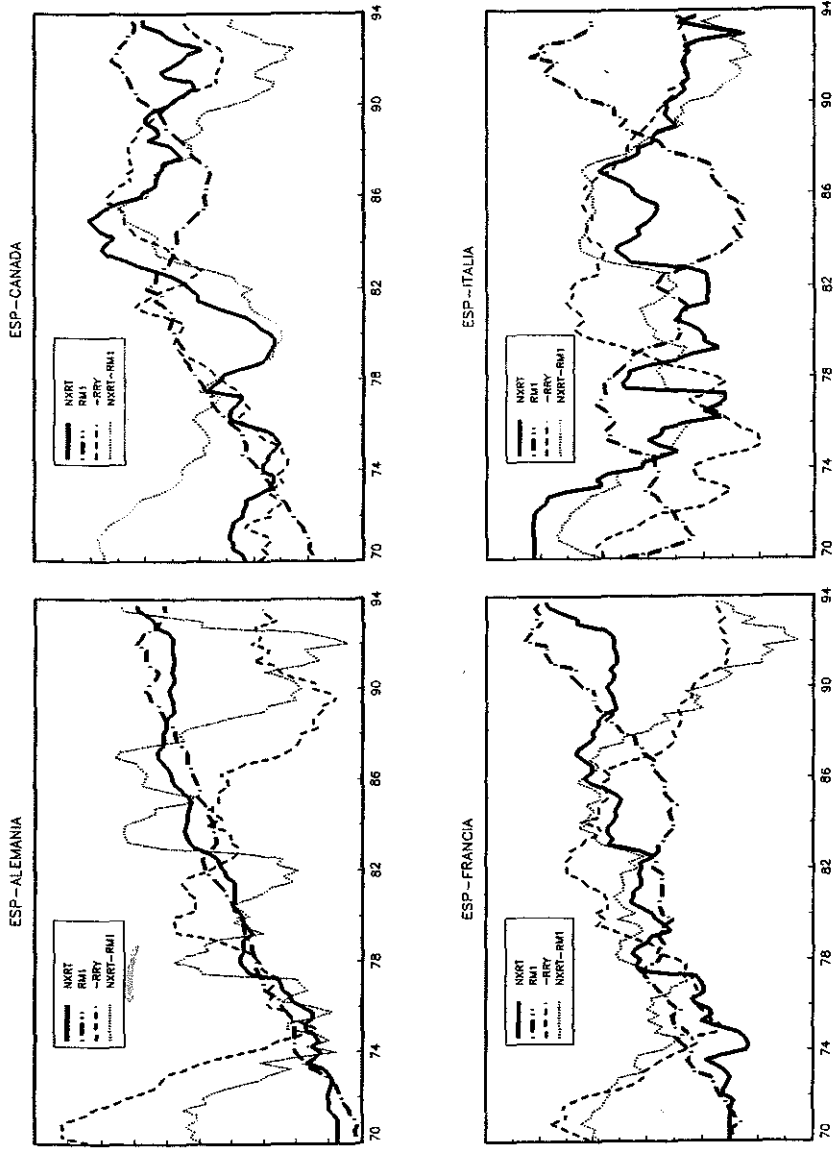


GRAFICO 2

