Estudios de Economía Aplicada
N°7, 1997. Págs. 39 a 66

Expectativas racionales y política monetaria endógena en la determinación del tipo de cambio. Una aplicación empírica a la peseta-dolar y la peseta-ecu

HERRERA REVUELTA, JULIO
Universidad de Valladolid

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales me han parecido oportunas y por las que le quedo muy agradecido.

RESUMEN

En este trabajo se ha planteado y estimado un modelo de determinación del tipo de cambio al estilo de Dornbusch, en la versión de Papell aplicada al caso de un país pequeño. El modelo incluye los supuestos de producción variable a corto plazo, imperfecta movilidad del capital y una regla de comportamiento de la autoridad monetaria.

El modelo se soluciona mediante el método de los coeficientes indeterminados y se estima por máxima verosimilitud, donde los parámetros de la forma reducida están restringidos por los parámetros estructurales del modelo.

Los resultados obtenidos muestran que la imperfecta movilidad del capital junto con la variabilidad de la producción y la regla monetaria dan como resultado "sobrerreacción" para el caso del dólar e "infrarreacción " para el caso del ECU. Las autoridades monetarias usan la información de los mercados de cambios para estabilizar la producción.

ABSTRACT

In this paper we have raised and estimated a Dornbusch style model of the exchange rate determination, in the version used by Papell, to the dollar-peseta and ECU- peseta exchange rates in

which we have included the imperfect capital mobility and the output variability in the sort run together with a monetary rule to include the intervention of monetary authorities.

The model is solved by undetermined coefficients method and estimated by maximum likelihood, where the parameters of the reduced form are restricted by the structural parameters of the model.

The results show that the imperfect capital mobility together the output variability produce overshooting for the dollar and undershooting for the ECU. They show too, that the monetary authorities use the information of the exchange rate market to control real output

Palabras clave : tipo de cambio, política monetaria endógena.

Artículo recibido en noviembre de 1996. Revisado en enero de 1997.

1.- Introduccion

Parece comúnmente aceptado que los modelos estructurales de determinación del tipo de cambio explican una parte muy pequeña de la variabilidad de dicho tipo de cambio a corto plazo, pero son determinantes fundamentales para la explicación a largo plazo. A pesar de ello, y excepto en contadas ocasiones[1], la estimación de los diferentes modelos ha tenido un escaso éxito, tanto por la significación de los parámetros como por sus predicciones.

Las nuevas técnicas de estimación permiten contrastar de una forma más exhaustiva las restricciones e implicaciones que conllevan los modelos de equilibrio del tipo de cambio. Utilizando los vectores de autorregresión (VAR), que son una forma reducida multivariante, MacDonald y Taylor[2] obtienen resultados favorables al modelo monetario, al menos como modelo de equilibrio a largo plazo, aunque no pueden distinguir cual de las versiones del modelo monetario es la que corresponde con su forma reducida.

En esta línea de razonamiento, Pappell [3] argumentaba que la dinámica tipo de cambio y precios que se esconde en el modelo de Dornbusch no puede capturarse con métodos de estimación uniecuacionales. Para capturar dicha dinámica, es necesario usar métodos de estimación que incorporen las restricciones entre ecuaciones que se derivan de las ecuaciones estructurales y del supuesto de expectativas racionales. Dicha forma de estimación es la derivación de formas

reducidas que incorporen tales restricciones como son los vectores de autorregresión y media móvil (VARMA) con restricciones no lineales en los parámetros.

En este trabajo se ha tratado de aplicar esta metodología de estimación al modelo de precios rígidos de Dornsbusch(1976) en la extensión recogida por Frenkel y Rodriguez(1982) de imperfecta movilidad del capital, con las extensiones introducidas por Papell(1985) de variabilidad de la producción y política monetaria endógena.

La variabilidad de la producción permite que en el modelo teórico sea compatible tanto con la hipótesis de "sobrerreacción" como de "infrarreacción" en el mercado de cambios.

La imperfecta movilidad del capital es introducida como hipótesis debido a que, si bien en los últimos tiempos, se ha producido una importante liberalización de los movimientos de capital, durante el periodo de estimación tal liberalización no había tenido lugar y la movilidad del capital no era perfecta.

El modelo también recoge la hipótesis de expectativas racionales en los mercados que debe ser incorporada a la estructura del modelo. Aunque se ha discutido sobre la existencia de expectativas racionales en los mercados de cambios en favor de otras hipótesis alternativas, no parecen existir pruebas concluyentes para que dicha hipótesis deba ser rechazada.

La intervención en los mercados de cambios condiciona fuertemente la política monetaria a través de su influencia en el componente externo de la base monetaria que son las reservas. Salvo esterilización completa de los movimientos de reservas, la intervención en el mercado de cambios tiene efectos sobre el resto de las variables macroeconómicas, y, por lo tanto, su comportamiento debe incluirse en el modelo. La oferta monetaria deja de ser una variable exógena para incluirla como una variable endógena más en el modelo.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección siguiente se describe el modelo con las hipótesis que hemos establecido, más adelante se describe el procedimiento de estimación y se obtienen los resultados. Por último establecemos las conclusiones.

En la estimación del modelo se usan datos trimestrales de las variables desde 1980 hasta 1992 que aparecen descritas en el Anexo 1. El uso de variables trimestrales se

conocen en datos trimestrales, y se ha preferido usar dichos datos que las aproximaciones dadas por el Indice de Producción Industrial y el IPC. La elección como final del periodo de estimación en el año 1992, se debe a que a partir de ese año, el Banco de España cambia la variable objeto de control de la ALP a un agregado más amplio, la ALP2.

2.- El planteamiento del modelo

En este apartado se presenta el modelo macroeconómico que será la base del análisis posterior. Se trata de un modelo de economía abierta, del estilo del planteado por Papell(1985) en su versión para un país pequeño.

Todas las ecuaciones del modelo se expresan en términos logarítmicos y como desviaciones de sus valores de equilibrio.

La primera ecuación expresa la condición de equilibrio del mercado de dinero, como una función lineal de la renta y el tipo de interés:

$$m_t - p_t = a_{11}\, y_t - a_{12}\, i_t + u_{1t} \qquad (1)$$

donde m_t es el logaritmo de la oferta monetaria, p el logaritmo del índice de precios, y_t el logaritmo de la producción real , ,i el tipo de interés nominal y u es el error que podrían o no ser ruido blanco.

La siguiente ecuación representa la producción real. La producción está determinada por la demanda, y ésta es una función del tipo de cambio real, de la producción extranjera, y del tipo de interés real. Como puede verse es la expresión de la curva IS de economía abierta.

$$y_t = a_{21}\,(e_t + p_t^* - p_t) + a_{22}\, y_t^* - a_{23}\, r_t + u_{2t} \qquad (2)$$

donde y_t es la producción (demanda) real, e_t es el tipo de cambio nominal, p_t el índice de precios, y r_t es el tipo de interés real. Las variables notadas con asterisco se refieren al país extranjero de ahora en adelante.

La tercera ecuación, representa el ajuste de los precios en el largo plazo. Asumimos que los precios se ajustan lentamente, y que la magnitud del ajuste en cada periodo depende del exceso de demanda del período anterior . El ajuste lento de los precios

viene indicado por el hecho de que éstos no están afectados por ninguna variable contemporánea, excepto por la perturbación.

$$p_t - p_{t-1} = a_{31} y_{t-1} + u_{3_t} \qquad (3)$$

El tipo de interés real viene expresado por la ecuación de Fisher:

$$r_t = i_t - (\hat{p}_{t+1} - p_t) + u_{4_t} \qquad (4)$$

donde el circunflejo encima de la variable hace referencia a la expectativa de dicha variable en el periodo realizada en el período anterior.

A partir de aquí se introduce el ajuste de la balanza (excluyendo las reservas). En la ecuación se incorpora el supuesto de imperfecta movilidad del capital. Dicho supuesto es introducido en el modelo de Dornbusch por Frenkel y Rodriguez. Se ha adoptado la formulación de la imperfecta movilidad del capital porque, si bien es cierto que los movimientos de capital se han liberalizado de forma considerable en los últimos tiempos, durante el período de análisis (década de los ochenta) dicha movilidad del capital distaba bastante de ser perfecta en el caso de España.Y aún ahora, los diferenciales de interés entre España y la mayoría de los países contienen primas de riesgo de carácter elevado[4].

La ecuación de la balanza como desviación de su valor de equilibrio la expresamos como descomposición de dos subbalanzas de la siguiente forma :

$$T = a_{51}(e_t + p_t^* - p_t)$$
$$K = a_{52}(i_t - i_t^* - (\hat{e}_{t+1} - e_t) \qquad (5)$$

donde T es la balanza corriente[5], expresada como una función del tipo de cambio real, y K es la balanza de capital, que es función del diferencial de interés, más la depreciación esperada del tipo de cambio, es decir, función de las desviaciones de la paridad descubierta de interés.

La condición de equilibrio externo, con tipos de cambio flexibles es que la balanza de saldos sea igual a cero:

T + K = 0, lo que despejando en el equilibrio, nos daría la siguiente expresión para el diferencial de interés:

$$i_t - i_t^* = \hat{e}_{t+1} - e_t - a_6(e_t + p_t^* - p_t) + u_{6t} \qquad (6)$$

donde: $a_6 = a_{51} / a_{52}$;

Por último incluimos la regla de comportamiento de la autoridad monetaria de la siguiente forma :

$$m_t = a_1 e_t + a_2 p_t + a_3 i_t + u_{7t} \qquad (7)$$

indicando que la política monetaria reacciona ante los movimientos en el tipo de cambio, en el nivel de precios y en el tipo de interés.

La reacción de la autoridad monetaria ante los movimientos en el tipo de cambio puede ser de dos tipos. Ante una depreciación del tipo de cambio la autoridad monetaria puede intentar una política acomodaticia dando por buena la depreciación, en cuyo caso tendríamos que el signo de a_1 es positivo; o bien, puede tratar de contrarrestar la depreciación, en cuyo caso el signo de a_1 sería negativo.

Así, si la autoridad monetaria trata de contrarrestar una depreciación del tipo de cambio reduciría la oferta monetaria para que el tipo de cambio se apreciase. Parece claro, que los movimientos del tipo de cambio han influido en la política monetaria de la mayoría de los países , incluso con intervenciones coordinadas en los mercados de cambios en ciertas ocasiones.

Si la política monetaria tratase de contrarrestar los movimientos de los precios, el parámetro a_2 sería negativo, mientras que si la política monetaria fuese acomodaticia respecto de los movimientos en los precios el parámetro a_2 sería positivo. Parece claro que la autoridad monetaria pretende controlar los movimientos en los precios a fin de controlar la inflación, con lo cual sería esperable que el signo de a_2 fuese negativo.

Pero puede ser que la autoridad monetaria trate de estabilizar la producción, más que controlar los precios, para lo cual el banco central actuaría de forma que se compensen los movimientos del tipo de cambio real en vez del tipo de cambio nominal. En tal caso, podría actuar contra los movimientos del tipo de cambio nominal y acomodar la política monetaria ante variaciones en los precios, de modo

que podría darse a_1 negativo, junto con a_2 positivo y se interpretaría como un intento de la autoridad monetaria de controlar la producción.

La introducción del tipo de interés como variable de control por parte de la autoridad monetaria se incorpora por Frenkel[6], proponiendo que para seguir un comportamiento óptimo, la política monetaria debe compensar los aumentos de la demanda de dinero.

El problema radica en que cuando aumenta el tipo de interés nominal , ¿cómo podemos distinguir si dicho aumento es debido a una subida en las expectativas de inflación o a una mayor demanda de dinero?. El comportamiento de la política monetaria a la hora de estabilizar los precios debe ser distinto en un caso que en otro.

Mientras que si el aumento del tipo de interés nominal se debe a unas mayores expectativas de inflación, una política monetaria que persiga la estabilidad de precios debe frenar las expectativas haciéndose más restrictiva, en cambio, si el aumento del tipo de interés nominal se debe a un incremento de la demanda de dinero parece conveniente que la política monetaria sea expansiva a fin de compensar esa mayor demanda.

El indicador más objetivo para observar estos movimientos es el tipo de interés real. Si se produce una subida en las expectativas de inflación se observará un aumento del tipo de interés nominal, mientras que el tipo de interés real permanecerá constante.

Si lo que se produce es una expansión de la demanda de dinero, lo que se observará es un aumento del tipo de interés nominal y del real. Esto que en teoría parece sencillo en la práctica no lo es tanto, puesto que, tanto el tipo de interés real como las expectativas de inflación son variables no observables.

En este punto es donde juega un papel importante el tipo de cambio, ya que puede ser utilizado como un indicador sustitutivo del tipo de interés real. En este sentido, una combinación de aumentos del tipo de interés junto con una depreciación de la moneda indicarían unas mayores expectativas de inflación, que no deberían aumentarse con políticas monetarias expansivas.

Por otra parte, una combinación de aumentos del tipo de interés nominal junto con una apreciación de la moneda podrían indicar una expansión de la demanda de dinero que sí debiera compensarse con una expansión similar de la oferta monetaria.

La regla enunciada se plasmaría de la siguiente forma[7]. Si se diese un aumento del tipo de interés nominal junto con una depreciación del tipo de cambio la política monetaria sería neutral. Pero si se diese el caso de una subida del tipo de interés nominal junto con una apreciación del tipo de cambio, en ese caso la política monetaria debería ser expansiva[8].

El primer paso para solucionar el modelo, es reducir las ecuaciones estructurales a dos ecuaciones que nos dan la dinámica del tipo de cambio y de los precios.

Para hacerlo operamos de la siguiente forma; sustituyendo (3) en (4), y luego en (2) se obtiene

$$y_t = b_1(e_t + p_t^* - p_t) + b_2 y_t^* - b_3 i_t \qquad (8)$$

donde :

$$b_1 = \frac{a_{21}}{1 - a_{23}a_{31}}$$

$$b_2 = \frac{a_{22}}{1 - a_{23}a_{31}}$$

$$b_3 = \frac{a_{23}}{1 - a_{23}a_{31}}$$

Sustituyendo las expresiones de (8) y (6) en las ecuaciones (1) y (7) , igualando las expresiones de la oferta monetaria y operando se obtiene:

$$\hat{e}_{t+1} = \gamma_1 e_t + \gamma_2 p_t + \gamma_3 p_t^* + \gamma_4 y_t^* - i_t^* + v_{1t} \qquad (9)$$

donde:

$$\gamma_1 = \frac{a_{11}b_1 + \{(1+a_6)[(a_{11}b_3 + a_{12}) + a_3]\} - a_1}{a_3 + a_{11}b_3 + a_{12}}$$

$$\gamma_2 = \frac{1 - a_{11}b_1 - a_6(a_{11}b_3 + a_{12} - a_3) - a_2}{a_3 + a_{11}b_3 + a_{12}}$$

$$\gamma_3 = \frac{a_{11}b_1 + a_6(a_{11}b_3 + a_{12})}{a_3 + a_{11}b_3 + a_3}$$

$$\gamma_4 = \frac{a_{11}b_2}{a_3 + a_{11}b_3 + a_3}$$

Para obtener la ecuación de los precios, operamos de la siguiente forma: sustituimos (9) en (6) y operamos; el resultado junto con (8) lo sustituimos en (3) y operando se obtiene:

$$p_t = \delta_1 e_{t-1} + \delta_2 p_{t-1} + \delta_3 p^*_{t-1} + \delta_4 y^*_{t-1} + v_{2t} \qquad (10)$$

donde:

$$\delta_1 = a_{31}b_1 - a_{31}b_3(\gamma_1 - 1) + a_{31}b_3a_6$$

$$\delta_2 = 1 - a_{31}b_1 - a_{31}b_3\gamma_2 - a_{31}b_3a_6$$

$$\delta_3 = a_{31}b_1 - a_{31}b_3\gamma_3 + a_{31}b_3a_6$$

$$\delta_4 = a_{31}b_2 - a_{31}b_3\gamma_4$$

Las ecuaciones (9) y (10) nos explican, en este caso, la dinámica del modelo, ya que nos da la relación entre el tipo de cambio y los precios ante cambios en cualquiera de las otras variables. Si en el modelo la producción fuese constante en el nivel de pleno empleo y la política monetaria fuese exógena, tendríamos el modelo de Frenkel y Rodríguez. Si además el parámetro que mide la imperfecta movilidad del

capital (a_6) fuese cero, estaríamos en el modelo original de Dornbusch. Con producción variable, imperfecta movilidad del capital y una política monetaria intervencionista el resultado del modelo puede ser tanto de "sobrerreacción" como de "infrarreacción", en nuestro caso como todas las variables son estocásticas dicho resultado sólo puede ser observado indirectamente por el valor del parámetro γ_2. Si γ_2 es positivo estaremos en "sobrerreacción", mientras que en caso contrario estaremos en "infrarreacción".

Los signos de γ_1, γ_2, δ_1, y δ_2 determinantes de la dinámica del modelo, se obtienen directamente de los valores de los parámetros estructurales. La existencia de "sobrereacción" en el mercado de cambios dependerá de las reacciones de la demanda de dinero ante variaciones de la producción(a_{11}) y el tipo de interés(a_{12}); de la variabilidad de la producción ante cambios en el tipo de cambio real(b_1) y en el tipo de interés(b_3); del grado de movilidad del capital(a_6) y de la reacción de la política monetaria ante las variaciones en los precios (a_2) y del tipo de interés (a_3). Si la producción no es muy variable (si es muy variable) y/o el grado de movilidad del capital es muy alto (no muy alto) y la política monetaria no es acomodaticia (lo es) es esperable que $\gamma_2 > 0$ ($\gamma_2 < 0$), y estaríamos en sobrerreacción (infrarreacción).

Como en el modelo hay expectativas racionales, los individuos incorporan a su información el comportamiento de las variables exógenas, por lo tanto, y con la finalidad de incorporar dicha información al modelo, se define un proceso de comportamiento de las variables exógenas.

$$p_t^* = \tau_1 p_{t-1}^* + v_{3t} \qquad (11)$$

$$y_t^* = \tau_2 y_{t-1}^* + v_{4t} \qquad (12)$$

$$i_t^* = \tau_3 i_{t-1}^* + v_{5t} \qquad (13)$$

Las variables exógenas las expresamos como AR(1) por simplicidad para la obtención de la forma reducida y limitar el número de parámetros a estimar. El supuesto de exogeneidad viene introducido por la hipótesis de país pequeño.

2.- La estimacion del modelo

El modelo a estimar consiste en las ecuaciones (9)-(13)[9]. Puesto que el modelo presenta variables no observables (la expectativa del tipo de cambio), no puede ser estimado directamente mediante ecuaciones simultáneas. Para poder estimar el modelo tenemos que escribirle de forma que aparezcan únicamente variables observadas, lo cual significa que tenemos que modelizar las expectativas para eliminarlas del modelo. El método de solución que se plantea en el trabajo, es una generalización del método de los coeficientes indeterminados planteado por Taylor[10] y utilizada por Pappell[11], para el caso multivariante[12] .Un resumen de sus diversas aplicaciones al caso de expectativas racionales puede encontrarse en Taylor[13].

El proceso consiste en aplicar la teoría de las series de tiempo a las variables. Se trata de encontrar funciones de distribución de cada una de las variables que satisfagan (9)-(13). Identificamos cada una de las variables como un proceso MA infinito[14](y como las expectativas son racionales, siguen el mismo esquema que las variables) y se sustituyen las ecuaciones en las ecuaciones (9)-(13).

Suponiendo que cada una de las variables fuesen un proceso estocástico estacionario, la representación por medio de un proceso MA infinito quedaría:

$$z_{kt} = \sum\sum \pi_{kji} \varphi_{jt-i} \qquad (14)$$

$$(k=1,...,5)$$

$$(j=1,...,5) \quad (i=1,...)$$

donde z_t (z_{1t}, z_{2t}, z_{3t}, z_{4t}, z_{5t})'= (e_t ,p_t ,y^*_t ,p^*_t ,i^*_t) ' ; ψ_t (ψ_{1t}, ψ_{2t}, ψ_{3t}, ψ_{4t}, ψ_{5t}) las π's son los coeficientes indeterminados. Para solucionar el modelo, se sustituye la ecuación (1.14), y expresiones similares para e_{t+1} y z_{t-1} , en las ecuaciones (9)-(13), y se resuelven las identidades obtenidas para las π's . Hechas las sustituciones, se obtiene

$$\pi_{111} = \gamma_1 \pi_{110} + 1$$

$$\pi_{1j1} = \gamma_1 \pi_{1j0} + \gamma_j$$

$$\pi_{211} = \delta_1 \pi_{110} \qquad (15)$$

$$\pi_{2j1} = \delta_1 \pi_{1j0} + \delta_j$$

(j=2,...,5)

$$\pi_{jj0} = 1$$

$$\pi_{jj0} = \tau_j$$

(j=3,...,5)

y

$$\pi_{kji+1} = Q\pi_{kji} \qquad (16)$$

(j=1,...,5)

(i=1,...,α)

donde:

$$\pi_K = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5)'$$

y:

$$Q = \begin{pmatrix} \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & -1 \\ \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & \delta_4 & 0 \\ 0 & 0 & \tau_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \tau_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \tau_3 \end{pmatrix}$$

Cada bloque de dos ecuaciones en (15), contiene tres coeficientes desconocidos , π_{ij0}, π_{1j1}, π_{2j1}, y por lo tanto el sistema de ecuaciones no tiene una única solución sino añadimos alguna hipótesis adicional que garantice que el sistema tiene una única solución.

La solución general del sistema dinámico especificado en (16) es

$$\pi_{kji} = \Sigma_{h=1}^{5} C_h D_{hk} \lambda_h^i$$

donde las λ´s son los valores propios de la matriz Q, y los D's son los vectores característicos asociados a los valores propios(con $D_{h1}=1$, por hipótesis) y las C's son constantes arbitrarias.

Los valores propios de la matriz Q son λ_1 y λ_2, los valores propios de la matriz 2*2 de la parte superior izquierda, y $\lambda_3 = \iota_1$, $\lambda_4 = \iota_2$, $\lambda_5 = \iota_3$. Las ι's son estables por hipótesis (<1). Dados los signos de los coeficientes predichos por el modelo, el caso general es que una de las dos primeras raíces sea >1 y la otra <1[15]. En este caso, quedaría garantizada la unicidad de la solución, con una ruta de equilibrio estable y otra inestable. Si además introducimos el supuesto de estabilidad del modelo, se elimina la ruta inestable, lo cual se hace imponiendo que el coeficiente C1, el de la raíz inestable λ_1, sea igual a cero[16]. Estas hipótesis de unicidad y estabilidad hacen que los coeficientes π´s estén perfectamente identificados.

En un primer análisis de los datos se trata de averiguar si las variables son estacionarias en logaritmos, y si no determinar el orden de integrabilidad de las variables para conseguir la estacionariedad. Para determinar el orden de integrabilidad, el procedimiento habitual es ver si las variables presentan una raíz unitaria, y para ello se emplea la metodología de Dickey y Fuller .

El estadístico utilizado es el de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para corregir la posible autocorrelación de los residuos, según el criterio de Phillips y Perron, que se elige el número de retardos como aquel en el que el último retardo aparece como significativo, y los residuos son ruido blanco. Los valores críticos para dichos estadísticos son los proporcionados por McKinnon y se obtienen directamente usando el programa Econometrics View (TSP para Windows). El Cuadro 1 presenta los resultados de los test de raíces unitarias para todas las variables.

Los resultados no permiten aceptar la hipótesis de que las variables son estacionarias al 10% de significación con la excepción del nivel de precios de Estados Unidos y los tipos de interés de los Estados Unidos y España. El resto de las variables presentan al menos una raíz unitaria, por tanto las demás variables tendrán que ser diferenciadas al menos una vez para conseguir la estacionaridad.

Se volvieron a realizar dichos test sobre las variables en diferencias para comprobar si presentaban, a su vez, una segunda raíz unitaria. Los resultados, presentados en el

Cuadro1, muestran que el resto de las variables excepto la producción nacional son estacionarias en primeras diferencias. Por lo tanto, el modelo se estima con los datos en primeras diferencias después de haber tomado logaritmos.

La estimación del modelo requiere obtener la forma reducida, lo cual, a su vez, implica imponer hipótesis sobre los errores. Se ha supuesto que los errores siguen un proceso autorregresivo de orden 1 (AR1)[17], $u_{it} = a_{i1}\, u_{it-1} + h_t$, $i=1,...,5$; donde las hs son ruido blanco. Se toma entonces la representación de media móvil de orden infinito implicada por el proceso autorregresivo para cada una de las variables -tal y como se sugería anteriormente - y se resuelve por el método de coeficientes indeterminados , obteniéndose las relaciones de las π´s, donde ahora, a diferencia del caso expuesto donde los residuos eran ruido blanco, aparecen en las ecuaciones, además de los parámetros anteriores, los coeficientes de autocorrelación de los residuos (las alfas).

Suponiendo que las expectativas son racionales, y resolviendo por el método de los coeficientes indeterminados, y buscando una relación entre los coeficientes para obtener un proceso finito; se obtiene un modelo multivariante ARMA(1,2):

$$z_t = Az_{t-1} + v_t + B_1 v_{t-1} + B_2 v_{t-2} \qquad (18)$$

donde $z_t = (e_t , p_t , p^*_t , y^*_t , i^*_t)$, y $v_t = (v_{1t} , v_{2t} , v_{3t} , v_{4t} , v_{5t})$ A y B son matrices 5 x 5 , formadas por combinaciones no lineales de las gammas y los deltas , que a su vez son combinaciones no lineales de las aes, las alfas y los taos dadas por las ecuaciones estructurales del modelo, el supuesto de expectativas racionales y la política monetaria endógena.

En la forma reducida no aparecen ni el tipo de interés, ni la producción nacionales, como tampoco aparece la oferta monetaria. Esto es debido a que estas variables dependen de los valores contemporáneos de las otras. Para utilizar los datos de dichas variables, así como para identificar mejor las restricciones ampliamos la forma reducida con las tres ecuaciones que hacen referencia a dichas variables.

La ecuación del tipo de interés se obtiene sustituyendo (9) en (6), y operando se obtiene:

$$i_t = \{(\gamma_1 - 1) - a_6\} e_t + (\gamma_2 + a_6) p_t + (\gamma_3 - a_6) p^*_t + \gamma_4 y^*_t + v_{6t} \qquad (19)$$

Para obtener la ecuación de la producción se sustituye (19) en (8) y operando se obtiene:

$$y_t = \{b_1 - b_3\{(\gamma_1 - 1) - a_6\}\}e_t - \{b_1 + b_3(\gamma_2 + a_6)\}p_t + \{b_1 - b_3(\gamma_3 - a_6)\}p^*_t + \{b_2 - b_3\gamma_4\}y^*_t + v_{7t} \quad (20)$$

Por último, la ecuación de la oferta monetaria se obtiene sustituyendo (19) en (7) y operando:

$$m_t = \{\{(\gamma_1 - 1) - a_6\}a_3 + a_1\}e_t + \{a_2 + a_3(\gamma_2 + a_6)\}p_t + \{a_3(\gamma_3 - a_6)\}p^*_t + a_3\gamma_4 y^*_t + v_{8t} \quad (21)$$

Se supone que las uves siguen el mismo esquema de autocorrelación que el resto de las variables (es decir, son ar(1)).

Para estimar el modelo se ha seguido el procedimiento sugerido por Lütkepohl(1991,Capítulo 7) . Primero se ha estimado un VAR(p), con p>2, para las variables implicadas en el proceso VARMA, y los residuos obtenidos de dicho Vector de Autorregresión se han utilizado como los verdaderos residuos de la parte MA del modelo (v_{t-1}). La elección del orden de retardos p del Vector de Autorregresión es siempre bastante arbitraria, pero puesto que en este caso se necesita que los residuos además sean ruido blanco, se amplió el Vector de Autorregresión hasta que se aproximase lo más posible a dicha hipótesis. Esto se cumplía para un número de retardos igual a cinco para el caso del dólar y seis para el caso del ECU, por lo que dichos orden de retardos fueron los elegidos . Una vez hecho esto, se estiman por máxima verosimilitud conjuntamente el modelo VARMA(1,2) y las ecuaciones (19)-(21). Puesto que los parámetros del proceso VARMA son restricciones no lineales de los parámetros estructurales del modelo, perfectamente identificados, la estimación de este proceso proporciona la estimación directa de los parámetros estructurales.

Las estimaciones están sujetas a que los valores premuestrales $v_{-1} = y_{-1} = 0$ y a la hipótesis sobre la generación de los residuos.

El procedimiento de estimación es el de aplicar máxima verosimilitud a la función multivariante, lo que es idéntico que minimizar el determinante de la matriz de varianzas- covarianzas de los residuos sujeto a las restricciones impuestas por los parámetros estructurales. El algoritmo, para obtener el mínimo de la función con restricciones no lineales, escogido ha sido el Davidson-Fletcher-Powell, que minimiza numéricamente la función. La elección de un algoritmo numérico es sugerida por Fair y Taylor [18], y Taylor[19]. Todas las rutinas se obtienen utilizando el programa T.S.P.(versión 4.2A).

4.- Los resultados de la estimación

El cuadro 2 presenta los resultados obtenidos en la estimación para ambos tipos de cambio. Como puede observarse los resultados son bastante buenos y con valores parecidos en ambos casos, aunque resaltan los obtenidos para el tipo de cambio peseta-dólar, puesto que se presentan un mayor número más significativos

En cuanto al tipo de cambio del dólar, la mayoría de los parámetros son significativos, con el signo correcto y un valor dentro de lo probable. En la ecuación de la demanda de dinero ambos parámetros presentan el signo correcto y un valor dentro de lo probable aunque la semielasticidad de la demanda de dinero respecto de la renta(a_{11}) no resulta significativo.

En la ecuación de la producción, son significativos y con el signo correcto el parámetro del tipo de cambio real(a_{21}) y el del tipo de interés (a_{23}) , y del signo correcto aunque no significativo el de la producción extranjera (a_{22}).

Los parámetros que miden la imperfecta movilidad del capital (a_6) y la ecuación de ajuste de los precios (a_{31}) aparecen con el signo correcto, un valor aceptable y altamente significativos, lo que parece indicar que la adopción de ambas hipótesis están justificadas por los datos.

En cuanto al tipo de cambio del ECU, la ecuación de la demanda de dinero presenta los coeficientes con un valor dentro de lo probable aunque, igual que en el caso anterior el parámetro a_{11} tampoco resulta significativo.

La ecuación de la producción presenta unos resultados similares, siendo significativos los mismos parámetros que en el caso del dólar, aunque las magnitudes ahora son más elevadas lo cual es lógico si pensamos que el grado de integración de

España con la Europa Comunitaria es más elevado. Los parámetros de la imperfecta movilidad del capital como de la ecuación de ajuste de precios son altamente significativos y presentan el signo correcto .

En cuanto al valor de los parámetros de las variables exógenas son significativas y con valores de los parámetros dentro de lo esperado.

La política monetaria resulta bastante acomodaticia respecto de los precios, siendo mayor en el caso del ECU que en el del dólar. En cambio reacciona contra los movimientos del tipo de cambio especialmente en el caso del tipo de cambio del ECU donde la política monetaria actúa fuertemente contra los movimientos de dicho tipo de cambio. Hay evidencia, por tanto, de que la política monetaria tiene como objetivo el tipo de cambio del ECU, y que acomoda los precios para estabilizar la producción.

El objetivo de tipo de cambio, y especialmente respecto a la Comunidad Europea, de la política monetaria española ya está reflejado en trabajos anteriores[20], y venía siendo un objetivo de política monetaria desde principios de los ochenta y reforzado con la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo en 1989.

El parámetro del tipo de interés nominal (a_3) es positivo y significativo en ambos casos lo que indicaría que la política monetaria es acomodante respecto de los movimientos de dicha variable. En los términos en que hemos definido la propuesta de Frenkel , el resultado es que el comportamiento de la política monetaria es óptima, puesto que ante un aumento del diferencial de interés[21] y una apreciación del tipo de cambio, conducen a una expansión de la oferta monetaria tal y como Frankel defendía, y al revés un aumento del diferencial de interés junto con una depreciación del tipo de cambio de igual magnitud conducirán a una reducción de la oferta monetaria (el valor del parámetro a_1 es mayor que a_3).

Este comportamiento está más acentuado en el caso del tipo de cambio del ECU, como era lógico prever puesto que dicho tipo de cambio es el referente principal de la política monetaria. Dicha política, a su vez, actúa de forma que compense los movimientos en el tipo de cambio y acomode los movimientos de los precios, con el fin de estabilizar el tipo de cambio real y la producción. Así es como se utiliza la información adicional contenida en el tipo de interés para estabilizar el tipo de cambio.

El resultado de esta actuación de la política monetaria es que se reduce las posibilidades de sobrerreacción en los mercados de cambios. Dicha condición se mide indirectamente por el parámetro γ_2. En el caso del dólar, la imperfecta movilidad del capital junto con la política monetaria no son suficientes para compensar el fenómeno de sobrerreacción en el mercado de cambios, puesto que la producción no reacciona demasiado ni a los movimientos del tipo de cambio real , ni al tipo de interés.

Para el tipo de cambio del ECU, tal actuación de la política monetaria con una fuerte intervención sobre el tipo de cambio junto con una alta acomodación a los precios, unida a la imperfecta movilidad del capital ocasionan que el tipo de cambio se deprecie menos que su valor de equilibrio de largo plazo.

Tratamos de comprobar si los datos aportaban algo más para comprobar el resultado de sobrerreacción para el dólar y infrarreacción para el ECU. Para ello hallamos el coeficiente de correlación entre el tipo de cambio y los precios y el resultado fue de -0,553 para el caso del dólar y 0,578 para el caso del ECU lo que es acorde con sobrerreacción para el dólar y infrarreacción para el ECU. Una posible explicación del resultado está en que el tipo de cambio del ECU ha sido un objetivo de la política monetaria española durante todo el período y con seguridad a partir de mediados de los ochenta. El control del tipo de cambio hace que la variabilidad del mismo haya sido menor de la que sería esperable por el comportamiento del resto de las variables.

Dado que el resultado[22] es diferente a la concepción a priori de que la política monetaria debe actuar contra el nivel de precios y no ser acomodaticia con éste, se ha tratado de buscar en los datos una confirmación adicional para el resultado obtenido. Para ello se ha estimado la ecuación de la política monetaria individualmente mediante el procedimiento AR1 del TSP 4.2A que estima por máxima verosimilitud. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Los resultados de la estimación uniecuacional parecen confirmar los obtenidos por la estimación multivariante, si bien en la estimación uniecuacional el tipo de interés aparece como no significativo. Hay que tener en cuenta que el procedimiento es menos riguroso econométricamente que el anterior.

No obstante, hay que tomar los resultados con precaución, ya que posiblemente durante el período de estimación la política monetaria haya tenido cambios de

orientación a lo largo del período. Para comprobarlo habría que realizar el test de Chow, pero dadas las pocas observaciones que tendríamos respecto del número de parámetros puede que este no resultase eficiente.

5.-Conclusiones

En este trabajo se ha estimado un modelo monetario de ajuste lento de precios con la inclusión de imperfecta movilidad del capital, producción variable y política monetaria endógena. Los principales resultados obtenidos pueden resumirse en las siguientes conclusiones.

Se confirma que en el mercado de cambios existe una imperfecta movilidad del capital (el parámetro es significativo en ambos casos) teniendo un valor más elevado para el tipo de cambio del ECU que para el dólar.

La producción nacional depende de la evolución del tipo de cambio real tanto del dólar como del ECU, dado que su evolución influye en el grado de competitividad de la economía vía precios relativos de las importaciones y exportaciones; y del tipo de interés real, debido a su influencia sobre la demanda de inversión. Sin embargo, la producción extranjera no parece influir en la producción nacional (ninguno de los parámetros resulta significativo).

La política monetaria parece haberse dirigido a estabilizar la producción mediante el control del tipo de cambio real en la década de los ochenta.

La combinación de producción variable, imperfecta movilidad del capital y el comportamiento de la política monetaria no reduce suficientemente la variabilidad del tipo de cambio del dólar que sigue presentando "sobrerreacción", mientras que lo consigue en el ECU que presenta "infrarreacción". Este resultado es congruente con los obtenidos por otros autores sobre la reducción de la variabilidad del tipo de cambio de la peseta con respecto a las monedas del SME frente a la variabilidad de la peseta respecto a las monedas fuera del SME.

Los resultados de este trabajo, no obstante, están sujetos a las limitaciones tanto del modelo como del procedimiento de estimación. Resultaría interesante comprobar si estos resultados se mantienen al estimar el tipo de cambio peseta-marco, pero para ello habría que realizar la estimación mediante la aplicación de un modelo de dos países.

Por otra parte la modelización de la imperfecta movilidad del capital podría ser mejorada mediante la incorporación en el modelo de una medida mejor de la prima de riesgo; y por último, la estimación está sujeta al supuesto de que los residuos de la parte MA del modelo son estimados mediante un vector de autorregresión, mientras que no son generados por la propia estimación como serían en el caso de que se pudiese disponer de programas que estimasen modelos VARMA con restricciones en los parámetros.

Por todo ello, una posible extensión de este trabajo sería aplicar este procedimiento de estimación multivariante tanto a otros tipos de cambio como a otros modelos del tipo de cambio para poder comparar los resultados.

Anexo 1.- Descripcion de las variables

El tipo de cambio de la peseta-dólar se ha obtenido de los datos del Banco de España en series mensuales. La obtención de series trimestrales se obtuvo como el valor del tipo de cambio al final del periodo.

Los distintos índices de precios se obtuvieron de la serie homogeneizada de datos de la OCDE Quaterly Statistics. Todos los índices de precios tienen base 1986=100. El índice de precios utilizado es el deflactor del PIB.

La producción real se ha obtenido del valor en números índices proporcionados por la OCDE Quaterly Statistics, utilizando la serie Gross National Production, con base 1986=100.

Los tipos de interés son los correspondientes a los tipos de interés interbancarios a tres meses proporcionados por el Main Economic Indicators de la OCDE..

La oferta monetaria se obtuvo de la serie desestacionalizada de ALP del Main Economic Indicators de la OCDE. Se utilizaron datos del final del período para obtener los datos trimestrales y se pasaron a números índice suponiendo 1986=100.

Para obtener los datos agregados para el ECU, se utilizaron datos de aquellos países cuyos datos se publican homogéneamente en las estadísticas de la OCDE. Estos fueron Alemania, Reino Unido, Italia y Francia.

Se utilizaron como ponderación la que aparece en el ECU sumándole de acuerdo a su ponderación el porcentaje de los otros países junto con los de España. Los porcentajes de ponderación resultantes fueron redondeados quedando Alemania 45%, Francia 25%, Reino Unido e Italia 15%.

El tipo de cambio de la peseta respecto al ECU es el publicado por el Banco de España, usando datos de final de periodo para su conversión a trimestrales.

Anexo 2.- Resultados de la estimacion

CUADRO 1.- TEST DE RAICES UNITARIAS

TIPO DE CAMBIO DEL DOLAR

	LOGARITMOS	PRIMERAS DIFERENCIAS
e	-2,72	-4,38***
p*	-4,01**	
y*	-1,81	-3,95**
i*	-3,74**	

TIPO DE CAMBIO DEL ECU

	LOGARITMOS	PRIMERAS DIFERENCIAS
e	-1,99	-3,97**
y	-3,20	-3,33*
y*	-1,68	-4,15***
i*	-1,70	-3,81**

VARIABLES NACIONALES

	LOGARITMOS	PRIMERAS DIFERENCIAS
p	- 3,29	-3,81**
y	-1,92	-0,03
i	-3,63**	
m	-2,85	-3,35*

VALORES CRÍTICOS DE MACkINNON

1%	-4,1498	***	Significativa al 1 %
5%	-3,5005	**	al 5%
10%	-3,3294	*	al 10%

El estadístico utilizado es el Dickey-Fuller aumentado usando constante y tendencia. La hipótesis nula es que las variables presentan una raíz unitaria ..Si el estadístico es mayor que el valor crítico, se rechaza la hipótesis nula.

CUADRO 2.- RESULTADOS DEL MODELO

	T/C DEL DOLAR		T/C DEL ECU	
PARAM.	VALOR	T-STADIST	VALOR	T-STADIST
a_{11}	0,5242	0,5809	0,9163	1,031
a_{12}	0,4016	2,8357**	3,0158	3,017**
a_{21}	0,0733	4,9558**	0,1353	2,572**
a_{22}	0,0150	0,2200	-0,0739	-1,663
a_{23}	0,0992	3,5150**	0,1276	2,327**
a_{31}	0,6160	2,9031**	0,9611	2,636**
a_6	1,3785	1,6817*	2,2602	1,719*
a_1	-0,4590	-3,4647**	-3,2562	-3,270**
a_2	1,2376	3,7196**	2,9072	4,820**
a_3	0,3337	1,6447*	0,2243	1,557
α_1	0,8292	2,7354**	0,1868	0,968
α_2	-0,0131	-0,0474	0,3345	0,834
α_7	0,1922	1,2921	0,1489	1,256
α_8	0,9524	25,4383**	0,9525	18,548**
α_9	-0,0497	-0,3113	-0,0577	-0,761
VARIABLES EXOGENAS				
τ_1	0,8517	14,4982**	0,8544	12,459**
τ_2	0,6234	6,1278**	0,1699	1,393
τ_3	-0,0762	-2,5806**	-0,0004	-0,080
α_3	-0,6227	-2,1005**	-0,6779	-1,713*
α_4	-0,5752	-3,0043**	-0,3052	-1,364
α_5	0,1500	0,6545	-0,1630	-0,775

LOGL= 770,41 LOGL= 786,1

** significativa al 95%. * significativa al 90%

CUADRO 2.- PARAMETROS RESTRINGIDOS

	DOLAR	ECU
PARAM.	VALOR	VALOR
γ_1	3,0107	4,2674
γ_2	0,5674	-2,5669
γ_3	0,8486	2,1519
γ_4	0,0106	-0,0228
δ_1	0,0069	0,0074
δ_2	0,8990	0,8945
δ_3	0,0826	0,1634
δ_4	0,0091	-0,0778
λ_1	3,0088	4,2617
λ_2	0,9009	0,9002

Correlación entre los valores estimados y los reales

e	0,37	0,48
p	0,67	0,63
p^*	0,24	0,51
y^*	0,17	0,07
i^*	0,15	0,12
m	0,15	0,26
i	0,03	0,23
y	0,04	0,17

CUADRO 3. RESULTADOS DE LA ESTIMACION UNIECUACIONAL

	DOLAR		ECU	
	VALOR	T-STAD.	VALOR	T-STADIS
a_1	-0,063	-1,0162	-0,38	-3,1369
a_2	1,588	25,38	1,704	37,286
a_3	0,003	0,149	0,001	0,848
R^2	0,989		0,992	
D-W	1,805		1,831	
ρ	0,807		0,649	

NOTAS

[1] Hoffman y Schaelengauf(1983) : "Rational expectations and monetary models of exchange rate determination : An empirical examination". Págs 247-260.
Woo,W.T.(1985) :"The monetary approach to the exchange rate determination under rational expectations". Págs. 1-16.
Finn , M. (1986) : "Forcasting the exchange rate : A monetary or random walk phenomenon ?". Págs 181-193.

[2] MacDonald y Taylor (1993) : "The monetary approach to the exchange rate". Págs 89-107.
MacDonald y Taylor (1994) :"The monetary model of the exchange rate : long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk". Págs 276-290.

[3] Papell, D.H. (1988): Expectations and exchange rate dynamics after a decade of floating". págs. 303-317.

[4] La existencia de primas de riesgo, o al menos las desviaciones respecto de la paridad descubierta de interés parecen confirmadas en varios trabajos empíricos. Para el caso de la peseta-dólar, ver Jiménez- Ridruejo,Z. Y Lorenzo,C.(1995).

[5] Se supone que las desviaciones de la balanza por cuenta corriente de su valor de equilibrio se originan principalmente por desviaciones en la balanza comercial.Existen otras formas de modelizar la balanza corriente, en general la formulación más aceptada es suponer que la balanza corriente además depende del tipo de cambio real y de la diferencia de crecimiento entre la producción nacional y la del resto del mundo. Se ha adoptado la fórmula simplificada de Frenkel y Rodriguez por no aumentar más los parámetros a estimar.

[6] Frenkel, Jacob A.(1983): "Monetary Policy: Domestic Targets and International Constrainst". págs 48-53

[7] La regla de política monetaria se basa en que es la cantidad de dinero la variable de control y el tipo de interés se toma como exógena. Dicha regla podría transformarse considerando el tipo de interés como la variable de control y la oferta monetaria considerarse como exógena. Durante el periodo de estimación el Banco de España ha utilizado ambas, pero el tipo de interés lo ha sido explícitamente a partir de 1992, mientras que anteriormente lo era la A.L.P. Puesto que nuestro periodo de estimación concluye precisamente a finales de 1992, se ha elegido la opción de la oferta monetaria.

[8] No se trata de analizar empíricamente como se comporta la política monetaria en España, ya que para ello habría que introducir diversas reglas de política monetaria y contrastarlas empíricamente. Se ha introducido esa regla de política monetaria en el modelo con la finalidad de incorporar el hecho de que una política monetaria activa influye en la determinación del tipo de cambio. La elección de una regla de este tipo se debe a que con pocos parámetros para estimar permite analizar un gran número de supuestos sobre el comportamiento de la política monetaria. Obviamente el valor cero en alguno de los parámetros de la regla de política monetaria indicaría que dicha variable no es objetivo de control de la política monetaria.

[9] Nótese que las ecuaciones (9) y (10) son las ecuaciones (1)-(5) simplificadas.

[10] Taylor, J.B.(1980) : "Output and price stability : An international comparison". Págs. 109-132.

[11] Pappell, D. (1985) : "Activist monetary policy, imperfect capital mobility and exchange rate overshooting : The deutschmark/dollar rate". Págs. 219-240.

[12] Existen otros procedimientos diferentes al de los coeficientes indeterminados,pero cualquiera de ellos conduce a la misma solución.

[13] Taylor,J.B.(1986) : "New econometric approaches to stabilization policy in sthocastic models of macroeconomic fluctuations". Págs. 1997-2055.

[14] La teoría de series de tiempo nos dice que cualquier variable estacionaria puede ser modelizada como un AR infinito o como un MA infinito siendo además el proceso invertible.

[15] En el caso de que ambas sean >1 o ambas <1, perdemos la unicidad de la solución. En el primer caso,tendríamos dos soluciones inestables y en el segundo dos estables.

[16] Esta solución planteada como condición de estabilidad, no es ni más ni menos que imponer la no existencia de burbujas especulativas en los mercados. Otra forma de solucionar el modelo es la planteada por Chow(1983) que consistiría en estimar el coeficiente de la raíz supuestamente inestable C_1 con el resto del modelo, puesto que según este autor no hay porque desechar a priori la inexistencia de burbujas en el modelo y que sean los datos quien lo determine. Esto complicaría enormemente la obtención de la forma reducida y su estimación.

[17] Si se estima el modelo en primeras diferencias, no es descabellado suponer que los residuos sigan este esquema. La comprobación exacta no la obtenemos hasta una vez estimado el modelo, si los parámetros que miden la autocorrelación de los residuos no presentan unos valores aceptables nos indicaría que habría que cambiar dicho esquema.

[18] Fair,R.C. y Taylor, J.B.(1983):" Solution and Maximum Likelihood estimation of dynamic nonlinear rational expectations models". págs. 1169-1185.

[19] Taylor, J.B.(1986): Opus cit. 13

[20] Ver por ejemplo Dolado y Durán(1983), De la Dehesa y Fernández(1986), y Bajo Rubio(1987).

[21] En realidad compensaría los movimientos en el diferencial de interés, pero en nuestro modelo al ser el tipo de interés extranjero una variable exógena , se interpretaría la acomodación del tipo de interés nacional como un intento de acomodar el diferencial de interés.

[22] En Dolado y Durán(1983) ya se apuntaba la posibilidad de que la política monetaria española actuaba tratando de minimizar la variabilidad de la producción.

BIBLIOGRAFIA

-Bajo Rubio, O.(1987) : "Modelos monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Un análisis de los casos peseta-dólar y peseta-marco". Información Comercial Española, Julio, págs. 125-43.

-De la Dehesa, Guillermo y Fernández, Vicente J. (1986): " Regularidades empíricas del tipo de cambio de la peseta". Información Comercial Española, Abril, págs. 7-22.

-Dolado, Juan J. y Durán, Julio(1983): "Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta/dólar". Revista de Información Comercial Española, Diciembre, págs 95-108.

- Dornbusch, R. (1976): " Expectations and exchange rate dynamics". Journal of Political Economy, 84(6), págs 1161-1176.

-Fair,R.C. y Taylor, J.B.(1983):" Solution and Maximum Likelihood estimation of dynamic nonlinear rational expectations models". Econométrica, Vol.51, Nº 4, págs. 1169-1185.

- **Finn, Mary G. (1986):** " Forcasting the exchange rate: A monetary or random walk phenomenon?". Journal of International Money and Finance, 5(2), Junio, págs. 181-193.

- Frenkel,J.A. y Rodríguez,C.A.(1982) : " Exchange rate dynamics and the overshooting hypothesis". Staff Papers del Fondo Monetario Internacional, 29, págs. 1-29.

- **Frenkel, Jacob A. (1983):** " Monetary policy: Targets and international constraints". American Economic Review, 73,págs. 48-53.

- **Hoffman, Dennis L. y Schlagenhauf, Don E. (1983):** " Rational expectations and monetary models of exchange rate determination: An empirical examination". Journal of Monetary Economics, 11, págs 247-260.

- **Jiménez-Ridruejo,Z. y Lorenzo,C.(1996):** "Primas de riesgo y tipos de cambio esperados: Evidencia en la realción peseta-dólar. Revista de Economía, por aparecer.

-Lucas, R.E.(1976) : "Econometric Policy Evaluation :A crtique". En "The Phillips curve and Labor markets". Carnigie-Rochester Conference Series on Public Policy , Nº 1. (Suplemento del Journal of Monetary Economics, Enero)., págs 19-46.

- **Lütkepohl, H.(1991) :** "Introduction to Multiple Time Series Analysis". Springer-Verlag. Alemania.

- **MacDonald, Ronald y Taylor, Mark P. (1993):** " The monetary approach to the exchange rate". IMF Staff Papers, 40, Marzo, págs. 89-107.

- **MacDonald, Ronald y Taylor, Mark P. (1994):** " The monetary model of the exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk". Journal of International Money and Finance, 13(3), págs. 276-290.

- Papell, David H.(1985): " Activist monetary policy, imperfect capital mobility, and the overshooting hypothesis". Journal of International Economics, 18, págs. 219-240

-Papell, David H. (1988): " Expectations and exchange rate dynamics after a decade of floating". Journal of International Economics, 25, págs 303-317.

-Sims, C.A.(1972) : "Money, income and casuality". American Economic Review, 62, nº4. Págs. 540-552.

-Taylor, J.B. (1980): " Output and Price stability: An international comparison". Journal of Economic Dynamics and Control, 2, págs. 109-132.

-Taylor, J. B. (1986): " New econometric approaches to stabilization policy in sthocastic models of macroeconomic fluctuations". En "Handbook of Econometrics". Z. Griliches y M. Intriligator(eds.). North-Holland.Amsterdam.

- Woo, Wing T. (1985): " The monetary approach to the exchange rate determination under rational expectations". Journal of International Economics, 18 (1/2), Febrero, págs 1-16.