PARTE III

LA MODELIZACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO DE LA PESETA Y EL MARCO ALEMÁN DURANTE EL PERÍODO 1987-1996: EL MODELO DE RODRIGUEZ.

Para finalizar con el estudio relativo a la modelización del tipo de cambio entre la peseta y el marco alemán, dedicamos este último articulo a l analísis de la influencia que la balanza por cuenta corriente pudiese tener en la explicación del mismo. Para ello vamos a emplear un modelo que en su formulación estructural explicita dicha relación.

1) <u>HIPÓTESIS DEL MODELO</u>

El modelo monetario básico y el modelo de Frankel consideran ambos la hipótesis de sustituibilidad perfecta de los activos financieros nacionales y extranjeros. En el presente modelo de Rodriguez (1980) se considera que ello no es así de tal forma que aparece una prima de riesgo igual a la diferencia entre la depreciación esperada del tipo de cambio y el diferencial de tipos de interés interno y externo:

$$\rho = \dot{s}_t^e - i_t + i_t^* \qquad (1)$$

siendo:

- ρ = Prima de riesgo.
- $\dot{s}_t^e$ = Depreciación esperada del tipo de cambio.
- i_t = Tipo de interés interno a corto plazo.
- i_t^* = Tipo de interés externo a corto plazo.

Las hipótesis fundamentales del mismo son las siguientes:

- El país respecto al cual se determina el tipo de cambio, es un país pequeño que debe tomar como exógenas las variables exteriores.

- El mercado de dinero está permanentemente en equilibrio y suponiendo que la demanda de saldos reales se pueda representar mediante una función tipo Cagan, podemos poner:

$$\frac{M}{P} = \overline{Y}^{\eta} e^{-\varepsilon i} \qquad \eta > 0 \quad \varepsilon > 0 \qquad (2)$$

siendo $\overline{Y}$ la renta interna a largo plazo, M la oferta nominal interna de dinero, η la elasticidad de la demanda con respecto a la renta y ε la semielasticidad de la demanda respecto al tipo de interés. Tomando logaritmos la expresión anterior se transforma en:

$$m - p = \eta \overline{y} - \varepsilon i \qquad (3)$$

correspondiendo las letras en minúsculas a los logaritmos de las respectivas variables en mayusculas.

- La demanda agregada en el mercado de bienes y servicios puede establecerse por medio de la expresión:

$$D = \overline{Y}^{\gamma} \left(\frac{SP^{*}}{P} \right)^{\delta} e^{-\sigma i} \qquad 0 < \gamma < 1,\ \delta > 0, \sigma > 0 \qquad (4)$$

siendo γ la elasticidad de la demanda con respecto a la renta, δ la elasticidad de la demanda con respecto al tipo de cambio real y σ la semielasticidad de la demanda respecto al tipo de interés. Nuevamente tomando logaritmos en la expresión anterior se transforma en:

$$d = \gamma y + \delta(s + p^{*} - p) - \sigma i \qquad (5)$$

donde nuevamente las variables en minúsculas representan los logaritmos de las correlativas variables en mayúsculas.

- El mercado de bienes y servicios se ajusta con lentitud lo cual implica la existencia de rigideces en los precios a corto plazo. En este sentido puede suponerse que los precios se ajustan al exceso de demanda existente conforme a la siguiente ley:

$$\dot{p} = \xi(d - \overline{y}) \qquad \xi > 0 \qquad (6)$$

siendo ξ un parámetro que mide la velocidad de ajuste en dicho mercado.

- Esquema de expectativas regresivas consistente en suponer que la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio depende de las desviaciones del tipo de cambio actual respecto a su valor de equilibrio a largo plazo, es decir:

$$\dot{s}_t^{e} = \theta \,.\, (\overline{s} - s_t) \qquad 0 < \theta < 1 \qquad (7)$$

siendo $\overline{s}$ el tipo de cambio a largo plazo y s_t el tipo de cambio actual. El parámetro θ mide la velocidad de ajuste del tipo de cambio a corto plazo al correspondiente valor a largo plazo.

- La balanza de pagos entre ambos países se encuentra continuamente equilibrada. Ello implica que el valor absoluto del saldo de la balanza por cuenta corriente es igual al valor absoluto del saldo de la balanza por cuenta de capital. Por otro lado, se considera que la balanza por cuenta corriente se puede expresar en función del tipo de cambio real de la siguiente forma:

$$CC\left(\frac{SP^*}{P}\right)=\left(\frac{SP^*}{P}\right)^{\delta} \qquad \delta > 0 \quad (8)$$

y que la balanza por cuenta de capital puede expresarse en función de la prima de riesgo en la forma:

$$FC(\rho) = e^{\beta\left(\dot{s}^e - i + i^*\right)} \qquad \beta > 0 \qquad (9)$$

Debido a que los valores absolutos son iguales se cumplirá:

$$\frac{CC}{FC} = 1$$

Tomando logaritmos en esta expresión resulta:

$$\ln CC - \ln FC = 0$$

o lo que es equivalente:

$$\delta\left(s + p^* - p\right) + \beta\left(i - i^* - \dot{s}^e\right) = 0 \qquad (10)$$

siendo las letras en minúsculas los logaritmos de las correlativas variables en mayúsculas.

2) LA SENDA DE VARIACIÓN DE LOS PRECIOS Y TIPOS DE CAMBIO

Partiendo de las relaciones anteriormente expuestas y considerando un conjunto de expectativas estáticas en el equilibrio:

$$\dot{p} = \dot{s} = \dot{s}^e = 0 \quad \Rightarrow \quad i = i^*, p = \bar{p}, s = \bar{s} \qquad (11)$$

podemos determinar las trayectorias que conducen a los precios y tipos de cambio al equilibrio.

Para ello si en la ecuación correspondiente al equilibrio del mercado monetario:

$$m - p = \eta \bar{y} - \varepsilon i \qquad (12)$$

sustituimos las condiciones que deben satisfacerse a largo plazo: $p = \bar{p}$ e $i = i^*$, resulta:

$$m - \bar{p} = \eta \bar{y} - \varepsilon i^* \qquad (13)$$

Si despejamos de estas dos relaciones los valores de *i* e *i**, respectivamente:

$$i = \frac{p - m}{\varepsilon} + \frac{\eta}{\varepsilon}\bar{y} \qquad (14)$$

$$i^* = \frac{\bar{p} - m}{\varepsilon} + \frac{\eta}{\varepsilon}\bar{y} \qquad (15)$$

Si restamos estas dos expresiones resulta:

$$i - i^* = \frac{p - \bar{p}}{\varepsilon} \qquad (16)$$

Por otro lado, la expresión correspondiente al equilibrio de la balanza de pagos adopta la siguiente representación a largo plazo:

$$\delta\left(\bar{s} + p^* - \bar{p}\right) + \beta\left(i^* - i^*\right) = 0 \quad \Rightarrow \quad p^* = \bar{p} - \bar{s} \qquad (17)$$

Sustituyendo este último resultado así como también el valor correspondiente al diferencial de intereses i - i^* anteriormente obtenido, en la expresión relativa al equilibrio de la balanza de pagos:

$$\delta\left[(s - \bar{s}) - (p - \bar{p})\right] + \beta\left[\frac{1}{\varepsilon}(p - \bar{p}) - \dot{s}^{e}\right] = 0 \qquad (18)$$

Finalmente, si suponemos que la previsión es perfecta de forma que las variaciones esperadas en el tipo de cambio son las que efectivamente se producen, se cumplirá que con lo que llegamos finalmente a la expresión:

$$\delta\left[(s - \bar{s}) - (p - \bar{p})\right] + \beta\left[\frac{1}{\varepsilon}(p - \bar{p}) - \dot{s}\right] = 0 \qquad (19)$$

Por otro lado si sustituimos en la expresión correspondiente al ajuste de precios en el mercado de bienes y servicios:

$$\dot{p} = \xi\left(d - \overline{y}\right) \qquad (6)$$

la demanda por la expresión (5) tenemos la siguiente relación:

$$\dot{p} = \xi\left[(\gamma - 1)\overline{y} - \sigma i + \delta\left(\overline{s} + p^{*} - p\right)\right] \qquad (20)$$

Como en la situación de equilibrio a largo plazo debe cumplirse: $\dot{p} = 0$, $i = i^{*}$, $p = \overline{p}$ y $s = \overline{s}$, sustituyendo en la expresión anterior resulta:

$$\dot{p} = (\gamma - 1)\overline{y} - \sigma i^{*} + \delta\left(\overline{s} + p^{*} - \overline{p}\right) = 0$$

Si restamos esta última expresión multiplicada por > a la ecuación (20) nos queda finalmente:

$$\dot{p} = \xi\delta\,(s - \overline{s}) - \xi\left[\delta + \frac{\sigma}{\varepsilon}\right](p - \overline{p}) \qquad (21)$$

El conjunto de ecuaciones (19) y (21) forman un sistema de ecuaciones diferenciales ordinarias con coeficientes constantes cuya resolución proporciona el conjunto de trayectorias relativas a los niveles de precios y tipos de cambio hasta alcanzar los correspondientes valores de equilibrio a largo plazo.

Para su resolución, expresaremos dichas ecuaciones en términos del operador lineal en diferencias "*D*" de la siguiente forma:

$$(\beta D - \delta)s - \left(\frac{\beta}{\varepsilon} - \delta\right)p = -\delta\,\overline{s} - \left(\frac{\beta}{\varepsilon} - \delta\right)\overline{p} \qquad (22)$$

$$\left[D + \varepsilon\left(\delta + \frac{\sigma}{\varepsilon}\right)\right]p - \xi\delta\,s = \xi\delta\,\overline{s} + \xi\left(\delta + \frac{\sigma}{\varepsilon}\right)\overline{p} \qquad (23)$$

Si multiplicamos la primera expresión por $(\xi\delta)$ y la segunda por $(\beta D - \delta)$ y sumamos ambas expresiones miembro a miembro, desaparecen todos los sumandos en s y $\overline{s}$ quedando finalmente la siguiente expresión:

$$(\beta D-\delta)\left[D+\xi\left(\delta+\frac{\sigma}{\varepsilon}\right)\right]p-\xi\delta\left(\frac{\beta}{\varepsilon}-\delta\right)p=-\frac{\xi\delta}{\varepsilon}(\beta+\sigma)\overline{p} \qquad (24)$$

operando esta última expresión nos queda finalmente:

$$p''+\left(\xi\delta+\frac{\xi\sigma}{\varepsilon}-\frac{\delta}{\beta}\right)p'-\frac{\xi\delta}{\varepsilon}\left(1+\frac{\sigma}{\beta}\right)p=-\frac{\xi\delta}{\varepsilon}\left(1+\frac{\sigma}{\beta}\right)\overline{p} \qquad (25)$$

Esta es una ecuación diferencial lineal de segundo orden y de coeficientes constantes, siendo la ecuación característica de la ecuación homogénea la siguiente:

$$r^2+\left(\xi\delta+\frac{\xi\sigma}{\varepsilon}-\frac{\delta}{\beta}\right)r-\frac{\xi\delta}{\varepsilon}\left(1+\frac{\sigma}{\beta}\right)=0 \qquad (26)$$

Dado que el término independiente de esta ecuación es negativo, se deduce que las dos raíces que tiene son de diferente signo. Por otra parte y puesto que el discriminante de la ecuación es también mayor que cero:

$$\Delta=\left(\xi\delta+\frac{\xi\sigma}{\varepsilon}-\frac{\delta}{\beta}\right)^2+4\frac{\xi\delta}{\varepsilon}\left(1+\frac{\sigma}{\beta}\right)>0 \qquad (27)$$

entonces podemos afirmar que las dos raíces son reales. Denominaremos a estas respectivamente como:

$$\alpha_1<0 \quad y \quad \alpha_2>0$$

En estas condiciones, la familia de trayectorias que es solución de la ecuación diferencial homogénea es:

$$p=C_1e^{\alpha_1 t}+C_2e^{\alpha_2 t}$$

una solución particular de la ecuación completa es $p=\overline{p}$ con lo que la solución general resulta ser:

$$p=C_1e^{\alpha_1 t}+C_2e^{\alpha_2 t}+\overline{p} \qquad (28)$$

Sin embargo, no todas las trayectorias definidas por la expresión anterior convergen hacia el valor del precio a largo plazo. Las únicas que lo hacen son aquellas que presentan límite finito cuando la variable tiempo tiende hacia infinito. Esta condición la cumplen únicamente las trayectorias para las que $C_2 = 0$. Así resulta:

$$\lim_{t\to\infty}\left(C_1 e^{\alpha_1 t} + \overline{p}\right) = \overline{p}$$

En consecuencia, las trayectorias que consideraremos serán del tipo:

$$\boxed{p = C_1 e^{\alpha_1 t} + \overline{p}} \qquad (\alpha_1 < 0) \qquad (29)$$

Si sustituimos este último resultado en la ecuación (21) nos queda:

$$\alpha_1 C_1 e^{\alpha_1 t} = \xi\delta(s - \overline{s}) - \xi\left[\delta + \frac{\sigma}{\varepsilon}\right] C_1 e^{\alpha_1 t}$$

Si despejamos *"s"* de esta expresión, obtenemos finalmente:

$$\boxed{s = C_1 e^{\alpha_1 t}\left[1 + \frac{\alpha_1}{\xi\delta} + \frac{\sigma}{\delta\varepsilon}\right] + \overline{s}} \qquad (30)$$

Por último, si representamos la ecuación representativa del equilibrio en el mercado monetario en términos del equilibrio a largo plazo, resulta:

$$m - \overline{p} = \eta\overline{y} - \varepsilon i^*$$

si diferenciamos esta expresión resulta:

$$d(m) - d(\overline{p}) = \eta\, d(\overline{y}) - \varepsilon\, d(i^*) \;\Rightarrow\; d(m) = d(\overline{p}) \qquad (31)$$

ya que $\overline{y}$ e i^* permanecen constantes. Ello significa que cualquier incremento en la oferta monetaria se traducirá a largo plazo en un incremento igual del nivel de precios.

Por otra parte, ya vimos que la expresión correspondiente al equilibrio en la balanza de pagos admitía la siguiente expresión a largo plazo:

$$\delta\left(\overline{s} + p^* - \overline{p}\right) + \beta\left(i^* - i^*\right) = 0 \quad\Rightarrow\quad p^* = \overline{p} - \overline{s} \qquad (32)$$

Diferenciando esta relación resulta:

$$d(p^*) = d(\overline{p}) - d(\overline{s}) = 0 \;\Rightarrow\; d(\overline{p}) = d(\overline{s}) \;\Rightarrow\; d(\overline{s}) = d(m) \qquad (33)$$

ya que p^* permanece constante. Esta expresión nos indica que cualquier incremento en la oferta monetaria se traduce a largo plazo en un incremento igual del tipo de cambio.

3) CONCLUSIONES DERIVADAS DEL MODELO

Vamos a analizar a continuación el valor correspondiente al parámetro θ que forma parte del esquema de expectativas que hemos definido. Para ello, si derivamos la expresión (30) llegamos a:

$$\dot{s} = \left(1 + \frac{\sigma}{\varepsilon\delta} + \frac{\alpha_1}{\xi\delta}\right)\alpha_1 C_1 e^{\alpha_1 t}$$

Comparando esta expresión nuevamente con la (30) así como también con el propio esquema de expectativas considerado, llegamos a que:

$$\frac{\dot{s}}{\alpha_1} = s - \overline{s}$$

$$\dot{s} = -\alpha_1\left(\overline{s} - s\right) \;\Rightarrow\; \theta = -\alpha_1$$

Ello significa que la velocidad de ajuste del tipo de cambio, es igual a la raíz negativa de la ecuación característica del sistema de ecuaciones diferenciales, cambiada de signo. Con ello resulta $\theta > 0$, tal y como planteamos en el correspondiente esquema de expectativas adoptado.

Por otra parte, si en la ecuación correspondiente al equilibrio de la balanza de pagos:

$$\delta\left(s + p^* - p\right) + \beta\left(i - i^* - \dot{s}^e\right) = 0 \qquad (10)$$

imponemos las condiciones que deben cumplirse en el equilibrio a largo plazo, llegamos a que puede representarse de la siguiente forma:

$$\delta\left(\overline{s} + p^* - \overline{p}\right) + \beta\left(i^* - i^*\right) = 0 \;\Rightarrow\; p^* = \overline{p} - \overline{s}$$

Introduciendo el valor obtenido para p^* nuevamente en la relación (10) a la vez que empleando el esquema de expectativas que estamos utilizando, llegamos a la siguiente expresión:

$$\left[\delta + \beta\theta\right]\left(s - \overline{s}\right) = \delta\left(p - \overline{p}\right) - \beta\left(i - i^*\right)$$

Por último, si sustituimos el valor de ($i - i^*$) por la expresión que anteriormente obtuvimos:

$$i - i^* = \frac{p - \overline{p}}{\varepsilon} \qquad (16)$$

tenemos finalmente:

$$\left(s - \overline{s}\right) = \frac{\delta - \dfrac{\beta}{\varepsilon}}{\delta + \beta\theta}\left(p - \overline{p}\right) \qquad (34)$$

De la observación de la expresión anterior, se deduce que cuando la velocidad del ajuste es baja $\delta > \beta/\varepsilon$ y entonces el quebrado es mayor que cero. Dados $\overline{s}$ *y* $\overline{p}$, el tipo de cambio y el nivel de precios se mueven en la misma dirección.

Cuando la velocidad de ajuste es alta $\delta < \beta/\varepsilon$, el quebrado es menor que la unidad y el nivel de precios y el tipo de cambio están inversamente relacionados. ara un nivel dado de $\overline{s}$ *y* $\overline{p}$,un incremento en el nivel de precios empeora la balanza por cuenta corriente y mejora la balanza de capital. Esto es así porque es preciso un incremento de los tipos de interés para compensar el alza de precios y preservar el equilibrio en el mercado de dinero, dependiendo en última instancia dicho incremento del valor $1/\varepsilon$. Cuando β es alto, la elevación en *i* origina una rápida mejora de la balanza de capital, que probablemente más que compense el empeoramiento en la balanza por cuenta corriente. Para restablecer el equilibrio en la balanza de pagos, el tipo de cambio deberá apreciarse. Dicha apreciación restablece el equilibrio al empeorar la balanza por cuenta corriente y, creando expectativas de depreciación, empeora la balanza de capital. En este caso el tipo de cambio y el nivel de precios se mueven en direcciones opuestas . Si, por el contrario, β es pequeño en relación con β/ε, el empeoramiento de la balanza por cuenta corriente que sigue al incremento de precios, no será compensado por la mejora en la balanza de capital y el equilibrio de la balanza de pagos exigirá una depreciación de la moneda. En este caso, la dinámica de ajuste se caracteriza por una situación en que precios y tipo de cambio se mueven en la misma dirección.

Si diferenciamos la expresión (34) tenemos:

$$\left(ds - d\overline{s}\right) = \frac{\delta - \dfrac{\beta}{\varepsilon}}{\delta + \beta\theta}\left(dp - d\overline{p}\right)$$

Debido a la rigidez en los precios a corto plazo se cumple que *dp* = 0 por lo que la relación anterior puede expresarse en los siguientes términos:

$$(ds - d\overline{s}) = \frac{\delta - \dfrac{\beta}{\varepsilon}}{\delta + \beta\theta}\,(-d\overline{p})$$

Anteriormente mostramos que a largo plazo se verifica:

$$d(\overline{s}) = d(\overline{p}) = d(m)$$

por lo cual la relación anterior puede finalmente expresarse en la siguiente forma:

$$\frac{ds}{dm} = 1 - \frac{\delta - \dfrac{\beta}{\varepsilon}}{\delta + \beta\theta} \qquad (35)$$

Esta última expresión nos indica que existirá desbordamiento del tipo de cambio siempre que el segundo sumando del segundo término sea positivo, para lo cual será preciso que el numerador sea un número mayor que cero.

Por lo tanto existirá desbordamiento positivo (overshooting) si:

$$\frac{\delta - \dfrac{\beta}{\varepsilon}}{\delta + \beta\theta} < 0 \;\Rightarrow\; \delta - \frac{\beta}{\varepsilon} < 0 \;\Rightarrow\; \frac{\beta}{\varepsilon} > \delta$$

y existirá desbordamiento negativo (undershooting) si:

$$\frac{\delta - \dfrac{\beta}{\varepsilon}}{\delta + \beta\theta} > 0 \;\Rightarrow\; \delta - \frac{\beta}{\varepsilon} > 0 \;\Rightarrow\; \frac{\beta}{\varepsilon} < \delta$$

Es decir, cuando existe un alto grado de movilidad del capital correspondiente a altos valores de ∃ se producirá overshooting, en tanto que para valores de ∃ bajos y pequeña movilidad del capital se generará undershooting.

4) <u>LA DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO</u>

Teniendo en cuenta que se considera que los valores absolutos de la balanza por cuenta corriente y de la balanza por cuenta de capital son iguales ($CC_t = CF_t$), tomando logaritmos y expresando la cuenta de capital en función de la prima de riesgo existente, resulta:

$$cc_t = -\beta\left(i_t - i_t^* - \dot{s}_t^e\right)$$

siendo cc_t el logaritmo de la cuenta corriente.

Si en la anterior ecuación sustituimos el valor de $\dot{s}^e$ por el correspondiente esquema de expectativas que estamos considerando y efectuamos operaciones, llegamos finalmente a la siguiente expresión para el tipo de cambio:

$$s_t = \bar{s} - \frac{1}{\theta}\left(i_t - i_t^*\right) - \frac{1}{\beta\theta} cc_t$$

Por último si el tipo de cambio a largo plazo lo modelizamos mediante la expresión correspondiente al modelo monetario básico resulta que el tipo de cambio puede representarse mediante la siguiente expresión:

$$s_t = \alpha + \left(m_t - m_t^*\right) - \eta\bar{y}_t + \eta^*\bar{y}_t^* + \varepsilon\bar{i}_t - \varepsilon^*\bar{i}_t^* - \frac{1}{\theta}\left(i_t - i_t^*\right) - \frac{1}{\beta\theta} cc_t$$

siendo $\bar{s}_t$ el logaritmo natural del tipo de cambio a largo plazo, m_t y m_t^* los logaritmos naturales de las ofertas monetarias interna y externa, $\bar{y}_t$ e $\bar{y}_t^*$ los logaritmos naturales de las rentas reales interna y externa a largo plazo, y finalmente $\bar{i}_t$ e $\bar{i}_t^*$ los tipos de interés interno y externo a largo plazo respectivamente.

5) <u>APLICACIÓN PRÁCTICA OBJETO DE ESTE TRABAJO</u>

Mediante el modelo anteriormente expuesto vamos a realizar una contrastación consistente en 1987-1996 cto analizar la evolución del tipo de cambio peseta/marco alemán durante el período 1987-1996 de forma que podamos analizar los efectos de la balanza por cuenta corriente en la determinación del tipo de cambio. Por otra parte, durante el período considerado se produce el hecho de la reunificación alemana y analizaremos asimismo la posibilidad de que pudiese haberse producido algún tipo de cambio estructural en la modelización a consecuencia de los hechos económicos acontecidos a raíz de la misma.

En cuanto a la metodología utilizada para el calculo de los diferentes coeficientes de la relación estructural, ésta ha consistido en el empleo de técnicas tradicionales econométricas basadas en el método de los mínimos cuadrados juntamente con la hipotética corrección de la autocorrelación de los residuos del modelo mediante el algoritmo iterativo de Cochrane-Orcutt.

Dado que el coeficiente que multiplica al diferencial de ofertas monetarias es igual a la unidad, se ha llevado a cabo una estimación del modelo en la forma siguiente:

$$s_t - \left(m_t - m_t^*\right) = \beta_1 - \beta_2 \bar{y}_t + \beta_3 \bar{y}_t^* + \beta_4 \bar{i}_t - \beta_5 \bar{i}_t^* - \beta_6 \left(i_t - i_t^*\right) - \beta_7 cc_t$$

Las variables empleadas para la contrastación en forma de series mensuales (Fuente: Banco de España) han sido las siguientes:

1) Tipos de cambio actuales entre la peseta y el marco
2) Oferta monetaria española (M3) en millones de pesetas.
3) Oferta monetaria alemana (M3) en millones de marcos.
4) Producto Interior Bruto español y alemán en millones de patrones de poder de compra (PPC).
5) Interés de la deuda española del Estado a medio y largo plazo (3 años).
6) Interés de la deuda alemana del Estado a medio y largo plazo (3 años).
7) Interés español en operaciones de regulación monetaria.
8) Interés de intervención (redescuento) alemán.
9) Exportaciones e importaciones de bienes y servicios entre España y Alemania en millones de pesetas.

5.1) <u>Período 1987-1996</u>

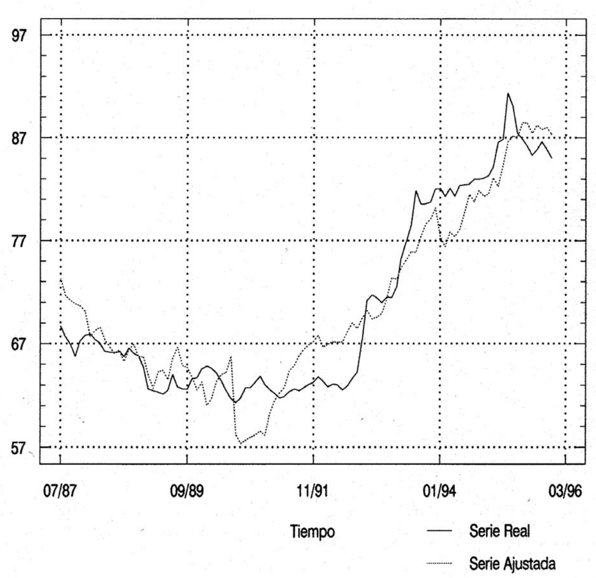
Dado que las correspondientes rentas reales no resultan ser observables, se ha realizado una estimación de dichos valores mediante un alisado de las correspondientes series a corto plazo a través de la obtención de medias móviles en base a los 5 últimos datos anteriores a cada determinación.

La estimación final del modelo ofrece los siguientes resultados:

$$\underset{(2,9431)}{s_t = 7,235378} + (m_t - m_t^*) \underset{(-1,6746)}{- 1,258399\, \bar{y}_t} \underset{(1,7650)}{+ 0,982592^*\, \bar{y}_t^*} \underset{(2,0776)}{+ 0,01349\, \bar{i}_t} \underset{(-3,2705)}{- 0,025937^*\, \bar{i}_t^*} \underset{(-0,8873)}{- 0,005206\, (i_t - i_t^*)} \underset{(-2,4643)}{- 0,288781\, cc_t} + u_t$$

R-SQ (Adj) = 0,9742
DurbWat = 1,667

Los números entre paréntesis son los correspondientes valores de la distribución t de Student que permiten definir el nivel de significación de cada uno de los coeficientes. Puede comprobarse que todos ellos tienen signos acordes con la especificación del modelo. No obstante, carecen de significación los coeficientes relativos a las rentas reales a largo plazo así como también el coeficiente correspondiente al diferencial de tipos de interés a corto, por lo que el ajuste no puede considerarse como satisfactorio. Por otro lado el coeficiente de determinación ajustado presenta un valor de 0,9742 y el estadístico de Durbin Watson un valor de 1,667 indicativo de que no existen problemas de autocorrelación en los residuos.



Con la idea de mejorar el ajuste anterior y a la vista de la evolución gráfica que presenta el tipo de cambio, se analizó mediante el test de Chow la existencia de cambio estructural en el modelo a partir del año 1992. Mediante dicho test el valor del estadístico para el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural ofrecío un valor de 13,01 muy superior al correspondiente valor $F_{0,95}(7;88)$, por lo que se rechaza dicha hipótesis nula.

Como consecuencia de los resultados anteriores, se han contemplado en la modelización los períodos 1987-1992 y 1992-1996 de forma independiente.

5.2) <u>Período 1987-1992</u>

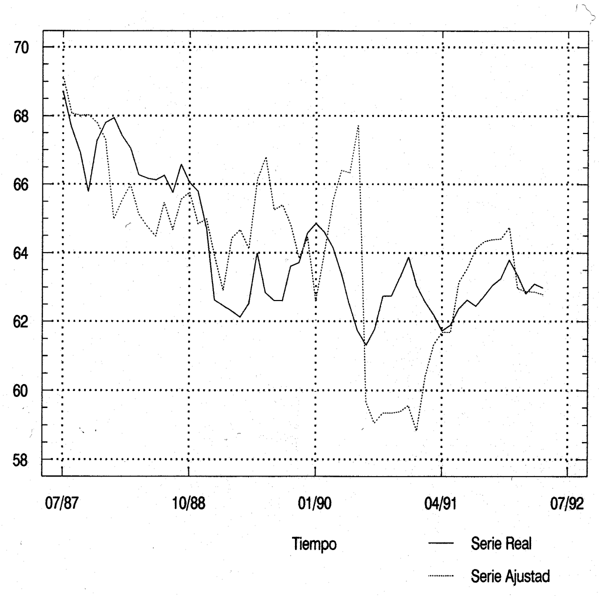
Para este intervalo y siguiendo técnicas econométricas análogas a las ya citadas anteriormente, se obtuvo la siguiente estimación del comportamiento del tipo de cambio:

$$s_t = \underset{(2,7353)}{8,760307} + (m_t - m_t^*) - \underset{(-0,2138)}{0,388476}\, \bar{y}_t + \underset{(0,0531)}{0,070555}^*\, \bar{y}_t^* + \underset{(1,6921)}{0,016293}\, \bar{i}_t - \underset{(-0,7717)}{0,01036}^*\, \bar{i}_t^* - \underset{(-1,0788)}{0,008163}\,(i_t - i_t^*) - \underset{(-1,0473)}{0,308459}\, cc_t + u_t$$

R-SQ (Adj) = 0,9870
DurbWat = 1,677

En este período salvo el coeficiente correspondiente al término independiente, el resto de ellos aunque tienen signos coherentes con los que el modelo teórico indica, sin embargo presentan muy bajo nivel de significación por lo cual el modelo no explica en absoluto la evolución del tipo de cambio. Del valor del estadístico de Durbin Watson se desprende que no existen síntomas de autocorrelación en los residuos del modelo.

La representación conjunta de las series real y ajustada de los tipos de cambio se representa en el siguiente gráfico:



5.3) <u>Período 1992-1996</u>

Por último para este período se obtuvo la siguiente estimación del comportamiento de los tipos de cambio:

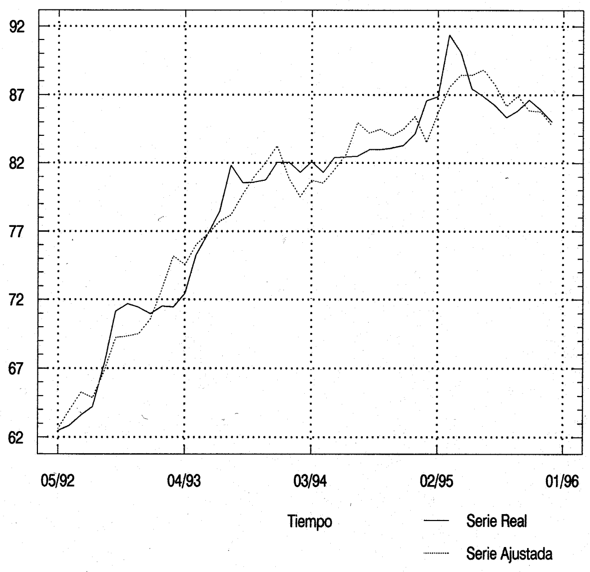
$$s_t = 14{,}760417 + (m_t - m_t^*) - \underset{(-4{,}3088)}{4{,}158889}\, \bar{y}_t + \underset{(3{,}4043)}{3{,}044344^*}\, \bar{y}_t^* + \underset{(0{,}8526)}{0{,}008506}\, \bar{i}_t - \underset{(-4{,}0548)}{0{,}050484^*}\, \bar{i}_t^* - \underset{(-0{,}9908)}{0{,}011285}\, (i_t - i_t^*) - \underset{(-1{,}2115)}{0{,}173682}\, cc_t + u_t$$

(2,7353)

R-SQ (Adj) = 0,9983
DurbWat = 1,539

En este período los coeficientes correspondientes a la cuenta corriente, diferencial de tipos de interés a corto plazo y tipo de interés interno a largo plazo, tampoco tienen un nivel de significación relevante por lo que aunque los signos de todos ellos si son validos en relación a lo que modelo establece, no puede considerarse tampoco la modelización como satisfactoria en ningún sentido.

La representación conjunta de las series real y ajustada de los tipos de cambio se representa en el siguiente gráfico:



6) <u>BIBLIOGRAFIA</u>

- Boletín Económico y Estadístico. *Ed. Banco de España*.
- Cuentas Financieras de la Economía Española. *Ed. Banco de España*.
- GAMEZ AMIAN, C., Teoría Monetaria de los Tipos de Cambio. *Universidad de Málaga. Caja de Ahorros de Antequera.* 1985.
- GAMEZ AMIAN, C y TORRES J.L., Teoría Monetaria Internacional. *Mc Graw Hill.* 1996.
- BAJO, O. y SOSVILLA, S., Teorías del tipo de cambio: Una panorámica. *ICAE.* 1993.
- NOVALES, A., Econometría. *Mc Graw Hill*
- FRENKEL, J. Y RODRIGUEZ C.A., Portfolio Equilibrium and the Balance of Payments. A monetary approach. *American Economic Review.* (1975).
- FRENKEL, J. Y RODRIGUEZ C.A., Exchange Rate Dinamics and the Overshooting Hypothesis. *Staff Papers I.M.F.* (1982).
- PEREZ, C., Análisis estadístico con STATGRAPHICS. Técnicas básicas. *Ed. ra-ma.* 1996.
- PEREZ, C., Econometría y análisis estadístico multivariable con STATGRAPHICS. *Ed. ra-ma.* 1996.
- JOHNSTON, J. Métodos de econometría. *Vicens Universidad.* 1987.