



**Departamento de Economía Aplicada II
Universidad de Valencia**

Documento de Trabajo/Working Paper 00/01

EFFECTOS DEL PROGRAMA DE DESINFLACION COMPETITIVA EN ESPAÑA SOBRE EL TIPO DE CAMBIO REAL

por

Mariam Camarero
Universidad Jaume I y Wharton School, University of Pennsylvania

Vicente Esteve
Universidad de Valencia

Cecilio Tamarit
Universidad de Valencia y Wharton School, University of Pennsylvania

RESUMEN

En este trabajo se investiga la relación entre el tipo de cambio efectivo real de la peseta respecto a la Unión Europea, los términos de intercambio y el diferencial de intereses reales para el periodo 1980-1994, durante buena parte del cual se desarrolló la estrategia conocida como "desinflación competitiva". El análisis se basa en el modelo monetario, en términos reales, planteado por Meese y Rogoff (1988), en el que se introduce, como factor explicativo del comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real, los términos de intercambio. Los resultados obtenidos muestran que, durante el periodo estudiado, el diferencial de intereses reales, representativo de las políticas de demanda realizadas por las autoridades domésticas frente a las extranjeras, ha sido el factor más relevante, en detrimento de los términos de intercambio. Ello podría estar reflejando la política monetaria contractiva emprendida con el doble objetivo de controlar la inflación y mantener el tipo de cambio nominal dentro de los márgenes del SME, así como los importantes cambios emprendidos en la financiación de la actividad del sector público durante estos años

Palabras clave: tipo de cambio real, términos de intercambio, diferencial de intereses reales, cointegración multivariante.

Clasificación JEL: F31, C32

Introducción.

El tipo de cambio real es una variable clave para un país como España, que ha experimentado un importante cambio en sus relaciones exteriores en la última década. Durante el período 1989-1993 aproximadamente, la estrategia de "peseta fuerte" se utilizó como mecanismo anti-inflacionario, pues suponía una apuesta de las autoridades monetarias por el control de precios, dado que si éstos se apartaban de los de Alemania, tomado como país de referencia, el tipo de cambio real se iría apreciando de forma progresiva y ello deterioraría la posición competitiva de la economía española. Este proceso se conoce también en la literatura como estrategia de "desinflación competitiva" (Fitoussi (1993)).

Al mismo tiempo, la política emprendida supuso elevar los tipos de interés nominales con el fin de controlar la inflación. Dicha política atrajo capitales extranjeros, lo que añadió presión apreciadora sobre la peseta. En esta misma dirección puede pensarse que ha jugado un papel importante la captación de capitales, en competencia con la inversión privada, para la financiación del gasto público. Sin embargo, tras las crisis sufridas en el seno del SME desde 1992, la peseta fue devaluada en cuatro ocasiones, generándose un amplio debate sobre el grado de apreciación de la moneda española en el momento de su entrada en el mecanismo de cambios e intervención del SME.

El principal rasgo de este trabajo es que se centra no sólo en los factores nominales, sino también en los determinantes reales que puedan explicar la apreciación sufrida por el tipo de cambio real durante esos años. En concreto, frente a trabajos anteriores de Camarero y Tamarit (1995, 1996), que adoptan una perspectiva monetarista, en éste se consideran también otros factores, esencialmente reales, a través de los términos de intercambio, si

bien de forma adicional, se consideran también los aspectos relacionados con la política económica interna, a través de una segunda variable explicativa, que es el diferencial real de tipos de interés, que recogería la actuación de las autoridades monetarias y fiscales.

Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es analizar la importancia de ambos tipos de factores, mediante un modelo de determinación del tipo de cambio real basado en el diferencial de intereses reales, siguiendo la perspectiva de Meese y Rogoff (1988), combinado con un modelo de equilibrio general para la determinación del tipo de cambio real a largo plazo en función de los términos de intercambio. Con ello no se pretende agotar todos los posibles determinantes del tipo de cambio real, sino analizar el papel de dos factores que se muestran especialmente relevantes para la economía española durante el período analizado.

El trabajo se ordena de la forma siguiente: en la primera sección se analiza el comportamiento del tipo de cambio y su evolución en relación con las otras variables explicativas; en la segunda, se presentan algunos aspectos teóricos sobre la determinación del tipo de cambio efectivo real; la tercera sección se dedica a la exposición de los principales resultados empíricos y, finalmente, en el último apartado, se recogen las conclusiones e implicaciones de política económica.

1. Evolución del tipo de cambio efectivo real y sus posibles determinantes en España desde 1980.

Antes de presentar los aspectos teóricos de este trabajo, es conveniente describir el comportamiento de la variable objeto del estudio, el tipo de cambio efectivo real, así como de los factores que se han considerado explicativos de tal evolución.

Para ello, el gráfico 1 muestra el tipo de cambio efectivo real de la

peseta respecto a la UE entre 1980 y 1994, que se ha definido en términos de los precios al consumo y se denomina $ltpc_t$. Junto con esta variable se representa uno de sus determinantes potenciales: los términos de intercambio ($ltot_t$).

Centrando el análisis en la primera de las variables, a la hora de realizar el trabajo empírico se ha optado por el tipo de cambio efectivo real basado en el IPC, como hacen Gruen y Wilkinson (1994), dado que éste incluye tanto los precios de los bienes comercializables como los de los no comercializables en su definición. Es conveniente destacar también la utilización del tipo de cambio efectivo, en lugar de uno bilateral. A pesar de que los modelos teóricos presentados en la sección segunda se definen para tipos de cambio bilaterales, el proceso de integración financiera y de convergencia de España en el ámbito europeo justifican este tipo de análisis, ya que la economía española se relaciona y se integra con el área en su conjunto (aunque también con los países individuales), al tiempo que los criterios de convergencia nominales derivados del Tratado de Maastricht se han definido respecto a un grupo de países.

Durante el período estudiado, el tipo de cambio efectivo real de la peseta se mantuvo, a pesar de la devaluación de 1982, relativamente estable durante los primeros ocho años de la década, pues dicha devaluación se vio compensada por la mayor tasa de crecimiento de los precios domésticos frente a los comunitarios. La segunda mitad de la década de los ochenta fue un período de crecimiento sostenido y de apertura comercial durante el cual, a pesar de que se logró un cierto control de los precios, no se consiguió reducir la inflación hasta los niveles compatibles con la media de la UE, por lo que, en términos generales, puede decirse que la pertenencia al SME y la estrategia de "desinflación competitiva" no fueron suficientes para lograr la convergencia en tasas de inflación. Como resultado, el tipo de cambio real de la peseta

comenzó a apreciarse en 1989, tendencia que sólo cambiaría en 1992, cuando la crisis de credibilidad sufrida por el SME obligó a las monedas débiles a devaluar o a abandonar el Sistema. El resultado fue que la peseta sufrió dos devaluaciones en 1992 (en septiembre y noviembre), una tercera en mayo de 1993 y una cuarta en marzo de 1995, perdiendo algo más del 30% de su valor en relación al marco alemán (DM).

La segunda variable objeto de análisis es el logaritmo de los términos de intercambio ($ltot_t$), definidos como la ratio entre precios de exportación y de importación. Como puede apreciarse en el gráfico, durante la primera mitad de los ochenta, los precios de importación crecieron más rápidamente que los de exportación, debido básicamente al aumento del precio de la energía, en el contexto de una economía relativamente protegida frente al exterior. Sin embargo, dichos precios disminuyeron considerablemente con la incorporación de España a la UE en 1986, como resultado del desarme arancelario que aquella produjo, coincidiendo también con la disminución de los precios del petróleo que contribuyó a reducir la factura energética. Las expectativas provocadas por el muy probable aumento de la competencia exterior llevó también a las empresas españolas a moderar los precios de exportación. Todo ello dio lugar a una mejora en los términos de intercambio a mediados de la década. A partir de entonces y hasta 1991, esta variable ha permanecido estable, experimentando en los últimos tres años muestrales una leve tendencia positiva.

Por tanto, del gráfico 1 puede deducirse la relación, aparentemente positiva, existente entre el tipo de cambio efectivo real y los términos de intercambio. Tal y como se justifica más adelante (sección 2), una mejora en los términos de intercambio (es decir, un aumento de los precios de los bienes exportados o disminución del precio de las importaciones) da lugar a una apreciación del tipo de cambio real o, lo que es lo mismo, empeora la posición competitiva de la economía. Sin embargo, como muestra el gráfico 1, existen

períodos en los que se aprecia una brecha sustancial entre las dos variables, a la que cabría buscar alguna explicación, como las devaluaciones, el mantenimiento de controles de capitales o la existencia de amplios diferenciales de interés.

Como se verá en la próxima sección, los términos de intercambio deberían ser, para una economía pequeña y progresivamente más abierta, como la española, un determinante fundamental del tipo de cambio efectivo real (o de su inversa, la competitividad) a largo plazo. En el contexto de integración europea en que se halla sumida la economía española, las variables financieras deberían pasar a desempeñar un papel progresivamente menos importante en la medida en que dichos aspectos se sometían a una autoridad central europea. Por ello, las variables reales pasan a cobrar un protagonismo esencial en una economía que va a renunciar al instrumento del tipo de cambio.

Por lo que se refiere a la variable que sirve como indicador de los aspectos relacionados con la actuación de las autoridades monetarias y fiscales, se ha optado por estudiar la evolución del diferencial de intereses reales a largo (gráfico 2)¹, apreciándose una relación de carácter fundamentalmente positiva entre ambas variables.

2. Aspectos teóricos.

Tras la conocida crítica de Meese y Rogoff (1983) al enfoque monetario para la determinación del tipo de cambio nominal, estos mismos autores formularon un modelo, también monetario pero expresado en términos reales, explicativo del tipo de cambio real (Meese y Rogoff, 1988). Es en este último modelo teórico en el que se basa, fundamentalmente, el presente trabajo. Como se expone más adelante, dichos autores consideran que el tipo de cambio real depende del diferencial de intereses reales y del propio valor de equilibrio (o a largo plazo) del tipo de cambio real. En la literatura, son varias las

perspectivas teóricas formuladas respecto a la determinación de este valor de equilibrio², adoptándose aquí un modelo presentado por Blundell-Wignall y Gregory (1990) y también contrastado por Gruen y Wilkinson (1994), según los cuales, serían los términos de intercambio los principales factores determinantes de aquel valor a largo plazo.

En consecuencia, en este trabajo se combinan dos enfoques diferentes aunque complementarios para la determinación del tipo de cambio real. El primero se centra en los factores monetarios, y explicaría los movimientos del tipo de cambio real en función del diferencial de intereses reales³. Considerando un contexto de progresiva desregulación de los mercados financieros, este enfoque sería compatible tanto con modelos con precios no-flexibles (por ejemplo, el modelo de *overshooting* de Dornbusch), como con modelos de equilibrio de cartera (Branson, 1979). A este enfoque se incorpora, a la hora de especificar los determinantes del tipo de cambio real en el equilibrio a largo plazo, factores de tipo real y, en concreto, las modificaciones en los términos de intercambio, como explicativos de los movimientos del tipo de cambio real en pequeñas economías abiertas⁴.

Para comenzar la exposición de los aspectos teóricos, se parte del modelo para la determinación del tipo de cambio real propuesto por Meese y Rogoff (1988), que también ha sido aplicado por Baxter (1994) y Gruen y Wilkinson (1994). Se trata de una versión, en términos reales, de los modelos monetarios de tipo de cambio, como el de Dornbusch (1976), Frankel (1979) y Hooper y Morton (1982).

Este modelo se basa en tres supuestos, que se pasan a detallar a continuación. El primero establece que, cuando se produce un *shock* temporal, se espera que el tipo de cambio real vuelva a su equilibrio de largo plazo a una tasa constante:

$$E_t(q_{t+k} - \hat{q}_{t+k}) = \omega^k(q_t - \hat{q}_t), \quad 0 < \omega < 1 \quad [1]$$

donde $q_t \equiv e_t + p_t^* - p_t$,

y e_t es el tipo de cambio nominal (precio en moneda nacional de una unidad de moneda extranjera), p_t y p_t^* son los niveles de precios doméstico y extranjero, respectivamente, y q_t es el tipo de cambio real, todos ellos en logaritmos, E_t es la esperanza matemática en el momento t , ω indica la velocidad de ajuste y \hat{q}_t es el tipo de cambio real a largo plazo en el momento t (el tipo de cambio real que existiría en t si los precios fueran completamente flexibles).

El segundo supuesto es el siguiente:

$$E_t(\hat{q}_{t+k}) = \hat{q}_t, \quad [2]$$

es decir, el tipo de cambio real a largo plazo es un paseo aleatorio, proceso no estacionario. Hooper y Morton (1982), por ejemplo, consideran que \hat{q}_t depende de los saldos por cuenta corriente acumulados en ambos países (que también se supone que son no estacionarios).

Finalmente, el tercer supuesto es que se verifica la paridad de intereses descubierta en términos reales:

$$E_t(q_{t+k} - q_t) = {}_k R_t - {}_k R_t^* \quad [3]$$

donde ${}_k R_t$ es el tipo de interés doméstico en términos reales para un activo que madura en k períodos, mientras que ${}_k R_t^*$ sería el correspondiente al país extranjero.

Combinando los tres supuestos, el tipo de cambio real q_t se determinaría de la forma siguiente:

$$q_t = -\varphi (R_{k,t} - R_{k,t}^*) + \hat{q}_t \quad [4]$$

en el que φ es un parámetro positivo mayor que la unidad, siendo su valor $(1/1-\omega^k)$. Esta es la ecuación empleada por Meese y Rogoff (1988) en sus contrastes empíricos, donde el tipo de cambio real depende del diferencial de intereses reales y del tipo de cambio real de equilibrio con precios flexibles.

Los tres supuestos anteriores implican, además, que q_t y \hat{q}_t son I(1), mientras que el diferencial de intereses reales, $(R_{k,t} - R_{k,t}^*)$, podría ser tanto estacionario como no estacionario. Ello tiene implicaciones sobre los efectos de los *shocks* sobre el tipo de cambio real, dado que éstos tendrían carácter permanente si proceden de variables integradas, siendo tan sólo transitorios si son fruto de variables estacionarias o estacionarias en torno a una tendencia.

La relación [4] puede interpretarse como que la existencia de un diferencial positivo entre el tipo de interés español y el extranjero provoca una apreciación del tipo de cambio real. Son numerosas las causas, procedentes de perturbaciones monetarias, que pueden originar un diferencial de intereses positivo, pero una vez ocurrida esta circunstancia, la entrada de capitales extranjeros atraída por el mayor rendimiento real de los activos financieros en pesetas, ocasionaría la apreciación del tipo de cambio real.

A la hora de especificar los determinantes del tipo de cambio real a largo plazo, \hat{q}_t , se ha recurrido a un modelo de equilibrio general planteado por Blundell-Wignall y Gregory (1990), diseñado para pequeñas economías abiertas y aplicado por estos autores al caso de Australia y Nueva Zelanda. Son varias las características de dicho modelo que hacen que pueda ser apropiado para su aplicación a la economía española. En primer lugar, España es precio-aceptante en los mercados internacionales, por lo que le afectan los cambios externos en los términos de intercambio debidos a modificaciones en

los precios de los bienes comercializables. En segundo lugar, la economía española se caracteriza por la escasa flexibilidad de los precios de los bienes no comercializables, por lo que se puede aplicar un modelo de *sticky prices*⁵. Por último, España ha experimentado un importante proceso de desregulación financiera durante los últimos años, al tiempo que se han liberalizado los movimientos de capitales.

El modelo consiste en varios bloques de ecuaciones que definen la oferta y la demanda de la economía, la determinación de los precios, el funcionamiento de los mercados financieros y la función de reacción de las autoridades monetarias.

De la resolución de dicho modelo⁶ se obtiene una relación negativa entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio:

$$\hat{q} = - \psi p_x \quad [5]$$

donde \hat{q} es el tipo de cambio real, ψ es un parámetro positivo y p_x son los términos de intercambio en logaritmos (normalizados imponiendo $P_m = 1$, es decir, el precio de las importaciones sería igual a la unidad, y, por tanto, su logaritmo p_m sería cero). Ello significa que un aumento en el precio de las exportaciones provoca una disminución del tipo de cambio efectivo real, lo que supone una menor competitividad⁷ de la economía española. De forma intuitiva, los términos de intercambio pueden considerarse un precio relativo dado internacionalmente. Un incremento de la demanda de los bienes de exportación nacionales genera un incremento de p_x y un exceso de demanda doméstica que debe ser corregida con una apreciación del tipo de cambio.

Teniendo esto último en cuenta, ambos enfoques serían compatibles e incluso complementarios, dado que el mismo nos permite apreciar los efectos sobre el tipo de cambio real y la importancia relativa de los *shocks* de

carácter real (recogidos a través de los términos de intercambio) frente a las perturbaciones monetarias, que estarían representadas por el diferencial de intereses reales. Como ya se ha indicado anteriormente, si ambas variables explicativas son no estacionarias, sus efectos sobre el tipo de cambio real serán permanentes, mientras que la estacionariedad de alguna de las mismas implicaría efectos de carácter meramente transitorio.

Asimismo, este modelo permite recoger explícitamente dos de los factores que pueden considerarse fundamentales para analizar la estrategia de "desinflación competitiva". Por un lado, la política monetaria contractiva supone un aumento del diferencial de intereses reales, al menos temporalmente, que apreciaría el tipo de cambio. Sin embargo, si es posible moderar el comportamiento de los precios, se reducirían los precios de las exportaciones españolas y mejoraría la competitividad de la economía española. Ello reactivaría la demanda y llevaría a una recuperación de la renta, compensando el incremento inicial en el diferencial de intereses reales. La ineficacia de la estrategia provocó, no obstante, la apreciación del tipo de cambio sin que se produjera el ansiado control de los precios, al menos en la cuantía necesaria para lograr la antes citada recuperación.

Partiendo de la ecuación [4], el tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo puede sustituirse por la expresión [5] obteniéndose:

$$q_t = \nu - \varphi(R_{k_t} - R_{k_t}^*) - \psi p_x + u_t \quad [6]$$

donde ν es una constante, p_x representa los términos de intercambio en logaritmos y u_t es un término de error.

La ecuación [6] anterior será la utilizada en la parte empírica del trabajo para contrastar una serie de hipótesis o supuestos que pueden ser de interés y que se detallan a continuación:

1. En primer lugar, q_t , el tipo de cambio real, es I(1). La

hipótesis alternativa sería que dicha variable se desvía sólo temporalmente de la paridad del poder adquisitivo.

2. Segundo, que los términos de intercambio son también integrados de primer orden.
3. Por último, respecto a las relaciones de cointegración entre las variables es posible contrastar las hipótesis siguientes:
 - 3.A. Que existe una relación de cointegración entre q_t y los términos de intercambio.
 - 3.B. Que el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales están cointegrados (sólo si el diferencial de intereses reales es I(1)).
 - 3.C. Que existe una relación de cointegración entre el tipo de cambio real, los términos de intercambio y el diferencial de intereses reales (si las variables son integradas).

3. Resultados empíricos: un modelo para la determinación del tipo de cambio efectivo real de la peseta.

A lo largo de esta sección se procede a estimar el modelo que aparece en la ecuación [6] aunque, debido a la utilización del tipo de cambio efectivo real, que se define de forma inversa de la tradicional en la literatura, los signos que relacionan el tipo de cambio con los términos de intercambio y el diferencial de intereses serán positivos. Asimismo, se contrastan las hipótesis enumeradas más arriba, utilizando la técnica econométrica de la cointegración.

El tipo de cambio ($ltcipc_t$) y los términos de intercambio ($ltot_t$) ya han sido definidos anteriormente. Por lo que se refiere al diferencial de intereses reales, ($R_t - R_t^*$), éste precisa de alguna explicación adicional, habiéndose utilizado tipos de interés a largo. A su vez, ha sido necesario calcular las tasas de inflación para expresar las variables, nacionales y extranjeras, en términos reales. Para ello se han empleado datos de IPC y se han alisado mediante el filtro de Hodrick y Prescott para obtener el componente permanente de las variables. La serie así obtenida se denomina $difrrlp_t$. Cabe señalar que, al igual que en otros trabajos recientes, realizados por organismos internacionales como la Comisión Europea (Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993)) o la OCDE (Tease, Dean, Elmeskov y Hoeller (1991)), este filtro se ha utilizado con el propósito de obtener, con datos ex-post, una aproximación a la tasa de inflación ex-ante, que sería la adecuada para calcular los tipos de interés reales y que, obviamente, no se conoce. Por último, las series extranjeras consisten en la media ponderada en base a su participación en el ECU (que se calcula, básicamente, atendiendo al peso relativo del volumen comercial de cada país) de los tipos correspondientes a los países de la UE⁸ antes de la última ampliación, exceptuando Grecia, Portugal e Irlanda, para los que no se disponía de series

completas.

3.1. Raíces unitarias.

El primer paso a dar en la metodología de la cointegración es determinar el orden de integrabilidad de las variables. Para ello se aplican los contrastes de raíces unitarias y, así, en la tabla 1, se muestran los contrastes de raíces unitarias y, así, en la tabla 1, se muestran los contrastes de Phillips-Perron (1988), en la tabla 2, el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, KPSS (1992) y en la tabla 3, aparecen los resultados del test de Perron y Vogelsang (1992) para el contraste de raíces unitarias con cambios estructurales para variables sin componente tendencial y Vogelsang y Perron (1994) para variables con tendencia.

En principio se ha partido de la utilización del test de Phillips-Perron (1988), dado que supera parte de los problemas asociados con el contraste tradicional de Dickey-Fuller, al corregir la no-normalidad de los residuos de forma no paramétrica, incorporando un proceso de medias móviles en la estructura de correlación de los residuos. Sin embargo, el contraste KPSS puede complementar el test de Phillips-Perron al contar con la hipótesis nula contraria: que la variable es estacionaria. Por lo tanto, cuando el estadístico es no significativo, no se podría rechazar la estacionariedad de la variable. Finalmente, los contrastes de raíces unitarias con cambios estructurales solventan el problema de que, en ocasiones, la existencia de dichos cambios puede llevar, equivocadamente, a no rechazar que la serie tenga una raíz unitaria cuando es estacionaria.

Los resultados de la utilización de estos tres contrastes permiten concluir que el tipo de cambio real (hipótesis 1) y los términos de intercambio son integrables de orden uno, (hipótesis 2), es decir, presentan

una raíz unitaria. Asimismo, es también $I(1)$ el diferencial de intereses reales a largo plazo⁹. Este último resultado respecto al orden de integrabilidad del diferencial de intereses reales coincide por el obtenido por Meese y Rogoff (1988).

3.2. Estimación del modelo a largo plazo: relaciones de cointegración.

Una vez se ha determinado el orden de integrabilidad de las principales variables, se puede proceder a estimar las relaciones de cointegración que existen entre ellas. El método empleado es el de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), basado en la estimación máximo-verosímil de un sistema de vectores autorregresivos. Además de estimar las relaciones a largo plazo entre las variables, este método permite contrastar hipótesis sobre el valor de los parámetros, integrabilidad y exogeneidad de las variables utilizando test de la ratio de verosimilitud.

Por tanto, se trata de estimar los modelos que se derivan de la hipótesis 3, es decir, la relación del tipo de cambio real respecto a cada una de las dos variables explicativas y a ambas conjuntamente, tal y como puede verse en la tabla 4. En los tres modelos estimados, los retardos elegidos en el VAR son dos, en una especificación sin tendencia en la que la constante no está restringida. Asimismo, se introducen en la estructura de corto plazo como variables ficticias las devaluaciones sufridas por la peseta en el período estudiado.

El primer contraste a realizar consiste en determinar el número de combinaciones lineales estacionarias, es decir, el número de vectores de cointegración, utilizando los estadísticos de la traza y del λ máximo. En este caso, dichos contrastes permiten aceptar tan sólo una relación de cointegración¹⁰. Asimismo, el sistema VAR debe pasar una serie de contrastes sobre los residuos, de forma que cumplan las hipótesis de normalidad y

ausencia de heterocedasticidad y autocorrelación. Por tanto, se elegirá aquel VAR cuyo orden de retardos dé lugar a residuos que sean ruido blanco. Otra hipótesis a contrastar es la exogeneidad (en sentido débil) de las variables: si existen variables de este tipo en el sistema, ello quiere decir que, aunque son necesarias y contribuyen a explicar la variable dependiente, su propio comportamiento no es determinado en ese sistema. Ello reduce la dimensión del mismo y facilita los cálculos, aumentando la eficiencia, al tiempo que proporciona información que ayuda a identificar el sistema y a extraer conclusiones de carácter económico (por ejemplo, puede ayudar a detectar la dirección de la causalidad)¹¹.

Las ecuaciones obtenidas para las tres relaciones entre las variables y que se desprenden del cuadro 4, hipótesis 3A, 3B y 3C, son las siguientes:

$$l\text{tcipc}_t = 0.565 \text{ltot}_t + u_t \quad [7]$$

$$l\text{tcipc}_t = 0.07 \text{difrrlp}_t + u_t \quad [8]$$

$$l\text{tcipc}_t = 0.42 \text{ltot}_t + 0.02 \text{difrrlp}_t + u_t \quad [9]$$

La primera relación (ecuación [7]) estima la hipótesis 3.A, al relacionar el tipo de cambio real con los términos de intercambio. El signo, como se deriva del modelo teórico, es positivo. No obstante, en la relación obtenida (véase la tabla 4), no se alcanza el valor crítico en el test de la traza. Frente a este resultado, en el caso del segundo vector estimado (ecuación [8]) se rechaza fácilmente la ausencia de cointegración (es decir, la existencia de ningún vector de cointegración frente a uno o más), mostrando también el signo correcto, de nuevo positivo. Finalmente, también sería aceptable la tercera estimación, que relaciona el tipo de cambio real, los términos de intercambio y el diferencial de intereses reales.

Cabe señalar que los términos de intercambio son débilmente exógenos en los dos casos, resultado también obtenido por Amano y van Norden (1995a) y Gruen y Wilkinson (1994), al igual que el diferencial de intereses en la ecuación [9]. Es especialmente interesante, desde el punto de vista económico, el caso de los términos de intercambio, pues ello tiene diversas implicaciones. En primer lugar, significa que dicha variable no sería explicada en el contexto del modelo estimado, al tiempo que implica que los términos de intercambio causan al tipo de cambio real. Finalmente, en los tres modelos se rechaza la exogeneidad débil del tipo de cambio real.

De la comparación de las tres estimaciones anteriores y, dado que no es clara la existencia de cointegración entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio por sí solos, sin incluir el diferencial de intereses reales¹², puede concluirse que los factores derivados de la actuación de las autoridades nacionales han sido más importantes que los reales (representados por los términos de intercambio) durante el período analizado. No obstante, las estimaciones realizadas permiten considerar al tercer modelo, que incluye ambos tipos de factores, el más completo y explicativo.

Para un modelo con tipos de cambio reales bilaterales, Meese y Rogoff (1988) no hallan relación de cointegración alguna entre el tipo de cambio real y el diferencial real de intereses. Asimismo, en las relaciones estimadas el signo obtenido es "erróneo". Estos autores atribuyen los malos resultados a la incapacidad de los modelos monetarios para explicar el tipo de cambio real y consideran que los *shocks* reales (como los cambios en productividad o, como se ha incorporado en este trabajo, en los términos de intercambio) pueden desempeñar un papel decisivo en la determinación del tipo de cambio real. El hecho de que se considere el tipo de cambio efectivo y la media de los países europeos frente a variables bilaterales puede ser un factor que haya contribuido a mejorar los resultados, independientemente de que,

adicionalmente, variables de carácter real proporcionen mayor información para explicar el tipo de cambio real.

3.3. La dinámica a corto plazo: estimación de un modelo de corrección de error.

La ecuación [10], tabla 5, muestra la estimación, utilizando mínimos cuadrados no lineales, de un modelo de corrección de error univariante para el tipo de cambio de la peseta. Es posible proceder a realizar esta estimación en una única ecuación y sin pérdidas de eficiencia, siguiendo a Johansen (1992) y Phillips y Loretan (1991), debido a que los términos de intercambio y el diferencial de intereses reales son débilmente exógenos y sólo existe un vector de cointegración.

El primer aspecto que conviene destacar de esta estimación es que los parámetros correspondientes a los términos de intercambio y el diferencial de intereses reales a largo plazo son muy similares a los que se obtuvieron con el método de Johansen, al tiempo que los signos son también los correctos. Ello sería un elemento más que confirmaría la relación obtenida mediante el procedimiento de Johansen. Por lo que se refiere a la estructura a corto plazo del modelo, dos de las devaluaciones sufridas por la peseta son altamente significativas¹³, así como el valor desfasado del tipo de cambio real. Sin embargo, los términos de intercambio no aparecen en la estructura dinámica (a corto plazo) del modelo, lo que significa que sólo serían significativos a largo plazo. Frente a este resultado, numerosos retardos correspondientes al diferencial de intereses reales son estadísticamente relevantes a corto plazo. Este hecho reflejaría el papel que han jugado los controles de capital en la economía española que, de acuerdo con Viñals (1992), tan sólo han sido efectivos en el corto plazo y, justificarían, por tanto, desviaciones

temporales de la paridad de intereses descubierta. Un elemento adicional que explicaría la importancia a corto plazo del diferencial de intereses reales, es la rigidez a la que se ve sometido el tipo de cambio nominal durante una buena parte del período muestral, en la que la peseta siguió, primero, una política de "shadowing" respecto a las monedas del SME, incorporándose posteriormente de manera oficial a un sistema de tipos de cambio estables pero ajustables¹⁴. Por otro lado, el parámetro de corrección de error (0.096 en este caso) es muy significativo y supera los valores críticos de Kremers et al. (1992), lo cual no sería sino un contraste adicional de la existencia de una relación de cointegración.

Finalmente, la ecuación estimada supera todos los contrastes sobre su correcta especificación a excepción del de normalidad, tal y como ocurrió al aplicar el método de Johansen y se explicaría por los mismos motivos de asimetría frecuentemente encontrada en los residuos de las variables de carácter financiero. Por último, a pesar de que el coeficiente de determinación es relativamente bajo (0.27) debe tenerse en cuenta que el propósito de este trabajo no es encontrar un modelo que explique completamente el comportamiento del tipo de cambio real, sino determinar la importancia relativa de los factores domésticos, fundamentalmente derivados de las políticas monetaria y fiscal, y los factores reales en su determinación.

3.4. Aspectos predictivos: el modelo de corrección de error frente al paseo aleatorio.

Tal y como se ha venido haciendo tradicionalmente en la literatura desde el trabajo seminal de Meese y Rogoff (1983), como una prueba que valide el modelo de tipo de cambio, es conveniente comparar el comportamiento predictivo del modelo de corrección de error estimado con el de un simple paseo aleatorio. Para ello, se han eliminado de la muestra 18 observaciones, y se ha

realizado predicción dinámica a 1, 3, 9 y 12 meses. Una vez hecho esto, se añadió una observación más, se reestimaron ambos modelos y se generaron nuevas predicciones. Este proceso se ha repetido hasta llegar al final de la muestra (diciembre de 1994), calculando los estadísticos U de Theil, que son la ratio entre la raíz del error cuadrático medio (RECM) de las predicciones obtenidas con el modelo de corrección de error frente al mismo estadístico de las predicciones generadas por el paseo aleatorio. Si los valores de este estadístico son inferiores a la unidad, ello significa que el modelo de corrección de error predice mejor que el paseo aleatorio. También se ha completado el análisis con la misma ratio pero calculada utilizando el error absoluto medio (EAM).

Los resultados aparecen en la tabla 6, donde puede apreciarse que tan sólo para predicciones a un mes, la RECM es ligeramente superior en el caso del modelo de corrección de error. A medida que se amplía el horizonte temporal, puede observarse cómo el estadístico U de Theil se va haciendo más pequeño, lo que significa que, con el tiempo, se amplía la diferencia a favor del modelo y en contra del paseo aleatorio. Si se calcula la ratio para el EAM, lo que se muestra en la segunda fila de la tabla 6, en todos los horizontes temporales el modelo de corrección de error genera menores errores de predicción que el paseo aleatorio.

4. Conclusiones.

En este trabajo se ha intentado separar el comportamiento de la peseta derivado de la posición de la economía española en los mercados exteriores del que provendría de la actividad de las autoridades monetarias y fiscales durante el período conocido como de "desinflación competitiva". Así, un país en proceso de integración monetaria (y que, por tanto, estaría abandonando, al

menos parcialmente, su política monetaria para someterse a la de la Unión, y cuya política fiscal se vería también progresivamente restringida en sus márgenes de maniobra) debería estar guiado por variables reales, básicamente su competitividad y productividad.

Los resultados de este trabajo apuntan a que, durante los quince años que van desde 1980 a 1994, tanto los términos de intercambio como el diferencial de intereses a largo plazo han sido variables explicativas del comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real. Respecto al corto plazo, no se aprecia influencia de los términos de intercambio, sino que estaría explicado por su comportamiento pasado y la política monetaria. Este hecho no hace sino reforzar la hipótesis de que se fracasó en la estrategia de intentar controlar los precios mediante la vinculación de la moneda española al marco alemán, al entrar en el SME con un tipo de cambio excesivamente apreciado. La política monetaria restrictiva y la entrada de capitales, junto con una peseta excesivamente fuerte no permitieron que los precios se moderaran lo bastante como para propiciar un despegue de la economía vía mercados exteriores. Finalmente, la recuperación se produciría tras las sucesivas devaluaciones de la peseta experimentadas durante los años 1992-95 y la consiguiente ganancia en competitividad. Ello no hace sino arrojar dudas sobre la capacidad de la economía española para mantener sus precios lo suficientemente moderados en la nueva Unión Monetaria Europea.

Por último, a pesar de que el objetivo principal del trabajo no era estimar un modelo completo de determinación del tipo de cambio real (y por ello no se ha incluido, de forma exhaustiva, todas las posibles variables explicativas del mismo), se ha comprobado que su capacidad predictiva es superior a la de un paseo aleatorio para plazos superiores a un mes.

Apéndice: Fuentes y datos.

Las estadísticas internacionales utilizadas en este trabajo proceden de los Principales Indicadores Económicos de la OCDE y de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Por lo que se refiere a las variables españolas, las fuentes son el Banco de España y el Ministerio de Economía. Todas las variables están en logaritmos, a excepción de los tipos de interés. Las observaciones tienen carácter mensual y el período muestral es 1980:01-1994:12.

l_{tcip}_t :	Logaritmo del tipo de cambio efectivo real de la peseta respecto a la Unión Europea. Deflactado utilizando el IPC. Base 1990. Fuente: Banco de España (Boletín Estadístico).
l_{pex91}_t :	Logaritmo de los precios de exportación (IVUES). Base: 1991. Fuente: Ministerio de Economía. Dirección General de Previsión y Coyuntura. Síntesis de Indicadores Económicos (mayo de 1995).
l_{pim91}_t :	Logaritmo de los precios de importación (IVUIS). Base: 1991. Fuente: Ministerio de Economía. Dirección General de Previsión y Coyuntura. Síntesis de Indicadores Económicos (mayo de 1995).
l_{tot}_t :	Logaritmo de los términos de intercambio españoles. Ratio entre l_{pex91}_t y l_{pim91}_t .
$r_{\text{España}}^{\text{largo}}$:	Tipo de interés español a largo plazo (de los bonos del gobierno a largo plazo). Fuente: FMI. EFI.

r_{UE}^{largo} : Tipo de interés de la UE a largo plazo (de los bonos del gobierno a largo). Media europea utilizando la ponderación de cada moneda en el ECU en 1985 ajustado para eliminar la libra irlandesa y la drachma griega¹⁵. Fuente: FMI. EFL.

$difrrlp_t$: Diferencial de intereses reales a largo plazo¹⁶:

$$difrrlp_t = R_{España}^{largo} - R_{UE}^{largo}$$

Notas

¹Dado que, teóricamente, se podría elegir tanto el diferencial a corto como el diferencial a largo plazo, aquí se ha utilizado este último. Del estudio univariante se dedujo que ambos diferenciales presentan comportamientos bastante similares, pudiéndose distinguir dos períodos. Así, a principios de la década, las dos variables alcanzaron valores negativos, mientras que durante el resto de la muestra se mantuvieron por encima de cero. Sin embargo, el diferencial a corto plazo discurrió por etapas de elevada variabilidad, coincidiendo con el principio de la década y las fases de inestabilidad cambiaria, junto con unos años centrales en la muestra donde siguió la misma tendencia creciente que el diferencial a largo plazo. Ya que el objetivo de este trabajo no se centra en la reacción de las autoridades monetarias ante las devaluaciones, sino en el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real, se ha optado por el uso del diferencial a largo plazo, dada la similitud de las trayectorias y la mayor variabilidad del diferencial a corto.

²Véase Edison y Melick (1995) para un repaso y contrastación de las diferentes formulaciones del valor de largo plazo del tipo de cambio real, desde la más sencilla (considerarlo una constante), al modelo de Hooper y Morton (1982), en el que dependería de los saldos acumulados de la balanza por cuenta corriente.

³Otros trabajos en esta línea serían los de Sachs (1985), Dornbusch y Frankel (1987), Gruen y Wilkinson (1994), Baxter (1994) y Amano y van Norden (1995a). No obstante, debe tenerse en cuenta que el diferencial de intereses también puede elevarse debido a la captación de fondos por parte del sector público.

⁴A este respecto, véase Balassa (1964), Samuelson (1964), McKenzie (1986), Gruen y Wilkinson (1994) y Amano y van Norden (1995a y 1995b).

⁵Este supuesto también se recoge en el modelo de Meese y Rogoff (1988), siendo compatible con este planteamiento que el tipo de cambio real a largo plazo se correspondería con aquél para el cual los precios ya se han ajustado.

⁶En Camarero, Esteve y Tamarit (1996) se presenta una versión larga del modelo que no se ha incluido aquí dada su extensión.

⁷No obstante, sería compatible una apreciación del tipo de cambio con una mejora cualitativa en los bienes producidos en España, lo cual no supondría necesariamente una pérdida en la competitividad, sino más bien lo contrario. Para poder captar estos efectos se podría introducir la productividad relativa en el análisis.

⁸Excepto Grecia, Portugal e Irlanda, para los que no se disponía de datos completos.

⁹También se ha estudiado el orden de integrabilidad de los tipos de interés reales, domésticos y extranjeros, a corto y a largo, por separado, siendo todos ellos I(1).

¹⁰Tanto en el modelo 3A como en el 3C ésta es la única opción posible, pues las variables, a excepción del propio tipo de cambio real, son débilmente exógenas, tal y como se recoge en la parte inferior de la tabla 4.

¹¹Conviene señalar que, antes de emplear el diferencial de intereses como variable explicativa, se ha realizado la regresión sin imponer la restricción de que ambos tipos de interés, el doméstico y el extranjero, tienen el mismo parámetro con signos opuestos. Tras ello, se contrastó dicha hipótesis, que fue aceptada, y que permitió realizar las estimaciones que aquí se presentan. Dichos resultados se hallan disponibles, previa petición a los autores.

¹²Nótese que el valor del parámetro correspondiente a dicha variable es muy bajo, tanto en la ecuación [8] como en la [9]. Ello se debe a las unidades de medida, por lo que se deberá entender multiplicado por 100, verificándose que sea mayor que la unidad, condición que se deriva de la ecuación [4].

¹³Dev82 se corresponde con la devaluación de octubre de 1982, mientras que Dev929 es la de septiembre de 1992.

¹⁴A pesar de que podría arguirse que es la política monetaria restrictiva la que ha provocado la apreciación de la moneda española, ello sería excesivamente simplista, por lo que cabe pensar que también se hallen implicados factores fiscales.

¹⁰Las ponderaciones son las siguientes: Alemania, 33.6%; Francia: 19.95%; Gran Bretaña, 14.62%; Italia, 9.61%; Holanda, 10.6%; Bélgica, 8.77%; y Dinamarca, 2.85%.

¹⁶R mayúscula indica que se trata del tipo de interés real, ya deflactado, utilizando el IPC.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.

- Amano, R.A. y S. van Norden (1995a): "Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence", *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, PP. 83-104.
- Amano, R.A. y S. van Norden (1995b): "Exchange Rates and Oil Prices, *Working Paper* 95-8, Bank of Canada.
- Balassa, B. (1964): "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, 584-596.
- Baxter, M. (1994): "Real exchange rates and real interest differentials. Have we missed the business-cycle relationship?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, 5-37.
- Blundell-Wignall, A. y R.G. Gregory (1990): "Exchange rate policy in advanced commodity-exporting countries: the case of Australia and New Zealand", en Argy, V. y P. de Grauwe, eds. "Choosing an exchange rate regime: The challenge for smaller industrial countries". Washington, D.C.: International Monetary Fund; Louvain, Belgium: Catholic University of Louvain; Ryde, New South Wales: Macquarie University, p. 224-71.
- Branson, W.H. (1979): "Exchange rate dynamics and monetary policy", *Information and employment in open economies*, in Assar Lindbeck (ed.), North-Holland, Capítulo 8.
- Camarero, M., V. Esteve y C. Tamarit (1996): "The peseta real exchange rate: Which are its determinants?", Working Paper 96-1, Weiss Center for International Financial Research, Wharton School, University of Pennsylvania.
- Camarero, M. y C. Tamarit (1995): "A rationale for macroeconomic policy coordination: Evidence based on the Spanish peseta", *European Journal of Political Economy*, vol. 11, 65-82.
- Camarero, M. y C. Tamarit (1996): "Cointegration and the PPP and UIP hypotheses. An application to the Spanish integration in the EC", *Open Economies review*, vol. 7, 61-76.
- Canzoneri, M.B., J. Vallés y J. Viñals (1996): "Do exchange rates move to address international macroeconomic imbalances?", Documento de Trabajo n. 9626, Banco de España, Servicio de Estudios.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, 427-431.
- Dornbusch, R. (1976): "Expectations and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, n. 6, 1161-76.
- Dornbusch, R. y J. Frankel(1987): "The flexible exchange rate system:

experience and alternatives", NBER Working Paper n. 2464.

- Edison, H.J. y W.R. Melick (1995): "Alternative approaches to real exchange rates and real interest rates: three up and three down", International Finance Discussion Papers n. 518, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Frankel, J.A. (1979): "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates based on Real Interest Differentials", *The American Economic Review*, vol. 69, 610-622.
- Fitoussi, J.P. (1993): *Competitive Disinflation. The Mark and budgetary policies in Europe*. International Policy Group of OFCE. Oxford University Press.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York, 366-382.
- Gruen, D.W.R. y J. Wilkinson (1994): "Australia's real exchange rate- Is it explained by the terms of trade or by real interest differentials?", *The Economic Record*, vol. 70, 204-219.
- Hooper, P. y J. Morton (1982): "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", *Journal of International Money and Finance*, vol. 1, 39-56.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, vol. 12, 231-54.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990): "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, 169-210.
- Johansen, S. (1992): "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", *Journal of Econometrics*, vol. 52, 389-402.
- Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson y J.J. Dolado (1992): "The power of cointegration tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, 325-348.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, 530-39.
- Mckenzie, I.M. (1986): "Australia's real exchange rate during the twentieth century", *Economic Record*, Supplement: 69-81.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983): "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, 3-24.

- Meese, R. y K. Rogoff (1988): "Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period", *The Journal of Finance*, vol. 43, 933-48.
- Nunes-Correia, J. y L. Stemitsiotis (1993): "Budget Deficit and Interest Rates: Is there a Link?", *Economic Papers*, no. 105, Comission of the European Communities, November.
- Osterwald-Lenum, M. (1992): "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n. 3, 461-472.
- Perron, P. y T.J. Vogelsang (1992): "Nonstationarity and level shifts with an application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, 301-320.
- Phillips, P.C.B. y M. Loretan (1991): "Estimating Long-run Economic Equilibria", *Review of Economic Studies*, vol. 58, 407-436.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, 335-46.
- Sachs, J.D. (1985): "The dollar and the policy mix: 1985", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, 117-85.
- Samuelson, P. (1964): "Theoretical notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, 145-154.
- Tease, W., A. Dean, J. Elmeskov y P. Hoeller (1991): "Real Interest Rate Trends: the Influence of Saving, Investment and other Factors", *OECD Economic Studies*, no. 17, 107-144.
- Viñals, J. (1992): "Del control de cambios a la libre circulación de capitales", en J. Viñals (ed.) *La economía española ante el Mercado Unico Europeo. Las claves del proceso de integración*, cap. 7, pp. 429-461. Alianza Editorial, Madrid.
- Vogelsang, T.J. y Perron, P. (1994): "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", Manuscript, Department of Economics, Cornell University, Ithaca, USA.

TABLA 1

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	$\Delta ltcipc_t$	$\Delta difrrlp_t$	$\Delta ltot_t$
$Z(\phi_3)$	48.9 ^a	423.0 ^a	163.2 ^a
$Z(t_{\alpha}^{\sim})$	-9.9 ^a	-29.5 ^a	-18.2 ^a
$Z(t_{\mu}^{\sim})$	-0.1	0.2	0.7
$Z(t_{\beta}^{\sim})$	-0.1	0.0	1.1
$Z(\phi_2)$	32.6 ^a	282.0 ^a	108.8 ^a
$Z(t_{\alpha}^*)$	-9.9 ^a	-29.6 ^a	-18.0 ^a
$Z(t_{\alpha}^{\wedge})$	-9.9 ^a	-29.5 ^a	0.7
	$ltcipc_t$	$difrrlp_t$	$ltot_t$
$Z(\phi_3)$	1.9	37.8 ^a	7.1 ^a
$Z(t_{\alpha}^{\sim})$	-1.9	-8.7 ^a	-3.5 ^a
$Z(t_{\mu}^{\sim})$	1.9	0.4	-3.5 ^a
$Z(t_{\beta}^{\sim})$	1.1	-0.1	3.6 ^a
$Z(\phi_2)$	1.6	25.2 ^a	4.7
$Z(t_{\alpha}^*)$	-1.5	-8.8 ^a	-0.7
$Z(t_{\mu}^*)$	1.5	0.3	0.8
$Z(\phi_1)$	0.1	51.7 ^a	0.6
$Z(t_{\alpha}^{\wedge})$	-0.2	-8.8 ^a	0.3

Valores críticos al 5% de significatividad, T=100:

$Z(\phi_3)$: 6.49	$Z(\phi_2)$: 4.88	$Z(\phi_1)$: 4.71
$Z(t_{\alpha}^{\sim})$: -3.45	$Z(t_{\alpha}^*)$: -2.89	$Z(t_{\alpha}^{\wedge})$: -1.95
$Z(t_{\mu}^{\sim})$: 3.11	$Z(t_{\mu}^*)$: 2.54	$Z(t_{\beta}^{\sim})$: 2.79

NOTAS: (1) "a" indica significatividad al 5%. (2) Los valores críticos de $Z(t_{\mu}^{\sim})$, $Z(t_{\mu}^*)$, $Z(t_{\beta}^{\sim})$ y $Z(\phi_i)$ (i=1,2,3) proceden de Dickey y Fuller (1981, Tablas I y VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_{\alpha}^{\sim})$, $Z(t_{\alpha}^*)$ y $Z(t_{\alpha}^{\wedge})$ proceden de Fuller (1976, Tabla 8.5.2).

TABLA 2

TEST DE KPSS ($l = 8$)

	η_{μ}	η_{τ}
ltcipc _t	1.75 ^a	0.34 ^a
ltot _t	3.10 ^a	1.49 ^a
difrrlp _t	0.88 ^a	0.21 ^a

NOTA: "a" indica significatividad al 5%. Los valores críticos son para η_{μ} : 0.463 y en el caso de η_{τ} : 0.146.

TABLA 3
 CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO
 EN LA TENDENCIA DE LA SERIE

Variable	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$	\hat{t}_α
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 12)								
ltot _t	2-AOM	85:2	12	-0.003 (-8.47)	-0.14 (-6.45)	0.005 (14.09)	0.85	-2.78
difrrlp _t	1-AOM	86:7	8	0.012 (2.67)	1.91 (4.18)	—	0.88	-4.58

Notas: T_b representa el punto de corte estimado, kmax es el retardo máximo permitido en el proceso de selección, mientras que k es el orden elegido para el proceso autorregresivo. AOM indica que el cambio ocurrido es instantáneo. Los valores críticos del test proceden de Perron y Vogelsang (1992, tabla 1 para el modelo AOM sin tendencia) y Vogelsang and Perron (1994, tabla 2A) Los estadísticos t aparecen entre paréntesis. * indica significatividad al 5%.

TABLA 4
TEST DE JOHANSEN

Variables	Hip. 3A	Hip. 3B	Hip. 3C
$ltcipc_t$	1	1	1
$ltot_t$	-0.565 ^(a)	—	-0.420 ^(a)
$difrrlp_t$	—	-0.070	-0.021 ^(a)
Test de la traza	12.99	21.25*	36.62*
Test de λ -máximo	11.52*	19.18*	23.49*
Test traza (90%)	13.31	13.31	26.70
Test λ -max (90%)	10.60	10.60	13.39

TEST DE EXOGENEIDAD DÉBIL

	$ltot_t$	$difrrlp_t$	$ltot_t$ $difrrlp_t$
$\chi^2(1)$	0.30	4.90	0.58
probabilidad	(0.58)	(0.03)	(0.75)
	$ltcipc_t$	$ltcipc_t$	$ltcipc_t$
$\chi^2(1)$	9.23	9.65	10.27
probabilidad	(0.00)	(0.00)	(0.00)
	$ltot_t$	—	$ltot_t$
$\chi^2(1)$	9.23	—	5.89
probabilidad	(0.00)	—	(0.02)

TEST DE EXCLUSION A LARGO PLAZO

Nota: Los valores críticos proceden de Osterwald-Lenum (1992), tabla 1.
(a): La variable es débilmente exógena.

TABLA 5
MODELO DE CORRECCION DE ERROR
ESTIMADO POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES

Ecuación [10]:

$$\begin{aligned}
 (1-L) \text{ltcipc}_t = & 0.30 + 0.27 (1-L) \text{ltcipc}_{t-1} + 0.003 (1-L) \text{difrrlp}_t - \\
 & \quad (4.13) \quad (3.66) \qquad \qquad \qquad (1.75) \\
 & - 0.004 (1-L) \text{difrrlp}_{t-1} - 0.004 (1-L) \text{difrrlp}_{t-2} + \\
 & \quad (-1.91) \qquad \qquad \qquad (-1.93) \\
 & + 0.003 (1-L) \text{difrrlp}_{t-3} - 0.004 (1-L) \text{difrrlp}_{t-4} - \\
 & \quad (1.71) \qquad \qquad \qquad (-2.16) \\
 & - 0.096 [\text{ltcipc}_{t-1} - 0.34 \text{ltot}_{t-1} - 0.026 \text{difrrlp}_{t-1}] - \\
 & \quad (-4.29) \qquad \qquad (-3.60) \qquad \qquad (-3.35) \\
 & - 0.011 \text{dev82}_t - 0.025 \text{dev929}_t \\
 & \quad (-2.95) \qquad \qquad (-3.2)
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0.27$

DW = 1.93

LM (12) = 0.69 [0.75]

ARCH (7) = 1.33 [0.98]

HT(20) = 27.78 [0.11]

NORM (2) = 50.63 [0.00]*

TABLA 6

ESTADISTICO U DE THEIL Y RATIO DE ERROR ABSOLUTO MEDIO

DESDE JULIO DE 1993 EN ADELANTE:

PREDICCIONES BASADAS EN EL MODELO DE CORRECCION DE ERROR (10)

FRENTE AL PASEO ALEATORIO

HORIZONTE (meses)	1	3	6	12
RECM de predicción: MCE(10)/paseo aleatorio	1.058	0.472	0.346	0.204
EAM de predicción: MCE(10)/paseo aleatorio	0.71	0.369	0.234	0.345

GRAFICO 1

Tipo de Cambio Efectivo real (LTCIPC) y
Términos de Intercambio (LTOT)

1980:01-1994:12

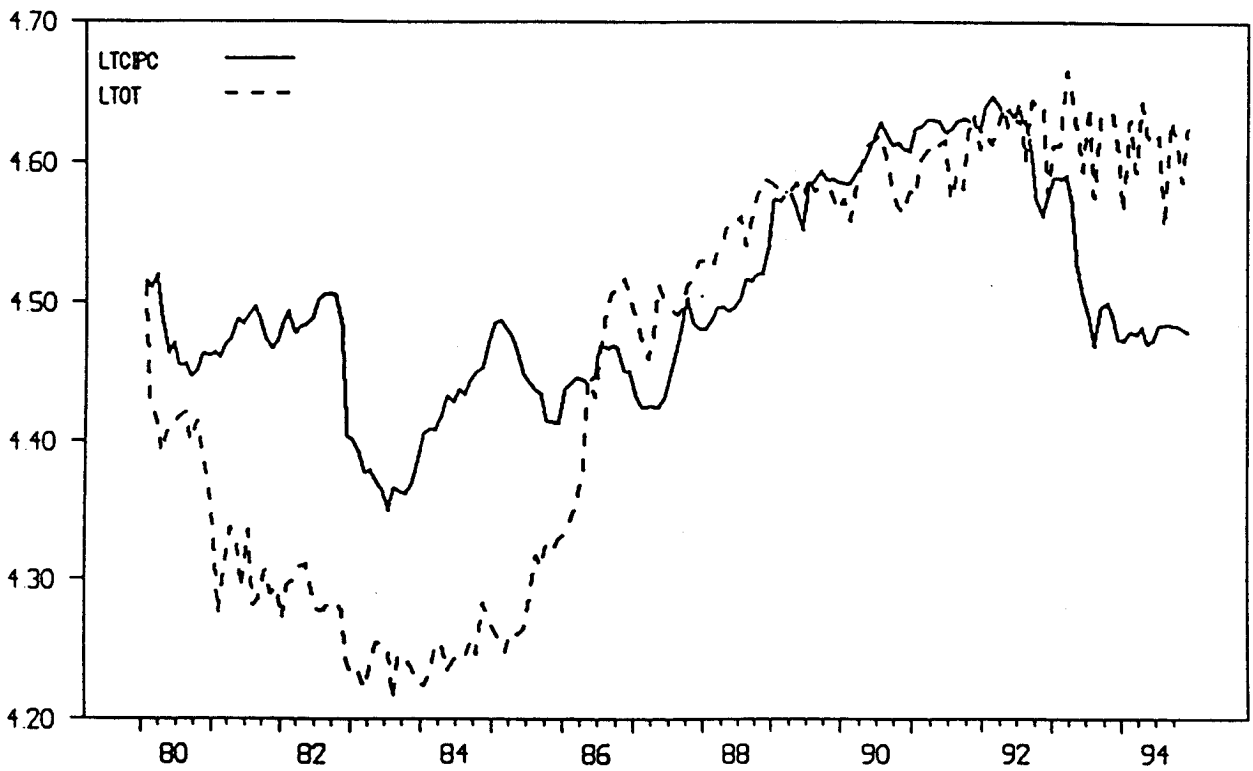


GRAFICO 2

Tipo de Cambio Efectivo Real (LTCIPC) y
Diferencial de Intereses Reales a Largo Plazo
respecto a la UE (DIFRRLP)

1980:01-1994:12

