

# **EL MÉTODO MULTIVARIANTE DE DESCOMPOSICION DE BEVERIDGE Y NELSON: APLICACIÓN A DATOS DE TIPO DE CAMBIO REAL**

**ALFONSO JAVIER QUESADA MEDINA**

**ARIELLE BEYAERT STEVENS**

Dpto. Métodos Cuantitativos para la Economía

Facultad de CC. Económicas y Empresariales

Universidad de Murcia

## **1. INTRODUCCIÓN**

El estudio de la caracterización correcta del comportamiento de largo plazo en series temporales económicas es importante por varias razones. En primer lugar, tal y como Nelson y Kang (1981, 1984) argumentan, la mala especificación de la tendencia va a afectar a la dinámica de los modelos econométricos utilizados, lo cual puede invalidarlos para contrastar las teorías modernas sobre el comportamiento de los sistemas económicos. Por otro lado, la especificación correcta de la tendencia de largo plazo es también muy importante para llevar a cabo predicciones acertadas sobre la evolución futura de las variables económicas.

En el presente trabajo la identificación de la tendencia de largo plazo se hace utilizando el método de descomposición de Beveridge y Nelson. Este enfoque de descomposición se fundamenta en el teorema de los mismos autores, según el cual cualquier serie temporal que presente una raíz unitaria se puede expresar como la suma de una tendencia estocástica más un componente estacionario, donde la tendencia estocástica se define como un paseo aleatorio, posiblemente con deriva.

El objetivo del trabajo es, pues, presentar el enfoque de descomposición de Beveridge y Nelson en su versión multivariante, comparándolo con el enfoque univariante, y llevar a cabo una aplicación a series de tipo de cambio real de la peseta para identificar los períodos de subvaloración y sobrevaloración de la divisa española respecto al marco alemán y al dólar durante el período de flotación 1973 - 1994.

## **2. ANALISIS DE DESCOMPOSICION MULTIVARIANTE DE BEVERIDGE Y NELSON**

La idea de que se puede identificar el componente cíclico o transitorio de las series temporales económicas y separarlo del componente tendencial o permanente es útil, ya que puede ayudar al entendimiento de ciertos fenómenos económicos. Esta idea ha tenido una gran importancia desde la contribución de Friedman con la teoría de la renta permanente. Posteriormente se han desarrollado diferentes técnicas para intentar separar los componentes no observables de una serie. En esta sección nos adentraremos en el análisis sobre la descomposición planteada por Beveridge y Nelson (1981) y generalizada al caso multivariante por Evans y Reichlin (1994), y su relación con los modelos ARIMA y VAR.

Evans y Reichlin (1994) plantean la descomposición de Beveridge y Nelson en un marco multivariante y muestran que ésta depende teóricamente del conjunto de información empleado y que el tamaño del conjunto de información es de suma importancia para determinar el peso relativo de la tendencia y el ciclo. También demuestran que la descomposición multivariante de Beveridge y Nelson implica, como veremos, un ratio de la varianza entre ciclo y tendencia más grande que la descomposición univariante, siempre y

cuando exista una cierta relación de causalidad entre las variables consideradas. Es decir, analizar la descomposición en un enfoque multivariante otorga un menor peso al componente permanente que si utilizáramos un enfoque univariante.

## 2.1. DESARROLLO TEÓRICO

Consideremos un vector estacionario  $W_t$  de orden  $k \times 1$  cuyos primeros  $k_1$  elementos,  $\Delta X_{1t}$ , son primeras diferencias de variables  $I(1)$  y los restantes  $k-k_1$  elementos son niveles de variables  $I(0)$ ,  $X_{2t}$ . Entonces,  $W_t' = [\Delta X_{1t}', X_{2t}']$ .

$W_t$  admite una representación  $MA(\infty)$  de la forma:

$$W_t = D + A(L)v_t \quad (1)$$

donde  $v_t$  es un ruido blanco vectorial de dimensión  $k$  con  $E(v_t)=0$  y  $E(v_t v_t')=\Omega$ ,  $\Omega$  definida

positiva. Además,  $A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j$  es una función racional de  $L$ , donde cada  $A_j$  es de dimensión  $k \times k$  y:

- (a)  $A_0 = I$ .
- (b) Los polos<sup>1</sup> de  $A(L)$  están fuera del círculo unidad.
- (c) Las raíces de  $\det A(L)$  están sobre o fuera del círculo unidad.
- (d)  $A_1(1) \neq 0$ , donde  $A_1(L)$  es la matriz formada por las primeras  $k_1$  filas de  $A(L)$ .

Los supuestos (a) y (c) son necesarios para garantizar la unicidad de la representación (1) (ver Hannan (1970)).  $v_t$  es, por lo tanto, la innovación fundamental de la representación  $MA(\infty)$ , lo cual implica que  $v_t$  lleva asociado un coeficiente unitario.

El supuesto (b) implica la estacionariedad de  $W_t$ . Si los polos de  $A(L)$  están fuera del círculo unidad esto implica que las raíces de  $A^{-1}(L)$  están fuera del círculo unidad (ya que los polos de una función son las raíces de su inversa), y esto es la condición de estacionariedad para la representación VAR asociada a la representación (1) (ver Hamilton (1994), pag. 259). En efecto, si no se exigiera la condición (b), entonces podríamos tener:

$$\sum_{j=0}^{\infty} A_j z^j = \infty \text{ con } |z| \leq 1$$

pero:

$$\sum_{j=0}^{\infty} A_j z^j \leq \left| \sum_{j=0}^{\infty} A_j z^j \right| \leq \sum_{j=0}^{\infty} |A_j| |z|^j \leq \sum_{j=0}^{\infty} |A_j|$$

por lo que podría darse  $\sum_{j=0}^{\infty} |A_j| = \infty$  y, en este caso, la suma infinita que se postula en (1) no sería convergente.

El supuesto (d) implica la presencia de, al menos, una tendencia estocástica, ya que  $A_1(L)$  es la matriz asociada a las variables  $I(1)$  del modelo.

---

<sup>1</sup> Sea  $f(z)$  una función analítica en un entorno de  $a$ , excepto quizá en el mismo punto  $a$ . Si  $\lim_{z \rightarrow a} f(z) = \infty$ , se dice que el punto  $a$  es un polo de  $f(z)$ , y se pone  $f(a) = \infty$ .

Particionemos  $W_t$  en sus componentes  $X1_t$  y  $\Delta X2_t$  y realicemos una partición similar de  $A(L)$ . La expresión (1) se puede escribir entonces como:

$$\begin{pmatrix} \Delta X 1_t \\ X 2_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D1 \\ D2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A1(L) \\ A2(L) \end{pmatrix} v_t$$

Tomando primeras diferencias en  $X2_t$  tenemos:

$$\begin{pmatrix} \Delta X 1_t \\ \Delta X 2_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D1 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A1(L) \\ (1-L)A2(L) \end{pmatrix} v_t$$

y como:

$$A1(L) = A1(1) + (1-L)A1^*(L)$$

podemos, entonces, escribir:

$$\begin{pmatrix} \Delta X 1_t \\ \Delta X 2_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D1 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A1(1) \\ 0 \end{pmatrix} v_t + \begin{pmatrix} (1-L)A1^*(L) \\ (1-L)A2(L) \end{pmatrix} v_t \quad (2)$$

donde:

$$A1^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A1_j^* L^j$$

$$A1_j^* = - \sum_{m>j} A1_m$$

La representación (2) constituye una generalización multivariante de la descomposición de Beveridge y Nelson para el vector  $W_t$ . En este caso, podemos ver como la suma de las dos primeras componentes de la parte derecha se asocia a la primera diferencia en el componente tendencial, mientras que el tercer término constituye la primera diferencia en el componente cíclico.

Ya que estamos interesados en el comportamiento de largo plazo de las variables analizadas, habrá que distinguir, en el caso multivariante, si existen o no relaciones de **cointegración** entre estas variables, ya que la cointegración va a imponer restricciones sobre el comportamiento de largo plazo. Por el teorema de representación de Granger (ver Engle y Granger (1987)), si  $X1$  tiene  $r$  relaciones de cointegración, entonces el rango de  $A1(1)$  es  $k_1-r$ , donde  $r$  se denomina el "rango cointegrador" de  $X1_t$  (se cumple que  $r \leq k_1-1$ ).

La existencia de cointegración entre las variables  $I(1)$  del proceso  $X1_t$  ( $X1_{1t}, \dots, X1_{k_1t}$ ) implica que existen  $m=k_1-r$  ( $r < k_1$ ) vectores linealmente independientes, que denotamos por  $\alpha_i$ ,  $i=1, \dots, m$ , y llamados "vectores de cointegración", todos con la propiedad de que  $\alpha_i' X 1_t$  es un proceso estacionario,  $I(0)$ . Ya que se espera que una variable estacionaria vuelva a su media después de recibir un shock, el hecho de que

$$\alpha_i' X 1_t = \alpha_{i1} X 1_{1t} + \alpha_{i2} X 1_{2t} + \dots + \alpha_{ik_1} X 1_{k_1t}$$

sea estacionario implica que el comportamiento de largo plazo de cualquiera de las variables  $X1_{it}$ ,  $i=1, \dots, k_1$  está unido al comportamiento de largo plazo del resto.

La restricción de cointegración también se puede expresar en términos de la ecuación (2). Vamos a considerar, sin pérdida de generalidad, la ecuación (2) sin término constante. Puesto que la cointegración se dará entre los elementos de  $W_t$  que sean  $I(1)$ , consideraremos sólo las primeras  $k_1$  ecuaciones de esta expresión. Tenemos, por tanto, que:

$$\Delta X 1_t = A1(1)n_t + (1-L)A1^*(L)n_t$$

que también podemos escribir como:

$$X I_t = A I(1) \sum_j n_{t-j} + A I^*(L) n_t$$

Si multiplicamos ambos lados de esta expresión por  $a_i'$  tendremos:

$$a_i' X I_t = a_i' A I(1) \sum_j n_{t-j} + a_i' A I^*(L) n_t$$

y, para que esta expresión este equilibrada, se debe cumplir que el primer sumando del miembro derecho de la ecuación sea igual a cero (ya que, por definición, éste es el componente permanente, que no es estacionario), que ocurrirá sólo cuando

$$a_i' A I(1) = 0$$

para  $i=1,...,m$ . Esto implica, por tanto, que cuando existe cointegración entre un conjunto de variables se producen restricciones sobre la matriz de multiplicadores de largo plazo,  $A I(1)$ , donde las restricciones vienen determinadas por la forma de los vectores de cointegración. Estas restricciones sobre los multiplicadores expresan matemáticamente las relaciones que unen a las variables en el largo plazo. Evidentemente, no se pueden obviar en la obtención del componente permanente de cualquiera de ellas.

A la hora de calcular el valor de los componentes de las series analizadas, la estimación de  $A(L)$  se lleva a cabo utilizando la representación autorregresiva. Tendremos dos casos, dependiendo del valor de las raíces de  $\det A(L)$ ; es decir, dependiendo de si las variables en  $X_1$  están o no cointegradas.

Si las raíces de  $\det A(L)$  están todas fuera del círculo unidad, es decir, si las variables en  $X_1$  no están cointegradas (ver Hamilton (1994)) se puede invertir  $A(L)$  y el sistema en (1) se estima como un VAR estándar. Es decir, llegamos a una expresión como la siguiente, en la que, para simplificar la notación y sin pérdida de generalidad (trabajando en desviaciones de la media) hemos eliminado el término constante:

$$[A(L)]^{-1} W_t = \frac{Adj A(L)}{\det A(L)} W_t \equiv B(L) W_t = v_t \quad (3)$$

Como es conocido, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de cada ecuación del este modelo VAR por separado es eficiente ya que todas las ecuaciones contienen las mismas variables explicativas.

Por otro lado, en el caso de que algunas de las raíces de  $\det A(L)$  estén sobre el círculo unidad, es decir, en el caso de que exista alguna relación de cointegración entre las variables, habrá que montar un modelo de corrección del error (ECM). Esto es debido a que, en este caso, no se puede invertir la matriz  $A(L)$  y, por tanto, no podemos construir un VAR en diferencias como en el caso anterior. (Ver Evans y Reichlin (1994), Apéndice 1).

Una vez hecha la distinción entre los casos de cointegración y no cointegración, veamos ahora como las propiedades del componente permanente y el componente transitorio de cualquier variable en un sistema multiecuacional van a ser distintas a las que se podrían derivar si se analizara la variable según un modelo uniecuacional univariante.

Como ya hemos indicado, la condición (d) implicaba que, al menos una variable del sistema presentaba una tendencia estocástica. Vamos a analizar, por ejemplo, cuál sería el componente tendencial y el componente cíclico de la primera variable del sistema (que vamos a denotar por  $y_1$ ).

Denotemos la primera columna de  $A(L)$  como:

$$r(L) = (a_{11}(L) \ a_{12}(L) \ \dots \ a_{1k}(L))$$

Entonces, la primera diferencia de  $y_t$  satisface:

$$\Delta y_t = d + r(L)v_t$$

que podemos descomponer como:

$$\Delta y_t = d + r(I)v_t + (I - L)r^*(L)v_t$$

y, por tanto, como  $\Delta y_t = \Delta T_t + \Delta C_t$  podemos escribir:

$$\begin{aligned} \Delta T_t &= d + r(I)v_t \\ \Delta C_t &= (I - L)r^*(L)v_t \end{aligned} \quad (4)$$

El componente cíclico vendría dado, entonces, por:

$$C_t = r^*(L)v_t \quad (5)$$

Como se puede observar en (4),  $C_t$  viene influenciado, en un contexto multivariante, por cualquier innovación en cualquier variable del sistema (1).

Las ecuaciones (4) y (5) nos dan, por tanto, la generalización multivariante de la descomposición de Beveridge y Nelson para  $y_t$ . De (4) podemos obtener la expresión para  $T_t$  en función de  $E_t(\Delta y_{t+j} - \mu)$ ,  $j=1,2,\dots$ :

$$T_t = y_t + \lim_{k \rightarrow \infty} \left[ \sum_{j=1}^k E_t(\Delta y_{t+j} - \mu) \right] \quad (4a)$$

El tener en cuenta más variables nos va a dar mayor información para medir el componente cíclico y tendencial de las series analizadas, de manera que se va precisar más qué parte de la variación en una serie es transitoria y qué parte es permanente.

Una vez montado el modelo VAR adecuado en función de que exista o no cointegración entre las variables  $I(1)$  consideradas es útil, de cara a los cálculos, construir la forma acompañante del modelo VAR que se ha montado. Esto es muy útil para llevar a cabo la descomposición de Beveridge y Nelson debido a que esta expresión es muy fácil de utilizar para calcular predicciones, del horizonte que sea, de las variables del VAR.

En el caso de un VAR en forma acompañante como:

$$X_t = B X_{t-1} + V_t$$

el cálculo del componente tendencial aplicando la fórmula de Beveridge y Nelson se haría utilizando la expresión:

$$\begin{aligned} T_t &= y_t + \sum_{j=1}^{\infty} (I \ 0 \ \dots \ 0) B^j X_t \\ &= y_t + (I \ 0 \ \dots \ 0) B(I - B)^{-1} X_t \end{aligned} \quad (6)$$

donde  $(1 \ 0 \ \dots \ 0)$  es un vector de dimensión  $(1 \times np)$ .

## 2.2. IMPORTANCIA RELATIVA DEL COMPONENTE CÍCLICO Y EL COMPONENTE PERMANENTE. COMPARACIÓN ENTRE EL CASO UNIVARIANTE Y EL CASO MULTIVARIANTE:

Una vez comentado cómo se lleva a cabo la descomposición de Beveridge y Nelson en un enfoque multivariante, cabe preguntarse con precisión qué diferencia existe entre este enfoque y el enfoque univariante de descomposición.

En Evans y Reichlin (1994) se responde a esta cuestión y se demuestran dos resultados interesantes:

1. El ratio de la varianza del ciclo y la varianza de la tendencia,  $\text{var}(\Delta C_t)/\text{var}(\Delta \tau_t)$ , derivado de la descomposición de BN univariante es menor o igual que el ratio de la varianza entre ciclo y tendencia derivado de la descomposición BN multivariante. Esto podría constituir una explicación adicional de por qué la descomposición univariante tiende a sobreestimar la importancia del componente permanente en la serie en relación al componente cíclico: el que con un modelo univariante se detecte un componente permanente muy fuerte implica que los valores retardados de la variable no se pueden utilizar para predecir cambios futuros, pero eso no quiere decir que los cambios futuros no puedan ser predichos utilizando un conjunto más amplio de información. Este fue un resultado que ya se comentó en apartados anteriores y que justificó el hecho de tratar de buscar variables adicionales que nos dieran más información para analizar el peso relativo del componente permanente en la serie.

2. El límite inferior para el ratio de la varianza entre ciclo y tendencia derivada de la descomposición de BN multivariante aumenta cuando se incrementa el conjunto de información utilizado para predecir las variaciones de la variable estudiada.

Ahora bien, hay que tener en cuenta que los resultados cuantitativos de la descomposición son sensibles a los detalles de especificación: para un conjunto dado de información la magnitud estimada del ciclo va a depender del número de retardos que se tienen en cuenta en los modelos usados y del período muestral considerado, así como del número de relaciones de cointegración que existan entre las variables. Por tanto, el camino lógico a seguir sería utilizar *todas* las variables que provean una mejora significativa en la predicción de la variable cuya descomposición se quiere obtener. De todas formas esto dependerá en cada caso del modelo teórico que estemos utilizando.

## 3. APLICACIÓN DE LA TÉCNICA A SERIES DE TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA

En este epígrafe pretendemos aplicar la técnica multivariante de descomposición de Beveridge y Nelson, comentada en el apartado anterior, a datos mensuales de los tipos de cambio real peseta/dólar y peseta/marco alemán durante el período de flotación 1973.01 - 1993.08.

En primer lugar, se han aplicado contrastes de raíces unitarias (Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentado) a las series del tipo de cambio consideradas para conocer su orden de integración. Los resultados (que no especificamos por falta de espacio) indican que las dos series del tipo de cambio analizadas son  $I(1)$ .

Para llevar a cabo el análisis de descomposición de Beveridge y Nelson en un marco multivariante es preciso encontrar variables que sean, al menos en teoría, buenos "predictores" del tipo de cambio real. Diferentes trabajos entre los que destacan los de Balassa (1964),

Samuelson (1964) y Stulz (1986) han puesto de manifiesto el hecho de que los cambios en la productividad son responsables de variaciones en los tipos de cambio reales. Por su parte Hsieh (1982) presenta evidencia empírica a favor de esta conclusión. Así pues, sería deseable utilizar variables que reflejen cambios permanentes en el nivel de productividad para poder analizar los movimientos de largo plazo en los tipos de cambio reales. A este respecto, hemos tenido en cuenta dos variables que podrían reflejar cambios en la productividad: los precios reales de las acciones y la producción industrial. En la aplicación práctica hemos considerado los diferenciales de estas variables entre los países considerados. La idea es que va a ser el diferencial entre estas variables el que produzca movimientos en los tipos de cambio reales considerados.

Las cuatro series consideradas en el estudio son: **PARER** = Diferencia entre el logaritmo del índice de precios reales de las acciones en España y el logaritmo del índice de precios reales de las acciones en Alemania. **PAREUS** = Diferencia entre el logaritmo del índice de precios reales de las acciones en España y el logaritmo del índice de precios reales de las acciones en Estados Unidos. **PIER** = Diferencia entre el logaritmo del Índice de Producción Industrial (IPI) español y el Índice de Producción Industrial alemán y **PIEUS** = Diferencia entre el logaritmo del IPI español y el IPI de Estados Unidos.

Los test de raíz unitaria llevados a cabo para estas variables son favorables a la presencia de una raíz unitaria en los diferenciales de precio real de las acciones, mientras que los diferenciales de IPI resultan ser  $I(0)$ .

Para ver la relevancia de las variables consideradas hemos llevado a cabo contrastes de causalidad de Granger entre todas las series. Los resultados (que tampoco incluimos en el trabajo) muestran que los diferenciales de IPI se pueden considerar como buenos predictores en ambos casos, ya que tanto para el tipo de cambio real peseta/marco como para el peseta/dólar se rechaza la hipótesis nula de no causalidad al nivel del 5%. Las diferencias del índice de precio real de las acciones presentan un resultado distinto, ya que no se detecta relación de causalidad directa sobre el tipo de cambio real; sin embargo, la existencia de causalidad entre precio de las acciones y IPI nos parece que se debe tomar en cuenta a la hora de montar el VAR destinado a detectar el componente permanente del tipo de cambio, más cuando los resultados de Evans y Reichlin no excluyen la posibilidad de trabajar con variables adicionales que no tengan una relación de causalidad directa sobre la variable cuya descomposición se quiere realizar.

El paso siguiente, según la teoría expuesta en los apartados anteriores, será llevar a cabo un análisis de cointegración entre las variables del estudio. El análisis de cointegración se plantea entre las variables LTPRRFA y PARER por un lado y LTPRUSA y PAREUS por otro; no cabe examinar la relación de cointegración entre las series del tipo de cambio y del IPI ya que estas últimas son  $I(0)$ . Hemos utilizado, para este análisis, el test de Johansen (1988, 1989).

Para llevar a cabo este test sobre las variables relevantes de nuestro estudio hemos utilizado el programa econométrico Microfit 3.0. Este programa permite, de manera sencilla, computar la estimación máximo-verosímil de modelos VARECM y calcular los estadísticos LR de traza y valor propio máximo propuestos por Johansen para contrastar diferentes hipótesis

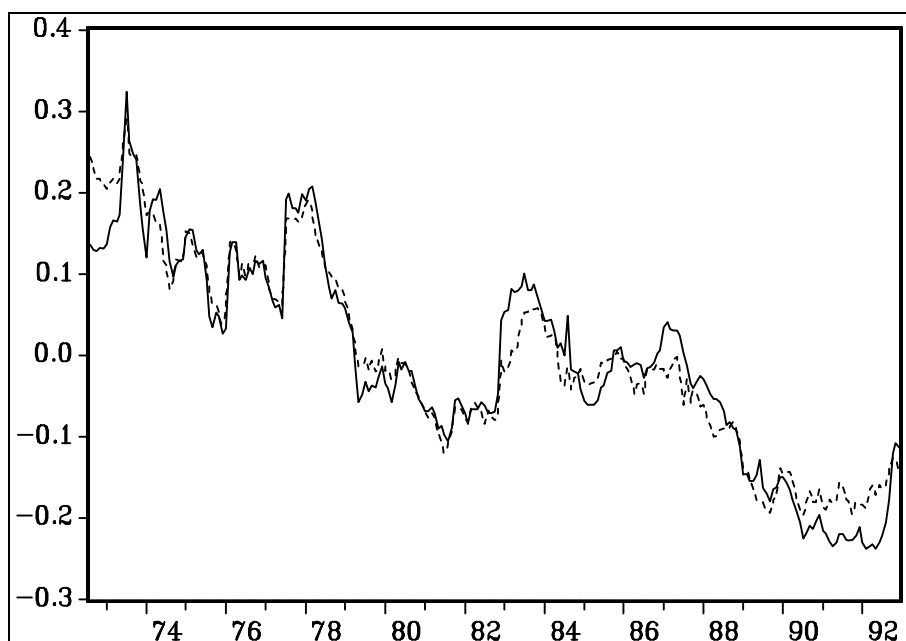
referentes al rango de  $\Pi$ , esto es  $r^2$ .

La manera en la que hemos procedido en nuestro caso consistió en considerar todos los valores posibles de  $p$  que permitía utilizar el programa y obtener las conclusiones, para cada valor de  $p$ , sobre la existencia o no de cointegración. En todos los casos considerados el resultado sobre la cointegración fué el mismo: se acepta la hipótesis nula de no cointegración para los dos tipos de cambio considerados.

Como no existe cointegración entre las variables del estudio un modelo VAR en diferencias de las variables  $I(1)$  estará bien especificado, pero, de entre todos hay que elegir el modelo VAR( $p$ ) más adecuado, es decir, el que presente el AIC o BIC más bajo.

En base al criterio BIC o criterio de Schwarz nos quedamos con  $p=6$  para Alemania y con  $p=4$  para EE.UU. En los dos casos, los modelos VAR correspondientes pasan los contrastes de autocorrelación de Ljung-Box y Breusch-Godfrey, así como el contraste de heteroscedasticidad de White.

Finalmente, una vez calculada la forma acompañante para cada uno de los modelos, hemos aplicado la expresión (6) para calcular el componente permanente en cada caso.



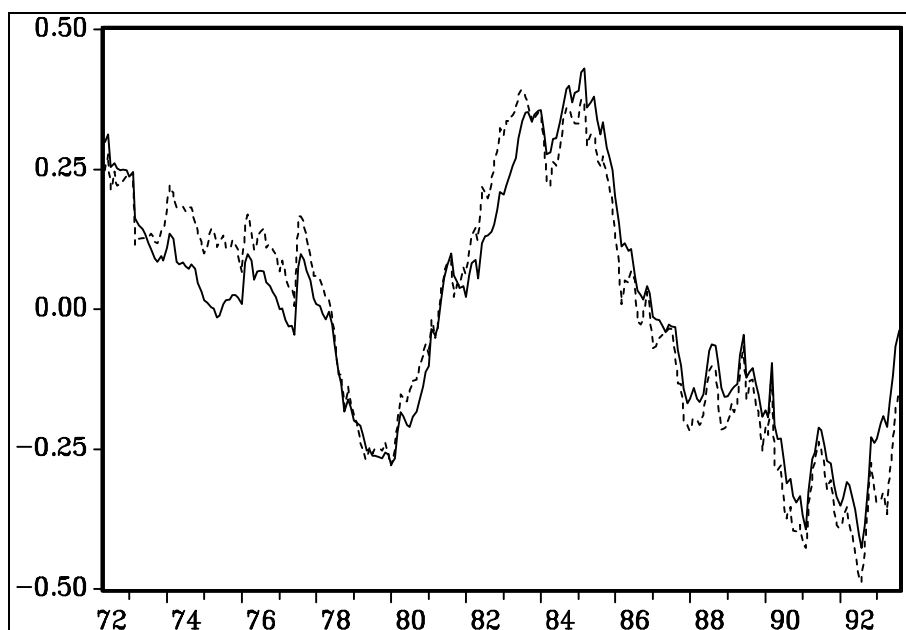
**Gráfico 1: Tipo de cambio real peseta/marco.**

— = serie observada. ---- = componente permanente.

---

<sup>2</sup> Para más información sobre el procedimiento de estimación de Johansen y sobre los tests LR de cointegración se puede consultar Hamilton (1994), a parte de los artículos ya citados de Johansen.





**Gráfico 2: Tipo de cambio real peseta/dólar.**

— = serie observada    ---- = componente permanente

Aplicando esta expresión para el cálculo del componente permanente obtenemos el gráfico 1 para la serie del tipo de cambio real peseta/marco. El gráfico 2 para la serie peseta/dólar se ha obtenido por el mismo procedimiento, pero aplicado a un VAR(4).

El hecho de que la  $Var(\Delta C_t)$  dependa del conjunto de información usado en la descomposición multivariante hace que este análisis se pueda mejorar incluyendo en el mismo otras variables relevantes para la predicción de los tipos de cambio reales. Buitier (1987) sugiere tener en cuenta variables que reflejen acciones de política fiscal y política monetaria como determinantes de los movimientos tanto a largo como a corto plazo del tipo de cambio real. Desde este punto de vista, sería interesante considerar variables como el tipo de interés real, la masa monetaria, el nivel de precios o el gasto público del gobierno para ver como afecta su inclusión a la medida del componente cíclico de las series del tipo de cambio real analizadas. No obstante, para poder realizar el estudio de descomposición de una manera fiable sería necesario disponer de un número suficientemente amplio de datos. Desde este punto de vista, la inclusión de variables con periodicidad pequeña puede suponer el tener que trabajar con un número reducido de datos, lo cual no es deseable. Esto puede ocurrir, por ejemplo, con la información para el gasto público. Respecto a los tipos de interés, el hecho de que para España sólo se dispusiera de datos a partir de enero de 1977 nos hizo eliminarlos del análisis en esta primera aplicación. En cualquier caso, los resultados obtenidos con la información que se ha tenido en cuenta resultan ser sensatos, a la luz de su interpretación económica y constituyen una clara mejoría respecto del análisis univariante.

#### 4. INTERPRETACION DE LOS RESULTADOS Y CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos para los dos tipos de cambio reales analizados (peseta/dólar y peseta/marco alemán) muestran desviaciones a veces importantes entre el tipo de cambio real observado y su valor de largo plazo. El hecho de que el valor observado de la serie se encuentre, en un momento determinado, por encima de su nivel de largo plazo indica que, en ese momento, la peseta está subvalorada, ya que, si no se produjeran shocks adicionales que modifiquen el tipo de cambio, la tendencia sería a que el tipo de cambio peseta/divisa extranjera cayera, produciéndose una apreciación de la peseta hasta llegar a su nivel de largo plazo. Lo contrario pasará si el valor observado en un determinado momento se encuentra por debajo del nivel permanente. En este caso, existiría evidencia en favor de que la peseta se encuentra sobrevalorada respecto a la divisa que se esté considerando.

Hay que tener en cuenta que, en este contexto, los términos sobrevaloración y subvaloración no indican ningún tipo de ineficiencia o valor de desequilibrio del tipo de cambio real, sino simplemente indican una discrepancia entre el valor actual y el valor de largo plazo que alcanzaría la variable cuando todos los movimientos transitorios hubieran desaparecido. En cualquier caso, la posición relativa de la serie observada respecto de su tendencia tiene importantes implicaciones económicas.

Nuestro análisis permite, precisamente, identificar determinados períodos en los que la peseta ha estado sobrevalorada o subvalorada respecto a las dos divisas consideradas.

A la vista de los resultados, habría que destacar dos características diferenciadoras en el comportamiento de ambos tipos de cambio reales. En primer lugar, la divisa española muestra períodos relativamente más cortos de sobrevaloración y subvaloración respecto al marco que respecto al dólar. En segundo lugar, el hecho de que el tipo de cambio real peseta/marco se encuentre, normalmente, por encima de su nivel de largo plazo cuando la serie está subiendo y por debajo cuando está bajando, implica que la peseta está subvalorada en tiempos de depreciación y sobrevalorada en tiempos de apreciación, respecto al marco. Lo contrario le pasa al tipo de cambio real peseta/dólar. En este caso, el valor observado tiende a estar por encima de su nivel de largo plazo cuando la serie está cayendo, y por debajo cuando está subiendo.

Un análisis más detallado de los gráficos 1 y 2 permite identificar los períodos en los que la peseta ha estado sobrevalorada o subvalorada respecto al dólar y al marco.

El gráfico 2 recoge el valor observado del tipo de cambio real peseta/dólar y su componente permanente. Del análisis de este gráfico podemos ver que existen dos períodos relevantes donde la peseta se encontraba sobrevalorada respecto al dólar, y éstos a su vez se pueden asociar a acontecimientos económicos específicos. El primer período va desde mediados del año 1973 a mediados del año 1978 y está marcado por la crisis del petróleo. Este shock real negativo debe producir una depreciación real de la peseta; ésta viene correctamente reflejada en la fuerte subida del componente permanente en ese momento. Sin embargo, el Banco de España mantuvo prácticamente estabilizado el tipo de cambio nominal de la peseta respecto al dólar, lo que provocó, en ese momento, una fuerte sobrevaloración de la peseta al no depreciarse ésta tanto como hubiera sido necesario. Esta sobrevaloración llevó a las dos devaluaciones que se decidieron en el año 1975 y 1977.

Otro período relevante de sobrevaloración de la peseta respecto al dólar es el que va desde finales de 1979 a finales de 1985. Este período está caracterizado por el fuerte déficit público de EE.UU., provocado por una gran expansión del gasto público. Como consecuencia, se produjo una fuerte apreciación del dólar debido, entre otras causas, a la entrada de capitales provocada por la subida de los tipos de interés estadounidenses. De nuevo, el hecho de que el Banco de España usara, en ese momento, al dólar como moneda de referencia e interviniera sobre el tipo nominal para impedir oscilaciones fuertes, impidió que el dólar se apreciara todo lo que hubiera debido y, por tanto, que la peseta se depreciara respecto al dólar lo que indicaban las condiciones del mercado, lo cual produjo una sobrevaloración de la peseta respecto a la divisa americana. Esta sobrevaloración que detecta el estudio realizado pudo ser la causa que llevó a la devaluación sufrida por la peseta el 6 de diciembre de 1982.

La evolución del tipo de cambio real peseta/dólar cambia radicalmente a partir del año 1985, debido al cambio en la situación real de las economías española y estadounidense. EE.UU. empieza a controlar su déficit público mientras que España ve como aumenta el suyo. Esto lleva a una presión fuerte de la peseta a apreciarse respecto al dólar aunque, de nuevo, debido a las intervenciones en el mercado de cambios para estabilizar el tipo peseta/dólar, la peseta se encuentra, en todo el período, por encima de su valor permanente y, por tanto, ligeramente subvalorada respecto a ese valor de largo plazo; o, dicho de otra manera, el dólar está sobrevalorado en ese período porque los Bancos Centrales intervienen para que la caída de esta moneda no sea tan fuerte. Esta evidencia se nota después de producirse la devaluación de Septiembre de 1992, que provocó una fuerte subvaloración de la divisa española, lo cual se ve en la fuerte separación entre el valor observado y el valor permanente entre finales del año 1992 y principios de 1993.

Por su parte, el gráfico 1 recoge la evolución del tipo de cambio real peseta/marco alemán así como el componente permanente de esta serie. En este caso, el análisis del gráfico detecta tres periodos relevantes. El primero es el que se produce tras la entrada de la peseta en el sistema de flotación libre con las demás monedas a principios de 1973. El análisis del cuadro 1 muestra como antes de la flotación la peseta estaba sobrevalorada respecto al marco alemán, pasando después a un tipo que la colocó en su senda de largo plazo, en la que se mantuvo durante un largo periodo de tiempo.

Un segundo periodo relevante es el periodo de subvaloración que se produce tras la devaluación ocurrida a finales de 1982. Se ve como esta devaluación no era tan necesaria frente al marco, por lo que se produce, tras la misma, una subvaloración de la peseta frente a esta moneda.

Finalmente, podemos ver también en el gráfico 1 un periodo de fuerte divergencia entre el valor observado de la serie del tipo de cambio real peseta/marco y su valor permanente provocado por la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo el 16 de Junio de 1989. Este hecho provocó la fijación de un tipo de cambio nominal que pronto dejó de corresponder con la situación real de la economía española frente a la de los demás países del sistema. La apreciación excesiva de la peseta respecto al marco alemán durante el periodo 1989-1992 no se correspondía con el incremento real de productividad de la economía española, de tal manera que se produjo un fuerte déficit de la balanza por cuenta corriente que no se podía mantener a largo plazo, hecho que llevó a la devaluación de la peseta en Septiembre de 1992, cuyo efecto fue el de devolver a la divisa española a su senda de largo plazo frente al marco. Sin embargo, frente al dólar no se consiguió el mismo efecto con la devaluación, como ya hemos comentado, quedando la peseta subvalorada respecto a la divisa americana después de producirse la misma.

Vemos, por tanto, como el análisis realizado parece identificar de manera adecuada los momentos de sobrevaloración y subvaloración de la peseta en el periodo considerado. De todas formas, debemos recordar el hecho de que la estimación realizada por el método multivariante va a depender de la especificación elegida y del conjunto de información utilizado. Por tanto, para poder establecer conclusiones definitivas sobre el comportamiento de largo plazo de los tipos de cambio reales, sería oportuno tener en cuenta variables adicionales a las consideradas en este estudio y ver si contribuyen, de alguna manera, a mejorar los resultados a los que hemos llegado.

## 5. BIBLIOGRAFIA

BALASSA, B. (1964): "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.

BEVERIDGE, S. y NELSON, C.R. (1981): "A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.

BUITER, W.H. (1987): "An empirical investigation of the long-run behaviour of real exchange rates. Comment on Huizinga Paper", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 215-224.

ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, nº 2, 251-276.

- EVANS, G.W. y REICHLIN, L. (1994): "Information, forecasts and measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 33, 255-283.
- HAMILTON, J.D. (1994): *Time series analysis*, Princeton: Princeton University.
- HANNAN (1970): *Multiple time series*, New York. Wiley.
- HSIEH, D.A. (1982): "The determination of the real exchange rate, the productivity approach", *Journal of International Economics*, 12, 355-362.
- HIIZINGA, J. (1987): "An empirical investigation of the long-run behaviour of real exchange rates", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 149-214.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- ÄÄ (1989): "Lidelihood based inference on cointegration: theory and applications", *Lecture notes for a course on cointegration held at the Seminario Estivo di Econometria*, Centro Studi Sorelle Clarke, Bagni di Lucca, Italy.
- NELSON, C.R. y KANG, H. (1981): "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series", *Econometrica*, 49, nº 3, 741-751.
- ÄÄ y ÄÄ (1984): "Pitfalls in the use of time as an explanatory variable on regression", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, 1.
- SAMUELSON, P.A. (1964): "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics*, 46, 145-154.
- STULZ, R.M. (1986): "An equilibrium model of exchange rate determination and asset pricing with non-traded goods an imperfect information", *Working Paper Series 86-74*. College of Administrative Science, Ohio State University.
- VAHID, F. y ENGLE, R. (1993): "Common trends and common cycles", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, 341-360.