

EL NIVEL DE EQUILIBRIO DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA. APLICACIÓN DE UN MÉTODO DE DESCOMPOSICIÓN MULTIVARIANTE

ARIELLE BEYAERT
ALFONSO J. QUESADA
Universidad de Murcia

La técnica de descomposición de Beveridge-Nelson (BN) provee un método de descomposición de una variable en tendencia y ciclo cuando esta variable es $I(1)$. En este artículo, utilizamos la versión multivariante de la descomposición BN de Evans y Reichlin (1994), para determinar el componente de largo plazo del tipo de cambio real peseta/marco, peseta/franco francés y peseta/dólar. Aportamos asimismo una generalización del método de cálculo exacto del componente permanente.

En la descomposición, combinamos la información contenida en el pasado del tipo de cambio con la que aportan variables relacionadas causalmente con él y entre sí.

Nuestro análisis permite identificar los períodos de sobre- y subvaloración de la peseta respecto a las tres monedas entre 1972.01 y 1997.09. Asimismo, los resultados indican que el tipo de cambio real se encuentra actualmente subvalorado, por lo que es de esperar que la tasa de inflación española deberá mantenerse por encima de la alemana o francesa en los primeros años de la era euro.

Palabras clave: tipo de cambio real, ciclo y tendencia, descomposición multivariante de Beveridge-Nelson, modelos VAR, cointegración, modelos ECM, equilibrio de largo plazo.

Clasificación JEL: C32, F31.

Las dos características más significativas de muchas series temporales económicas son su crecimiento sostenido a lo largo del tiempo y las oscilaciones o fluctuaciones recurrentes a lo largo de esa senda de crecimiento. La primera característica se identifica con el *componente tendencial* de la serie, mientras que la segunda se asocia al *componente cíclico*.

Durante mucho tiempo se ha supuesto, más o menos explícitamente, que las series económicas eran estacionarias alrededor de una tendencia determinista; de acuerdo con esto, el nivel de equilibrio de largo plazo de una variable económica era perfectamente predecible, y cualquier elemento estocástico de la serie era estacionario y pertenecía al componente cíclico. Fue a partir del influyente trabajo de Nelson y Plosser (1982) cuando se puso en duda esta práctica y se planteó la

necesidad de distinguir entre tendencia determinista y tendencia estocástica. Estos autores aportan evidencia empírica a favor del hecho de que la mayoría de las series temporales económicas contienen una raíz unitaria en su parte autorregresiva, lo cual da lugar a una tendencia estocástica. En esta línea, Nelson y Kang (1981, 1984) examinan las implicaciones econométricas de una especificación incorrecta del componente tendencial.

La correcta identificación de este componente es importante por varias razones. En primer lugar, como argumentan Nelson y Kang, una mala especificación de la tendencia afecta 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.

Beveridge y Nelson (1981) desarrollaron un método para cuantificar el componente de tendencia de una serie temporal, una vez conocido que este componente tiene naturaleza estocástica. Su modelo se basa 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 y de un componente estacionario, donde la tendencia estocástica se define como un paseo aleatorio, posiblemente con deriva. Estos autores plantearon la descomposición en un marco univariante. Posteriormente, Evans y Reichlin (1994) la han generalizado a un contexto multivariante, donde hay lugar tanto para sistemas cointegrados como no cointegrados, demostrando bajo qué condiciones el enfoque multivariante supera al univariante.

El objetivo del presente artículo es aplicar este método de descomposición multivariante al tipo de cambio real de la peseta respecto al marco alemán, al franco francés y al dólar estadounidense, durante el período 1972.01-1997.09, para poder determinar su nivel de equilibrio de largo plazo e identificar los períodos de sobre- y subvaloración de nuestra divisa. Con ello se analiza en qué posición se ha encontrado la divisa nacional en la etapa previa al comienzo de la tercera fase de la Unión Monetaria. Con esta información, podemos prever cuál va a ser la evolución de los precios relativos españoles respecto a Alemania y Francia una vez implantada la moneda única.

La obtención de la descomposición ha requerido la generalización del procedimiento de cálculo del componente permanente al caso de modelos VARECM ampliados con variables $I(0)$.

El trabajo está estructurado como sigue. En la sección 1, se describen brevemente los métodos de descomposición univariante y multivariante así como el procedimiento requerido para su aplicación, resaltando los inconvenientes que tiene el procedimiento univariante así como las ventajas que aporta el enfoque multivariante. En la sección 2, se aplica la técnica de descomposición multivariante a las series de tipo de cambio real peseta/marco, peseta/franco y peseta/dólar, con el objetivo de determinar el componente de largo plazo de estas variables. En la sección 3, se presenta el resultado gráfico de la descomposición multivariante y se compara la evolución del tipo de cambio real observado con su componente permanente, lo cual pone de manifiesto que nuestro análisis permite

localizar determinados períodos en los que la peseta ha estado sobrevalorada o subvalorada respecto a las monedas consideradas. La última sección presenta las principales conclusiones del trabajo.

1. MÉTODO DE DESCOMPOSICIÓN 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 repasamos de forma breve el método de descomposición univariante planteado por Beveridge y Nelson (1981) en el marco de los modelos ARIMA, así como su generalización multivariante, desarrollada por Evans y Reichlin (1994). Concluimos describiendo un método de cálculo exacto del componente permanente que es válido para el caso general de sistemas cointegrados en los que intervienen variables $I(0)$.

1.1. Análisis univariante

Para definir qué se entiende por componente permanente y por componente transitorio, Beveridge y Nelson proponen relacionar el valor de la serie en un momento dado del tiempo con el valor que la serie tomaría una vez que todos los efectos transitorios han desaparecido. Así, estos autores definen la tendencia en términos de la predicción a largo plazo de la serie analizada, derivada del comportamiento límite de su función de predicción de error cuadrático medio mínimo.

Sea una serie X_t que sigue un proceso general ARIMA(p,1,q) con DX_t estacionario de media μ . Sea (X_{t+k}) el predictor lineal óptimo de X_{t+k} ; es obvio que:

$$E_t(X_{t+k}) = X_t + \sum_{j=1}^k E_t(\Delta X_{t+j}) = X_t + \sum_{j=1}^k E_t(\Delta X_{t+j} - \mu) + k\mu$$

Como $\Delta X_{t+j} - \mu$ es estacionario de media cero, entonces en el límite la función de predicción óptima de X_t es lineal en k , con pendiente μ .

Así, Beveridge y Nelson definen el componente permanente, τ_t , de la serie X_t como:

$$\tau_t = X_t + \lim_{k \rightarrow \infty} \left[\sum_{j=1}^k E_t(\Delta X_{t+j} - \mu) \right]$$

Denotando al último término de esta expresión como c_t , o componente transitorio, la descomposición de Beveridge y Nelson para X_t es:

$$X_t = \tau_t - c_t$$

Por el teorema de Wold, la variable ΔX_t admite una representación $MA(\infty)$ de la forma:

$$\Delta X_t = \mu + \theta(L)\varepsilon_t$$

Y como siempre es cierto que:

$$\theta(L) = \theta(1) + (1 - L)\theta^*(L)$$

podemos escribir:

$$\Delta X_t = \mu + \theta(1)\varepsilon_t + (1 - L)\theta^*(L)\varepsilon_t$$

Dado que la descomposición de Beveridge y Nelson indica que $\Delta X_t = \Delta \tau_t - \Delta c_t$, podemos hacer la siguiente identificación:

$$\begin{aligned} \Delta \tau_t &= \mu + \theta(1)\varepsilon_t \\ \Delta c_t &= -(1 - L)\theta^*(L)\varepsilon_t \end{aligned} \quad [1]$$

Esta identificación pone de manifiesto que el *componente permanente* o *de tendencia* de la serie sigue un proceso de paseo aleatorio con deriva, y representa el valor que la serie tomaría en el momento t en caso de estar situada en ese momento en su senda o nivel de largo plazo. Por su parte, el *componente transitorio* o *cíclico*, que es estacionario, se puede interpretar como la suma de los cambios futuros esperados en la serie en el momento t .

Por tanto, Beveridge y Nelson demuestran que *cualquier* serie que siga un proceso general $ARIMA(p,1,q)$ se puede representar como la suma de un paseo aleatorio y un componente estacionario, con perturbaciones perfectamente correlacionadas. No se necesita imponer ninguna restricción en el modelo para que tal descomposición exista, en contra de lo que ocurre en los modelos UC-ARIMA.

Sin embargo, como puso de manifiesto Cochrane (1988, 1990), uno de los problemas más serios de la descomposición univariante de Beveridge y Nelson proviene de la elección de la representación $ARIMA$ de la serie. Si se utilizan las técnicas tradicionales de identificación, se favorece la obtención de un modelo de orden bajo; las correlaciones de orden alto serán por tanto ignoradas; pero éstas son precisamente las correlaciones que nos permiten modelizar el mecanismo de vuelta a la media del proceso. Esto implica que las técnicas tradicionales de identificación tenderán a sobreestimar el componente permanente de la serie. Para evitar esto, se podría optar deliberadamente por modelos de orden alto, a riesgo de introducir cierta arbitrariedad en el proceso de identificación.

Otra solución, que es la que se utiliza en el presente trabajo, es la de acudir a otro tipo de modelización, tal como la que representa la aproximación VAR, en donde se considera más información para la determinación de los componentes no observables que la contenida exclusivamente en el pasado de la serie. Así, por ejemplo, la teoría del consumo indica que el estudio conjunto de las series de consumo y renta podría ayudar a identificar los componentes permanente y transitorio de la renta [ver Vahid *et al.* (1993)].

1.2. Análisis multivariante

Evans y Reichlin (1994) hacen una importante contribución que permite llegar a una mejor evaluación del componente permanente de una serie. Estos autores extienden la aproximación de Beveridge y Nelson a un contexto multivariante, de manera que el conjunto de información utilizado para determinar este componente se amplía con respecto al caso univariante; estudian la influencia de la naturaleza de este conjunto de información sobre los resultados de la descomposición y muestran que la *ratio* de la varianza entre ciclo y tendencia es mayor en este enfoque que en el univariante. En definitiva, muestran que la aproximación univariante da más peso al componente permanente que la multivariante.

Sea un vector estacionario W_t de orden $m \times 1$ cuyos primeros m_1 elementos, ΔX_{1t} , son primeras diferencias de variables $I(1)$ y los restantes $m - m_1$ elementos, X_{2t} , son niveles de variables $I(0)$: $W_t' = [\Delta X_{1t}', X_{2t}']$.

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

$$W_t = D + A(L) v_t \quad [2]$$

donde v_t es un ruido blanco vectorial de dimensión m .

Mediante un procedimiento equivalente al descrito en la sección anterior y particionando la matriz $A(L)$ de forma similar a la partición de W_t , $A'(L) = [A_1'(L), A_2'(L)]$, la expresión (2) se puede escribir como:

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} DI \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} AI(I) \\ 0 \end{pmatrix} v_t + \begin{pmatrix} (I-L)A_1^*(L) \\ (I-L)A_2(L) \end{pmatrix} v_t \quad [3]$$

Esta expresión 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 los dos primeros 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 transitorio o cíclico.

Observemos que, en este contexto, los componentes de tendencia y ciclo de una determinada variable pueden verse afectados por las innovaciones de cualquier variable del sistema. Los componentes son calculados, por tanto, con un conjunto de información más amplio, lo que traerá consigo una posible mejora en la descomposición.

1.3. Cálculo del componente permanente en el enfoque multivariante

En un contexto multivariante, es importante distinguir entre los casos en donde las variables $I(1)$ de W_t están cointegradas de aquellos donde no lo están. Obviamente, si las variables en X_1 no están cointegradas, $A(L)$ se puede invertir y la expresión [2] se puede aproximar con un VAR estacionario no restringido estándar. Por otro lado, si existe cointegración entre las variables X_1 se tendrá que estimar un modelo VARECM, extendido para incluir variables $I(0)$. Estos dos casos son considerados por Evans y Reichlin (1994), quienes para calcular el componente permanente truncan la suma infinita de términos que implica dicho cálculo en $k = 300$.

Sin embargo, es posible llegar a una expresión exacta del componente permanente sin necesidad de truncar sumas infinitas, utilizando la forma acompañante del modelo que estamos usando.

Sea el modelo VAR(p) estándar de la forma:

$$\Phi(L)W_t = v_t \tag{4}$$

con $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, y donde hemos supuesto, sin pérdida de generalidad, que $E(W_t) = 0$. La forma acompañante es:

$$X_t = BX_{t-1} + \varepsilon_t$$

con:

$$X_t = \begin{pmatrix} W_t \\ W_{t-1} \\ \vdots \\ W_{t-p+1} \end{pmatrix}; \quad B = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ I_m & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_m & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & I_m & 0 \end{pmatrix}$$

Entonces, tenemos:

$$E_t(X_{t+j}) = B^j X_t$$

Si llamamos Δy_t al primer elemento de W_t , tenemos:

$$E_t(\Delta y_{t+j}) = (1 \ 0 \ 0 \ \dots \ 0) B^j X_t$$

Utilizando esta expresión en la fórmula del componente permanente, tenemos:

$$\tau_t = y_t + \sum_{j=1}^{\infty} (1 \ 0 \ 0 \ \dots \ 0) B^j X_t = y_t + (1 \ 0 \ 0 \ \dots \ 0) B(I - B)^{-1} X_t \tag{5}$$

que constituye un cálculo exacto de dicho componente.

Respecto al caso de modelos VARECM, Ariño y Newbold (1998), generalizando al caso multivariante el enfoque propuesto por Newbold (1990) para el caso univariante, proponen una forma de proceder que es aplicable sólo cuando todas las variables son I(1).

Nosotros proponemos utilizar la forma acompañante del modelo VARECM, generalizando la expresión anterior, obtenida para un modelo VAR estándar. Esta forma de proceder lleva a resultados equivalentes a los propuestos por Ariño y Newbold (1998) cuando todas las variables son I(1), pero es más general, ya que es posible aplicarla a modelos VARECM extendidos con variables I(0).

Sea el modelo VARECM extendido con variables I(0):

$$\Phi(L)W_t = -\beta z_{t-1} + v_t \quad [6]$$

donde los polinomios de retardos no contienen raíces unitarias, β es un vector $m \times r$ de coeficientes de ajuste y $z_{t-1}: r \times 1$ es el error de equilibrio retardado un período, igual a:

$$z_{t-1} = \alpha' X_{1t-1}$$

en el que α' es una matriz $r \times m_1$ cuyas filas son los vectores de cointegración del sistema.

En este caso, el vector X_t y la matriz B de la forma acompañante de (6) serán:

$$X_t = \begin{pmatrix} W_t \\ W_{t-1} \\ \vdots \\ W_{t-p+1} \\ z_t \end{pmatrix}; \quad B = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \cdots & \phi_{p-1} & \phi_p & -\beta \\ I_m & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & I_m & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_m & 0 & 0 \\ \alpha' [\phi_1^* : \phi_2^* : \dots : \phi_p^* : -\beta^*] + \underbrace{(0 \dots 01)}_{m \times p} \end{pmatrix}$$

donde los ϕ_i^* recogen las primeras m_1 filas de ϕ_i , $i = 1, \dots, p$ y β^* las primeras m_1 filas de β .

Sustituyendo estas matrices en la expresión (5), obtendríamos el componente permanente para la primera serie I(1) del modelo VARECM.

Resumiendo, la implementación de la descomposición multivariante consta de los siguientes pasos:

1. Determinar si existe cointegración entre las variables I(1) consideradas en el análisis.
2. Estimar el VAR o VARECM apropiado para las variables.
3. Obtener su forma acompañante.
4. Calcular el componente de tendencia de acuerdo con [5].
5. Obtener el componente cíclico por diferencia entre el valor observado y la tendencia.

1.4. Comparación entre los métodos univariante y multivariante

Evans y Reichlin (1994) demuestran los siguientes resultados relativos a las diferencias existentes entre los métodos de descomposición univariante y multivariante:

- 1.a. La *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 la *ratio* de la varianza entre ciclo y tendencia derivado de la descomposición BN multivariante.

1.b. Esta *ratio* es estrictamente menor si existe causalidad de Granger desde por lo menos una variable de W_t hacia la que se pretende descomponer.

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

En cualquier caso, 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 incluidos 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 en la predicción de la variable cuya descomposición se quiere obtener.

2. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección, aplicamos la metodología multivariante de descomposición a tres series mensuales del tipo de cambio real: peseta/marco alemán, peseta/franco francés, y peseta/dólar. El período temporal cubierto se extiende desde enero 1972 hasta septiembre 1997. El objetivo de este ejercicio consiste en obtener el componente permanente del tipo de cambio real, para compararlo con el valor observado e identificar así los períodos de sub- o sobrevaloración de la peseta frente a estas tres monedas. El estudio frente al marco se justifica por el papel central que juega esta moneda en la UE. Además, después de la reciente implantación de la moneda única, es importante determinar en qué posición se encuentra la peseta frente a la moneda de más peso en la zona geográfica del euro. La descomposición frente a esta moneda, aplicada a los datos del final de la muestra, permite determinar si las tasas de conversión frente al euro que finalmente se adoptaron son compatibles con una convergencia rápida de las tasas de inflación española y alemana. Pero el marco no es la única moneda integrante del euro. Por tanto, también es interesante examinar la posición de la peseta frente a otras monedas de la zona euro. Por ello, hemos llevado a cabo el mismo análisis frente a otra moneda importante en el contexto europeo, como es el franco francés. Finalmente, nos ha parecido informativo realizar el análisis frente al dólar US, que constituye sin duda un punto de referencia muy importante para la peseta.

El tipo de cambio real se define como

$$e = \frac{SP^*}{P}$$

donde S es el tipo de cambio nominal peseta/moneda extranjera, P^* es el índice de precios extranjero, y P el índice de precios de España. Según esta definición, un incremento de e corresponde a una depreciación real de la peseta, mientras que una disminución representa una mejora en la competitividad internacional de nuestros productos y un encarecimiento de las importaciones.

La serie de tipo de cambio nominal que hemos usado corresponde a datos de fin de mes, publicados en el Boletín Estadístico del Banco de España. El tipo de cambio real se calcula con el índice mensual de precios al consumo (IPC) de cada país; el IPC español se ha obtenido de la misma fuente que el tipo de cambio, mientras que el IPC de los otros tres países está extraído de las estadísticas de la OCDE. En lo que sigue, se trabaja con el logaritmo del tipo de cambio real.

Para llevar a cabo la descomposición multivariante, se requieren datos adicionales, relativos a variable que pueden tener relaciones causales con el tipo de cambio real, y que estén además disponibles con una frecuencia suficientemente elevada. En efecto, el método que implementamos aquí difiere fundamentalmente de los métodos más tradicionales de obtención de las características de largo plazo de una serie. Estos consisten generalmente en eliminar el componente cíclico de la serie, asociado a los *shocks* transitorios, a través de un proceso de alisamiento, a menudo llevado a cabo por agregación temporal (más o menos sofisticada) de la serie. En el caso que nos ocupa, se trata de hallar el componente permanente o de largo plazo de la serie extrayendo de la misma la dinámica de corto plazo asociada al componente cíclico, para luego separar los *shocks* transitorios de los *shocks* permanentes. La modelización de esta dinámica cíclica requiere trabajar con estadísticas de frecuencia elevada, ya que si no se procede así, esta dinámica está mal modelizada, y el componente permanente, por tanto, mal estimado. Este requerimiento impone ciertas restricciones sobre el tipo de variables que podamos considerar en la descomposición multivariante.

En una situación con requerimientos de frecuencia estadística similares, Hui-zinga (1987) utilizó, junto con el tipo de cambio real, datos relativos a los índices de producción industrial por una parte, y al índice de precios relativos (respecto del índice de precios al consumo) de las acciones por otra parte. Estos índices están disponibles para todos los países sobre una base mensual. Aunque no midan la productividad, sí están relacionados con su evolución. Varios estudios, entre los que destacan los de Balassa (1964), Samuelson (1964) y más tarde Stulz (1986), resaltan la importancia de los cambios relativos de productividad para explicar los cambios en los tipos de cambio reales. Por su parte, Hsieh (1982) presenta evidencia empírica a favor de esta conclusión; mucho más recientemente, Raymond y García-Greciano (1997) aportan resultados favorables para el caso de la peseta frente a las monedas de los principales países con los que España mantiene vínculos comerciales. Por ello, y aun siendo conscientes de que estos índices distan mucho de ser medidas precisas de productividad, nos parece que pueden ser útiles para ampliar la información muestral, como luego se pondrá de manifiesto en el análisis empírico.

Como suele ser habitual, se ha trabajado con el logaritmo de los índices desestacionalizados. La notación utilizada es la siguiente: LTCREA, LTCREF y LTCREU representan el logaritmo del tipo de cambio real de la peseta frente al marco, frente al franco francés y frente al dólar US, respectivamente; LIPIE, LIPIA, LIPIF y LIPIU denotan el logaritmo del índice de producción industrial de España, Alemania, Francia y Estados Unidos; finalmente, LPRAE, LPRAA, LPRAF y LPRAU corresponden al logaritmo del índice de precios relativos de las acciones de estos mismos países, calculados en relación al IPC del país al que se refieren.

2.1. Orden de integración de las series

La primera tarea consiste en analizar el orden de integración de las variables estudiadas. Hemos aplicado en primer lugar tests ya tradicionales de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron, recurriendo a un procedimiento ordenado de contrastes [del tipo recomendado, por ejemplo, por Dolado *et al.* (1990)], empezando con una ecuación de contraste que incluye constante y tendencia, y aplicando contrastes pseudo-t y pseudo-F.

Los resultados de estos contrastes están resumidos en el cuadro 1. Los datos están agrupados por país, empezando por los de España, seguidos por Alemania, Francia y finalmente Estados Unidos. Hemos reproducido los resultados de aplicar tests de Dickey-Fuller; también hemos llevado a cabo tests de Phillips-Perron con resultados cualitativamente similares. De acuerdo con estos tests, las variables tipo de cambio real (LTCREA, LTCREF, LTCREU) y los índices de precios relativos de las acciones (LPRAE, LPRAA, LPRAF, LPRAU) resultan ser $I(1)$ sin deriva. Como quiera que un cambio estructural en la parte determinista de la serie puede a veces provocar la aparición de raíces unitarias espurias [véase por ejemplo Perron (1989), Rappoport y Reichlin (1989) y toda la literatura posterior], hemos aplicado también contrastes recursivos de Dickey-Fuller [Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992)] a estas series. Hemos trabajado con ecuaciones de Dickey-Fuller (con constante y tendencia, así como con constante sólo), en las que hemos introducido desde 0 hasta 10 retardos de la variable dependiente. El valor mínimo alcanzado por el estadístico t en las ecuaciones con constante y tendencia de entre todas las variables y todos los retardos considerados es -3,95, situándose el valor crítico al 5% en -4,05. Este valor cae dentro de la zona de aceptación de la nula, rechazándose, por tanto, la posibilidad de una raíz unitaria espuria. La conclusión final es pues que estas series son $I(1)$.

Las series del índice de producción industrial de España (LIPIE), de Francia (LIPIF) y de Estados Unidos (LIPIU) aparecen las tres como series $I(0)$ alrededor de una tendencia lineal. En lo que se refiere al índice de producción industrial de Alemania (LIPIA), éste no rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 5% pero sí lo hace al 10%; por tanto, hemos aplicado contrastes complementarios a esta serie. Así, hemos aplicado el test G de estacionariedad alrededor de una tendencia lineal de Park y Choi (1988), así como el contraste complementario de raíz unitaria de los mismos autores. Los resultados están recogidos en el cuadro 2. Estos tests confirman el carácter $I(0)$ de LIPIA alrededor de una tendencia lineal.

2.2. Descomposición multivariante del tipo de cambio

Dado el orden de integración de las variables y por las razones detalladas en la sección 2, la etapa siguiente consiste en estudiar para cada país la posible cointegración entre las variables tipo de cambio peseta/moneda extranjera y los índices de precios relativos de las acciones de España y del país extranjero correspondiente. El estudio se ha llevado a cabo por el enfoque multivariante máximo-verosímil de Johansen, con modelos que incluyen desde $p = 1$ hasta $p = 10$ retardos de las variables, bajo el supuesto de que las variables son $I(1)$ sin deriva. Los resultados no varían con el valor de p . En el cuadro 3, se reproducen los resultados correspondientes a $p = 6$.

Cuadro 1: CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA

	τ_τ v.c.5%: -3,42	Φ_2 v.c.5%: 4,75	Φ_3 v.c.5%: 6,34	τ_μ v.c.5%: -2,87	Φ_1 v.c.5%: 4,63	Conclusión
<i>LIPIE</i> ADF(10)	-4,299	7,023	–	–	–	I(0) alr. de tendencia
<i>LPRAE</i> ADF(10)	-1,6428	2,2105	3,255	-2,136	2,670	I(1) sin deriva
<i>LIPIA</i> ADF(8)	-3,244 (*)	4,1895 (*)	–	–	–	Quizás I(0) alr. de tendencia
<i>LPRAA</i> ADF(10)	-2,9317	3,639	5,458	-0,676	0,548	I(1) sin deriva
<i>LTCREA</i> ADF(1)	-2,30	2,04	2,94	-2,26	2,68	I(1) sin deriva
<i>LIPIF</i> ADF(9)	-4,139	6,24	–	–	–	I(0) alr. de tendencia
<i>LPRAF</i> ADF(9)	-2,811	3,486	5,123	-0,841	0,4567	I(1) sin deriva
<i>LTCREF</i> ADF(8)	-2,598	2,534	3,623	-2,117	2,453	I(1) sin deriva
<i>LIPIU</i> ADF(9)	-3,556	5,886	–	–	–	I(0) alr. de tendencia
<i>LIPRAU</i> ADF(1)	-1,933	3,487	4,724	0,3933	0,57	I(1) sin deriva
<i>LTCREU</i> ADF(8)	-2,295	1,913	2,836	-2,314	2,702	I(1) sin deriva

(*) Valores no significativos al 5%, aunque sí al 10%.

Cuadro 2: CONTRASTES DE ESTACIONARIEDAD Y DE RAÍZ UNITARIA DE PARK Y CHOI

Contraste	Estadístico	Resultado
H ₀ : estacionariedad alrededor de una tendencia lineal	0,019	Probabilidad mínima para rechazar H ₀ : 0,892 => I(0) alrededor de tendencia
H ₀ : raíz unitaria	0,001	Valor crítico al 5%: 0,002 0,001 < 0,002 => no hay raíz unitaria

Cuadro 3: CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

	Número de vectores de cointegración	Estadístico LR	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 10%	Conclusión
Alemania	0	18,837	29,68	35,65	No
(LTCREA, LPRAA, LPRAE)	1 2	5,131 1,458	15,41 3,76	20,04 6,65	cointegración
Francia	0	36,129	29,68	35,65	1 vector de
(LTCREF LPRAF, LPRAE)	1 2	8,245 1,860	15,41 3,76	20,04 6,65	cointegración
Estados Unidos	0	27,813	29,68	35,65	No
(LTCREU, LPRAU, LPRAE)	1 2	7,811 0,065	15,41 3,76	20,04 6,65	cointegración

Como se puede apreciar, existe cointegración en el caso de Francia, por lo que el resto del análisis se debe llevar a cabo con un modelo VARECM para este caso. En cambio, las variables relativas a Alemania y a Estados Unidos no presentan cointegración. Para comprobar que esta conclusión no está inducida por la presencia no modelizada de un cambio estructural en la muestra, hemos llevado a cabo el contraste de Gregory y Hansen (1996) de cointegración en presencia de cambio estructural. Hemos utilizado el modelo C/S [véase Gregory y Hansen (1996), pág. 103] en el que tanto la constante como los coeficientes de la relación de cointegración posiblemente cambien en alguna fecha de la muestra. El resultado de aplicar este contraste a los datos relativos al marco alemán y al dólar US están recogidos en el cuadro 4. La ausencia de cointegración se ve confirmada por estos resultados, por lo que el análisis posterior se debe llevar a cabo para estas monedas con un modelo VAR estándar en diferencias sin mecanismo de corrección del error.

Cuadro 4: CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE GREGORY-HANSEN

	Estadístico ADF*-C/S de Gregory-Hansen	Valor crítico al 5%	Conclusión
Alemania	-3,461	-5,50	No cointegración
Estados Unidos	-3,240	-5,50	No cointegración

Seguidamente, pasamos al análisis de descomposición. Primero analizamos el tipo de cambio peseta/marco alemán, con el cual mostramos, además, la ventaja de la descomposición multivariante frente a la univariante. A continuación, presentamos los resultados del análisis multivariante para los tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco francés.

En el caso del tipo de cambio peseta/marco, se han estimado modelos VAR(p) para valores de p desde 1 hasta 8 y se ha utilizado el criterio de Schwartz para determinar el valor óptimo de p de entre aquellos que garantizan residuos no autocorrelacionados. El cuadro 5 recoge los valores de este criterio. De acuerdo con estos valores, el VAR seleccionado es de orden 6.

En el cuadro 6, presentamos resultados estadísticos que contribuyen a demostrar la utilidad de la descomposición multivariante obtenida de este VAR(6). La parte superior del cuadro recoge las relaciones de causalidad bivariable de Granger detectadas entre las variables del modelo. Vemos que existe causalidad entre un gran grupo de variables, lo que garantiza que el método multivariante utiliza información adicional que resulta útil a la hora de calcular la descomposición. Los datos de la segunda parte del cuadro lo confirman. Estos datos son los cocientes $\text{var}(\Delta c_t)/\text{var}(\Delta \tau_t)$ correspondientes al modelo multivariante [columna (1)] y a dos modelos univariantes [columnas (2) y (3)]. Para obtener los datos de la columna (2) se ha utilizado un modelo ARIMA(8,1,0), obtenido a través de las técnicas de identificación tradicionales de Box y Jenkins (1976). Como se podía esperar, el peso relativo del componente cíclico es muy reducido, ya que las correlaciones de orden alto favorables a la vuelta a la media están totalmente ignoradas en este tipo de identificación. Para paliar esta deficiencia, se ha ajustado también, siguiendo las indicaciones de Huizinga (1987), un ARIMA(25,1,0), obteniendo los resultados de la columna (3). Como se puede apreciar, aún así el ciclo queda subestimado respecto del que se obtiene con el enfoque multivariante.

Cuadro 5: CRITERIO DE SCHWARTZ (BIC). VAR - PESETA/MARCO ALEMÁN

p	BIC
5	-35,61256
6	-35,70320
7	-35,64551
8	-35,65090

**Cuadro 6: UTILIDAD DE LA DESCOMPOSICIÓN MULTIVARIANTE
VAR – PESETA/MARCO ALEMÁN**

	Relación de causalidad		p-value
Causalidad de Granger bivariante H_0 : no causalidad	LIPIE	→ LTCREA	0,0137
	LTCREA	→ LPRAA	0,0374
	LPRAA	→ LPRAE	0,0189
	LPRAE	→ LPRAA	0,0083
	LIPIE	→ LPRAE	0,0675
	LIPIA	→ LPRAA	0,0311
	LIPIA	→ LIPIE	0,0000
$Var(\Delta c_t)/var(\Delta \tau_t)$	(1) VAR(6)	(2) ARIMA (8,1,0)	(3) ARIMA (25,1,0)
	0,70685	0,0869	0,12787

A continuación, recogemos los datos referidos al análisis multivariante de las otras dos series de tipo de cambio. En el cuadro 7 se analiza el orden p de los modelos VAR estándar y VARECM utilizados para el tipo de cambio peseta/dólar y peseta/franco respectivamente. En ambos casos se obtiene un valor para p igual a 6.

**Cuadro 7: CRITERIO DE SCHWARTZ (BIC)
VAR – PESETA/DÓLAR Y VARECM – PESETA/FRANCO**

p	BIC	
	Peseta/dólar	Peseta/franco
5	-36,70943	-34,01367
6	-36,72952	-34,04356
7	-36,69676	-33,99566
8	-36,69701	-33,98901

Respecto al análisis de causalidad, los datos se presentan en el cuadro 8.

Además de las relaciones de causalidad reflejadas en el cuadro 8, existe también causalidad directa entre la serie de tipo de cambio peseta/franco y las de precios relativos de las acciones debido a la existencia de cointegración entre las mismas.

Cuadro 8: ANÁLISIS DE CAUSALIDAD BIVARIANTE DE GRANGER

	Relación de causalidad	p-value
Causalidad de Granger bivariante VAR – peseta/dólar	LPRAE → LTCREU	0,0729
	LIPIE → LTCREU	0,0692
	LTCREU → LIPIE	0,0238
	LIPIU → LTCREU	0,0122
	LPRAE → LPRAU	0,0037
	LPRAE → LIPIU	0,0454
	LIPIU → LPRAU	0,0057
	LPRAU → LIPIU	0,0000
	LIPIU → LIPIE	0,0055
Causalidad de Granger bivariante VARECM – peseta/franco	LIPIF → LTCREU	0,0478
	LTCREF → LIPIF	0,0306
	LTCREF → LPRAF	0,0801
	LPRAE → LPRAF	0,0252
	LIPIE → LPRAE	0,0675
	LIPIF → LPRAE	0,0079
	LIPIE → LPRAF	0,0976
	LIPIF → LPRAF	0,0044
	LIPIF → LIPIE	0,0041

3. INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

Una vez confirmada la utilidad del enfoque multivariante, está justificado comparar la evolución del tipo de cambio real observado con su componente permanente logrado a través del método propuesto en la sección 1. En los gráficos 1, 2 y 3, se representa en trazo continuo el tipo observado y en trazo discontinuo su valor permanente o nivel de largo plazo. El gráfico 1 corresponde al tipo de cambio real peseta/marco, el gráfico 2 al tipo de cambio real peseta/dólar y el gráfico 3 al tipo de cambio real peseta/franco.

Los resultados obtenidos muestran desviaciones, a veces importantes, entre ambos valores. 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 en términos reales ya que, si no se produjeran *shocks* adicionales, la tendencia sería a que el tipo de cambio real cayera, produciéndose una apreciación real de la peseta hasta llegar a su nivel de largo plazo. Lo contrario pasaría 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 en términos reales respecto a la divisa que se esté considerando.

Nuestro análisis permite localizar determinados períodos en los que la peseta ha estado sobrevalorada o subvalorada respecto al marco alemán.

En el gráfico 1, detectamos varios períodos relevantes. El primero es el que se produce justo antes de la entrada de la peseta en el sistema de flotación libre con las demás monedas a principios de 1974. El gráfico muestra que antes de la flotación la peseta estaba sobrevalorada respecto al marco alemán, y que después se situó la mayoría del tiempo en su senda de largo plazo, en la que se mantuvo hasta finales de 1982.

Un segundo período relevante es precisamente el que se abre tras la devaluación nominal de finales de 1982, en el cual la peseta se encontró subvalorada en términos reales. Esta subvaloración puede ser una indicación de que la devaluación nominal frente al marco alemán no estaba totalmente justificada o fue excesiva, o bien de que se produjo una excesiva disminución relativa de la inflación española respecto a la alemana en ese período.

Otro período de fuerte divergencia entre el valor observado de la serie del tipo de cambio real peseta/marco y su valor permanente que llama nuestra atención es el que empieza en el momento de la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo (junio de 1989). Esta entrada se produjo con una paridad central peseta/marco que, de acuerdo con todos los analistas, pronto dejó de corresponder con la situación real de la economía española frente a la de los demás países del

Gráfico 1: TIPO DE CAMBIO REAL PESETA/MARCO ALEMÁN

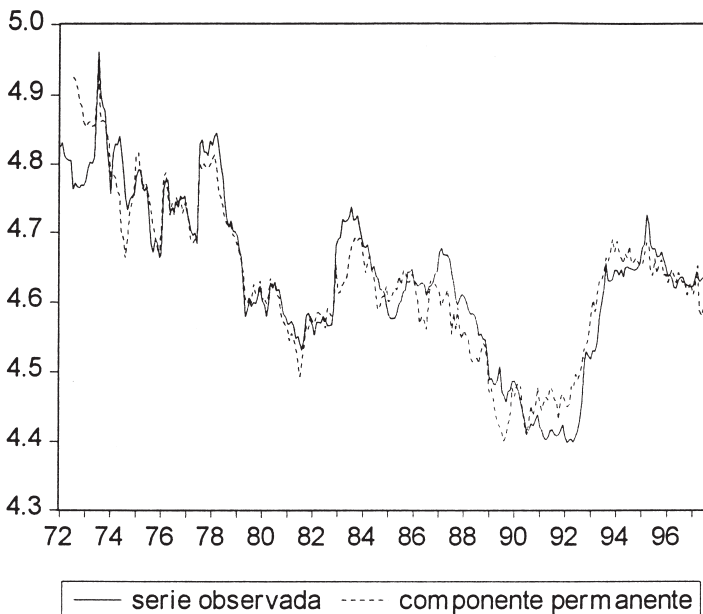
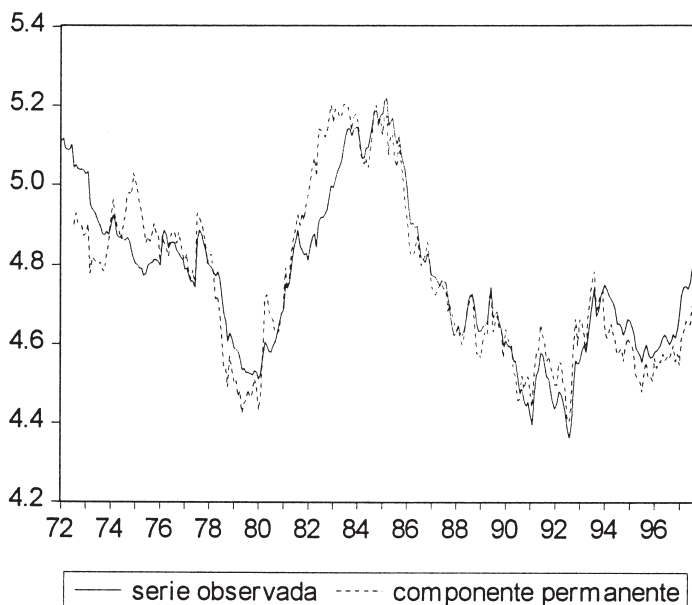


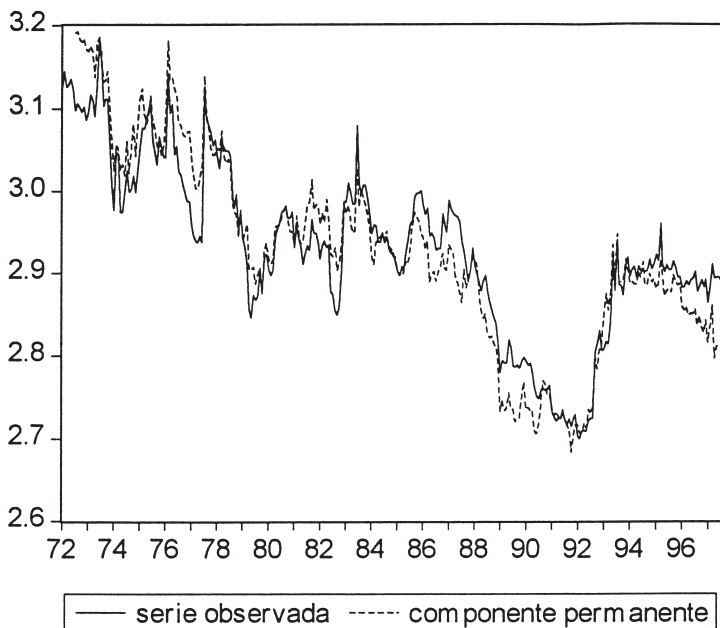
Gráfico 2: TIPO DE CAMBIO REAL PESETA/DÓLAR



sistema. La sobrevaloración de la peseta respecto al marco alemán se prolongó hasta 1992, y ocasionó un fuerte déficit de la balanza por cuenta corriente que no se podía mantener a largo plazo. Esta situación está perfectamente capturada por nuestro análisis. Como se sabe, la divisa española tuvo que soportar tres devaluaciones seguidas (septiembre y noviembre de 1992, y mayo de 1993), las cuales contribuyeron, según nuestro análisis, a que el valor real de la peseta se acercara a su senda de largo plazo frente al marco. Sin embargo, hizo falta otra devaluación, acaecida en marzo de 1995, para eliminar la sobrevaloración todavía presente. Pero el gráfico nos indica que esta última devaluación fue quizás excesiva dado que el tipo de cambio real se encuentra por encima de su componente de largo plazo de manera prácticamente ininterrumpida casi desde esa fecha, y en particular en el último tramo de la muestra.

Las características de este último período son de sumo interés a la hora de analizar la posición relativa de la peseta, una vez decididos los tipos de conversión bilaterales –en vigor desde el 1 de enero de 1999– de las monedas integrantes del euro. Entre ellos, el tipo de conversión de la peseta con respecto al marco alemán es prácticamente el mismo que se adoptó tras la última devaluación de 1995. Dado que desde esta fecha la peseta se encuentra subvalorada, los resultados de este trabajo indican que las fuerzas del mercado se encargarán de reducir progresivamente el tipo de cambio real de nuestra moneda. Esta vuelta al equili-

Gráfico 3: TIPO DE CAMBIO REAL PESETA/FRANCO



brio sólo se podrá realizar vía precios relativos, por lo que, de acuerdo con nuestros resultados, se puede prever que la tasa de inflación española se mantendrá superior a la alemana durante un cierto tiempo.

Esta subvaloración de la peseta frente al marco se produce también frente al franco (véase gráfico 3), lo cual añade peso a la evidencia de que la peseta seguramente se encuentra subvalorada dentro de la zona euro. Nótese también, al igual que en el caso del marco, el período de sobrevaloración de nuestra moneda en los dos años anteriores a la implantación del sistema de tipos de cambio flexibles, que se corrige con la entrada en dicho sistema.

Este proceso de ajuste, después de la entrada en el sistema de tipos de cambio flexibles, también se aprecia claramente en el caso del dólar (véase gráfico 2), aunque en este caso, la situación anterior a la flexibilización era de subvaloración de la peseta. Sin embargo, se entra enseguida en un período de sobrevaloración importante, marcado por la crisis del petróleo. Este *shock* real negativo debe producir una depreciación real de la peseta que 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 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 los años 1975 y 1977.

Otro período relevante de sobrevaloración de la peseta respecto al dólar es el que se produce durante los cuatro primeros años de la década de los ochenta. 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 evitar oscilaciones fuertes, impidió que el dólar se apreciara todo lo que hubiera debido, lo que llevó a una sobrevaloración continuada de la peseta, que pudo justificar la devaluación –aparentemente insuficiente– de finales de 1982. La situación cambia a partir de 1985, coincidiendo con los cambios en la política presupuestaria de Estados Unidos.

Finalmente, observemos que se produce en el último período de la muestra la misma situación que la observada respecto al marco: sobrevaloración de la peseta a principios de los noventa, y la posterior subvaloración tras los reajustes de paridad de finales de 1992 y principios de 1993. Nos encontramos otra vez con evidencias de subvaloración de la peseta en la época más reciente.

En resumen, el análisis realizado parece identificar de manera adecuada los períodos de sobrevaloración y subvaloración de la peseta respecto a las divisas consideradas. Todo parece indicar que la peseta se encuentra actualmente en una posición de subvaloración, la cual dentro de la zona euro, requerirá ajustes que deberán producirse vía precios, en la forma de una tasa de inflación española superior a la de sus socios europeos más importantes.

4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo, hemos aplicado la técnica de descomposición multivariante desarrollada por Evans y Reichlin a los tipos de cambio reales peseta/marco alemán, peseta/franco francés y peseta/dólar. Además, hemos generalizado el procedimiento de cálculo de los componentes de tendencia y ciclo al caso de modelos VARECM ampliados con variables $I(0)$, para poder aplicarlo a los datos relativos al tipo de cambio real peseta/franco francés. La calidad de la descomposición obtenida queda demostrada al comparar la evolución del tipo de cambio real observado con el valor de equilibrio de largo plazo que hemos calculado, ya que se identifican correctamente los períodos de mayor sub- o sobrevaloración por los que ha pasado la peseta en los últimos 25 años. Ello nos permite afirmar que la última devaluación de la peseta, fechada en marzo de 1995, ha sido seguramente excesiva, y ha provocado una ligera subvaloración real de la misma, que perdura desde entonces; lo que hace prever que la tasa de inflación española deberá permanecer por encima de la de sus socios europeos más importantes durante algún tiempo desde la puesta en marcha de la moneda única.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ariño, M.A. y P. Newbold (1998): "Computation of the Beveridge-Nelson decomposition for multivariate economic time series", *Economics Letters*, n.º 61, págs. 37-42.
- Balassa, B. (1964): "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economy*, n.º 72, págs. 584-596.
- Banerjee, A., R.L. Lumsdaine y J.H. Stock (1992): "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, n.º 10, págs. 271-287.
- Beveridge, S. y C.R. Nelson (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*, n.º 7, págs. 151-174.
- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1976): *Time series analysis: forecasting and control*, 2ª Edition. Ed. Holden-Day. San Francisco.
- Cochrane, J.H. (1988): "How big is the random walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, n.º 96, págs. 893-920.
- Cochrane, J.H. (1990): "Univariate v.s. multivariate forecasts of GNP growth and stock returns: evidence and implications for the persistence of shocks, detrending methods, and tests of the permanent income hypothesis", NBER Working Paper, n.º 3427.
- Dolado, J.J., T. Jenkinson y S. Sosvilla-Rivero (1990), "Cointegration and unit roots", *Journal of Economic Surveys*, n.º 4, págs. 249-73.
- Evans, G.W. y L. Reichlin (1994): "Information, forecasts and measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, n.º 33, págs. 255-283.
- Gregory, A.W. y B.E. Hansen (1996): "Residual-based tests for cointegration in models with regimes shifts", *Journal of Econometrics*, n.º 70, págs. 99-126.
- Hsieh, D.A. (1982): "The determination of the real exchange rate, the productivity approach", *Journal of International Economics*, n.º 12, págs. 355-362.
- Huizinga, J. (1987): "An empirical investigation of the long-run behaviour of real exchange rates", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, n.º 27, págs. 149-214.
- Nelson, C.R. y H. Kang (1981): "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series", *Econometrica*, 49, n.º 3, págs. 741-751.
- Nelson, C.R. y H. Kang (1984): "Pitfalls in the use of time as an explanatory variable on regression", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, n.º 1.
- Nelson, C.R. y C.I. Plosser (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, n.º 10, págs. 139-162.
- Newbold, P. (1990): "Precise and efficient computation of the Beveridge-Nelson decomposition of economic series", *Journal of Monetary Economics*, n.º 26, págs. 453-457.
- Park, J.Y. y B. Choi (1988), "A new approach to testing for a unit root", Working Paper #88-23, Department of economics, Cornell University.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, n.º 57, págs. 1361-1401.
- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989), "Segmented trends and non-stationary time series", *The Economic Journal*, 99, Conference Supplement, págs. 168-177.
- Raymond, J.L. y B. García-Greciano (1997), "Tipo de cambio real de la peseta y productividad. Una visión de largo plazo", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 15, vol. V, págs. 31-47.

- Samuelson, P.A. (1964): "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics*, n.º 46, págs. 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 R. Engle (1993): "Common trends and common cycles", *Journal of Applied Econometrics*, vol. n.º 8, págs. 341-360.

Fecha de recepción del original: octubre, 1998

Versión final: noviembre, 1999

ABSTRACT

The Beveridge-Nelson (BN) technique provides a forecast-based method of decomposing a variable into trend and cycle when the variable is I(1). In this paper, we use the multivariate version of the BN decomposition proposed by Evans and Reichlin (1994), to identify the trend component of the peseta/deutsche mark, peseta/french franc and peseta/US dollar real exchange rate.

We carry out the multivariate decomposition by combining information contained in the real exchange rate with the information provided by variables that are causally related to it and among themselves.

Our analysis identifies the overvaluation and undervaluation periods of the peseta with respect to the three currencies between 1972.01 and 1997.09. Finally, it indicates that the real exchange rate is currently undervalued, which calls for higher inflation in Spain than in Germany and France during the first years of the Euro period.

Keywords: real exchange rate, trends and cycles, multivariate Beveridge-Nelson decomposition, VAR models, cointegration, ECM models, long-run equilibrium.

JEL classification: C32, F31.