

# TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA Y PRODUCTIVIDAD. UNA VISIÓN DE LARGO PLAZO

*JOSÉ L. RAYMOND*

*Universidad Autónoma de Barcelona y Fundación FIES*

*BEGOÑA GARCÍA-GRECIANO*

*Universidad Complutense de Madrid y Fundación FIES*

El artículo analiza el papel de la productividad como determinante de la evolución del tipo de cambio real de la peseta en el período 1960-1996 frente a los ocho países con los que España mantiene vínculos comerciales más intensos. En consonancia con la argumentación de Balassa-Samuelson, se halla que el diferencial de crecimiento de la productividad es un claro determinante del tipo de cambio real a largo plazo, lo que explica la apreciación en términos reales de la peseta frente a siete de los ocho países contemplados en el estudio y su depreciación con respecto al octavo país constituido por Japón.

*Palabras clave:* tipo de cambio real, productividad, paridad de poder de compra.

**E**l estudio de los determinantes del tipo de cambio real de las monedas ha acaparado una notable literatura, y el tema adquiere una particular relevancia en un contexto como el europeo en que se persigue la introducción de una moneda única. No obstante, a pesar de la importancia del tema, los estudios económicos disponibles no han sido capaces de ofrecer una respuesta inequívoca a la definición del tipo de cambio de equilibrio.

Una forma simple y razonable de aproximarse al tipo de cambio de equilibrio es el recurso a la denominada "paridad del poder de compra (PPC)". La hipótesis de la PPC cuenta con una larga tradición histórica que se remonta, según Officer (1982) o Rogoff (1996), a la Escuela de Salamanca española de finales del siglo XVI, si bien fue Gustav Cassel quien en los años veinte la utilizó de forma sistemática para fijar tipos de cambio entre países con posterioridad a la primera guerra mundial [véase Rogoff (1996)]. En esencia, y en su versión absoluta, el razonamiento consiste en afirmar que el tipo de cambio entre dos países debe responder a los correspondientes precios relativos. En su versión relativa, la hipótesis de la PPC establece que, entre dos períodos, la variación del tipo de cambio debe responder a la variación de precios relativos o diferencial de inflación.

---

(\*) Los autores desean expresar su agradecimiento a los comentarios de dos evaluadores anónimos.

Los contrastes de la PPC han ofrecido resultados no plenamente concluyentes [Véase J. Breuer (1994), Rogoff (1996) o Edison *et al.* (1997) para un repaso de la literatura]. En cualquier caso, dos conclusiones parecen emerger: La primera es que la hipótesis de la PPC tiende a operar en el muy largo plazo y sólo para los bienes comercializables (es decir, para los bienes que con facilidad pueden exportarse e importarse). La segunda es que a pesar de existir evidencia favorable a la PPC en el largo plazo, las desviaciones de los tipos de cambio y/o precios relativos de lo que serían sus valores de equilibrio pueden ser muy notorias y de larga duración. Explicar las razones que justifican una elevada volatilidad de los tipos de cambio reales en el corto plazo junto a un muy lento proceso de acercamiento del tipo de cambio real a su valor de equilibrio constituye un *puzzle*<sup>1</sup> a desvelar.

En el caso de España son también relativamente numerosos los estudios que recientemente se han ocupado de la hipótesis de la PPC. Entre ellos cabe destacar los trabajos de Ngama y Sosvilla (1991), Bajo y Sosvilla (1993), Pérez y Vega (1993), Camarero (1994) o Ledesma *et al.* (1997).

El propósito del trabajo es fundamentalmente descriptivo y su finalidad básica es mostrar una clara evidencia de apreciación del tipo de cambio real de la peseta frente todas aquellas economías con las que se ha producido un proceso de convergencia real de la economía española. Por contra, el tipo de cambio real de la peseta se ha depreciado frente a una economía, la Japonesa, que ha experimentado un proceso de crecimiento más intenso que la española en los últimos cuatro lustros. Sin embargo, por falta de homogeneidad en las estadísticas no ha sido posible contrastar si la hipótesis de la PPC se verifica en el largo plazo para el sector que produce bienes comercializables, hipótesis que constituye una pieza del modelo de Balassa-Samuelson explicativo de la evolución del tipo de cambio real en términos del deflactor del PIB.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección primera se presenta la evolución del tipo de cambio real de la peseta en términos del deflactor del PIB en el período 1960-1996 con respecto a los principales países con los que se mantienen vínculos comerciales y representados por Alemania, Bélgica, Francia, Italia, Japón, Holanda, Reino Unido y Estados Unidos. El patrón que se observa es el de una clara apreciación del tipo de cambio real con respecto a todos estos países, excepto con respecto a Japón, en que el tipo de cambio real ha tendido a depreciarse. Es decir, la hipótesis de la PPC referida a un deflactor amplio, como es el deflactor del PIB que incluye bienes comercializables y no comercializables, no se verifica, si bien la tendencia hacia la apreciación o depreciación del tipo de cambio real parece mostrar pautas regulares atendiendo a la evolución temporal de las productividades relativas.

La sección segunda ofrece una posible justificación teórica de este patrón de comportamiento atendiendo al conocido modelo de Balassa-Samuelson. El razonamiento discurre en términos del distinto comportamiento de la productividad en los sectores comercializable y no comercializable y la dispar evolución de los respectivos precios, de forma que a medida que la productividad de una economía aumenta y su PIB per cápita se incrementa, la distancia de precios entre el sector comercializable y no comercializable se amplía, lo que origina una apreciación del tipo de cambio real. Esta presentación se completa con algunos sencillos modelos estimados con datos de panel y explicativos del comportamiento del tipo de cambio real de la peseta que ofre-

---

(1) Rogoff (1996).

cen evidencia en favor de un comportamiento paralelo en el largo plazo del tipo de cambio real frente a las productividades relativas.

Si se admite que el comportamiento de la productividad relativa es un determinante del tipo de cambio real, es posible analizar la velocidad de respuesta del tipo de cambio real observado frente al tipo de cambio de equilibrio estimado, cuestión que se aborda en la tercera sección. Finalmente, una última sección de conclusiones cierra la exposición.

## 1. EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA FRENTE A LOS PRINCIPALES PAÍSES CON LOS QUE ESPAÑA MANTIENE VÍNCULOS COMERCIALES

Como previamente se ha señalado, los principales países con los que se mantienen vínculos comerciales son por Alemania, Bélgica, Francia, Holanda, Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos y, según datos de *European Economy* (1996), en 1994, absorben del orden del 70 por 100 de las importaciones españolas y más del 60 por 100 de las exportaciones. Son, de hecho, los siete grandes países industriales (G.7), con la excepción de Canadá y la inclusión de Holanda y Bélgica.

El gráfico 1, reproducido de Raymond (1997), recoge en escala logarítmica, y tomando base “cero” en 1960, el tipo de cambio real de la peseta para el período 1960-1996, y definido de la siguiente forma:

$$TCR = (S \cdot P) / P^*$$

en donde “TCR” es el tipo de cambio real, “S” es el precio de una peseta en moneda extranjera (por ejemplo, marcos por peseta), “P” es el deflactor del PIB en España y “P\*” es el deflactor del PIB en el país extranjero (Alemania, por ejemplo). Suponiendo que se comercializasen unidades de PIB, el numerador de la *ratio* puede interpretarse como el precio que a un extranjero le cuesta adquirir una unidad de PIB español, mientras que el denominador se interpreta como el precio que a un extranjero le cuesta adquirir una unidad de PIB en su propio país. Un aumento del tipo de cambio real significa, por tanto, que una unidad de PIB español progresivamente se intercambia por un mayor número de unidades de PIB del país extranjero, y a la inversa en caso contrario.

El gráfico 1, adicionalmente, recoge la serie filtrada del tipo de cambio real de la peseta, según el filtro de Hodrick-Prescott, con objeto de visualizar más claramente la tendencia. Del gráfico 1 destaca una apreciación del 138 por 100 de la peseta con respecto al dólar (es decir, el tipo de cambio real de la peseta frente al dólar pasa de 1 en 1960 a 2,38 en 1996 ó, en otros términos, si en 1960 una unidad de PIB americano se intercambiaba por una unidad de PIB español, en 1996 una unidad de PIB español se intercambia por 2,38 unidades de PIB americano), del 72 por 100 frente a la libra, del 52 por 100 frente al franco francés, del 46 por 100 frente al franco belga o del 32 por 100 frente a la lira. Una apreciación moderada de la peseta, situada en el 14 por 100, se ha producido con relación al marco alemán o del 11 por 100 con respecto al florín holandés. Finalmente, la peseta se ha depreciado un 22 por 100 en términos del yen japonés.

A la vista de estos datos, es evidente que en términos de deflatores amplios, como es el deflactor del PIB (similares resultados se obtenían en términos del deflac-

Gráfico 1: EVOLUCIÓN DEL LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA FRENTE A:

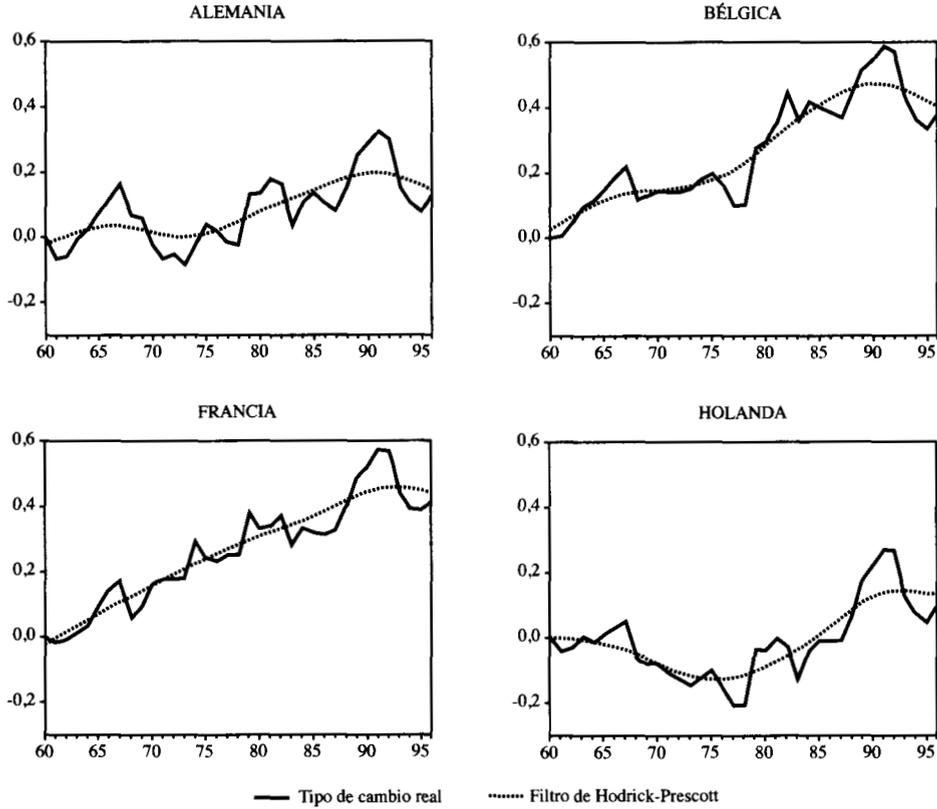
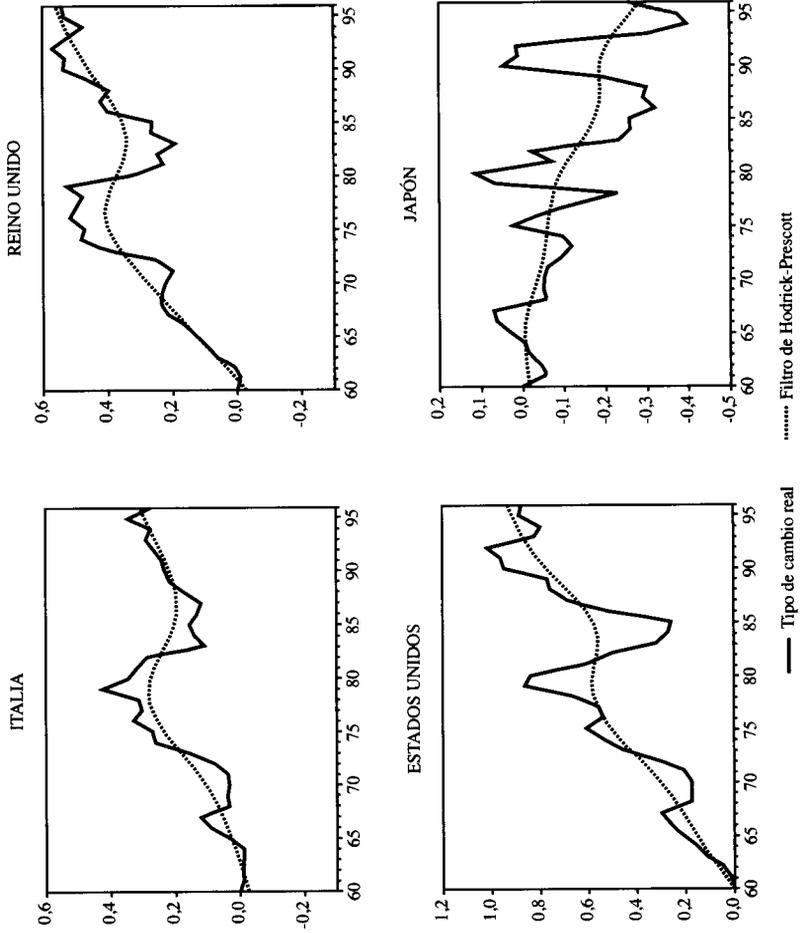


Gráfico 1: EVOLUCIÓN DEL LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA FRENTE A: (continuación)



tor del consumo privado), la hipótesis de la PPC no se verifica. La aplicación de tests formales de estacionariedad del tipo de cambio real (Test de Dickey-Fuller aumentado o de Phillips-Perron) tampoco rechazaba la hipótesis nula de raíz unitaria. El cuadro 1 ofrece los resultados de la aplicación del test de Dickey-Fuller aumentado.

Así, sin introducir ninguna tendencia, y tomando logaritmos de las variables, la hipótesis nula de raíz unitaria en los tipos de cambio reales no resulta rechazada para ningún país a un nivel de significación del 5 por 100. No obstante, visualmente se comprueba que las series tienen tendencia. Al incluir tal tendencia en los tests de raíces unitarias, sólo para Japón se rechaza la hipótesis nula. En este supuesto, el tipo de cambio real podría considerarse como estacionario con respecto a una tendencia determinista, pero es evidente que la propia existencia de tendencia lleva al rechazo de la hipótesis de la PPC.

Decir que el tipo de cambio real, para los países contemplados, puede caracterizarse como un proceso integrado con deriva es, no obstante, una afirmación con poco contenido informativo. Deja sin responder cuál es el posible tipo de cambio de equilibrio así como las fuerzas que se hallan detrás del patrón observado de apreciación o de depreciación del tipo de cambio. El modelo de Balassa-Samuelson, que se expone en la siguiente sección de este trabajo, pretende ofrecer una primera respuesta.

En cualquier caso, el gráfico 1 es también ilustrativo de las fuertes oscilaciones que el tipo de cambio real experimenta con respecto a una tendencia. El dólar americano es paradigmático en tal sentido. Coincidiendo con el inicio de la segunda crisis del petróleo, destaca la fuerte depreciación experimentada en el período 1979-1985 y la rápida apreciación posterior. De las monedas consideradas, es ésta, con creces, aquella que mayores oscilaciones experimenta, posiblemente en parte a consecuencia de que el dólar acapara movimientos especulativos, que en ocasiones se han sumado a

**Cuadro 1: TEST DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA EL CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS NULA DE RAÍZ UNITARIA DEL LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL POR PAÍSES**

País	Sin tendencia		Con tendencia	
	ADF	Valor crítico 5%	ADF	Valor crítico 5%
Alemania	2,47	2,94	3,08	3,54
Bélgica	1,73	2,94	2,65	3,54
Francia	0,01	2,94	2,74	3,54
Holanda	1,7	2,94	2,21	3,54
Italia	1,68	2,94	1,82	3,54
Reino Unido	1,89	2,94	2,27	3,54
Estados Unidos	1,85	2,94	3,28	3,54
Japón	2,77	2,94	3,95	3,54

Nota: El ADF es el estadístico de Dickey-Fuller aumentado en un AR(2) referido a los niveles de las variables. Período muestral: Datos anuales 1960-1996.

ciertas acciones deliberadas por parte de las autoridades americanas que durante ciertos períodos de tiempo han apostado por la consecución de un tipo de cambio competitivo para sus exportaciones.

## 2. UNA EXPLICACIÓN POSIBLE DE LA EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL. TIPO DE CAMBIO REAL Y PRODUCTIVIDADES RELATIVAS

### 2.1. *La argumentación de Balassa-Samuelson*

El planteamiento de Balassa (1964) y Samuelson (1964) parte de la observación de que los países que se desarrollan suelen a la vez mostrar una apreciación de su tipo de cambio real. De forma muy simplificada, puede considerarse que la economía está formada por dos sectores: El sector que produce bienes comercializables, sometido a la competencia exterior, y el sector que produce bienes no comercializables, protegido, por la propia naturaleza de su *output* o por restricciones legales, de la competencia exterior. Dos ejemplos paradigmáticos de ambos sectores están representados por el sector industrial y el sector servicios. Supóngase, adicionalmente, que la hipótesis de la PPC se satisface para el sector comercializable y que la productividad aumenta en este sector a una tasa más elevada que en el sector protegido. Por ejemplo, que el crecimiento de la productividad es más elevado en el sector industrial que en el sector servicios, circunstancia que en general opera en todas las economías.

El aumento de la productividad del sector comercializable de un determinado país se traducirá en un crecimiento de los salarios del sector, pero dado que este aumento salarial es la contrapartida de una mayor productividad, sus precios no aumentarán. Adicionalmente, si la competencia internacional opera y si el país no es de dimensión muy elevada, los precios de los bienes comercializables están determinados por el sector exterior. No obstante, este crecimiento salarial del sector comercializable se hará también extensivo al sector no comercializable. Aparte de los esquemas de negociación salarial que operen, el sector no comercializable necesitará aumentar sus salarios si desea atraer o mantener sus empleos. Ante unos salarios que crecen más que su productividad, el sector no comercializable se verá forzado a incrementar sus precios. De esta forma, la contrapartida del crecimiento de la productividad en el sector comercializable será, por un lado, un progresivo distanciamiento entre los índices de precios de los bienes no comercializable y comercializable. Es decir, los precios relativos de los bienes no comercializables frente a los comercializables serán progresivamente más elevados. (En términos del ejemplo de los servicios frente a la industria, los precios relativos de los servicios con respecto a los productos industriales serán crecientes). Por otro lado, el índice general de precios (por ejemplo, el deflactor del PIB) tenderá a aumentar puesto que tal índice de precios es una suma ponderada de los precios de los bienes comercializables y no comercializables. Dado que se supone que la PPC se satisface para el sector comercializable, el tipo de cambio real referido a un deflactor amplio, como pueda ser el deflactor del PIB, aumentará. En este contexto, la apreciación del tipo de cambio real es un subproducto de que los países que experimentan crecimientos más rápidos de su productividad, muestran a la vez un distanciamiento más acusado entre los precios de los servicios y los precios de los productos industriales y muestran también un crecimiento del índice general de precios.

Como suele ocurrir en economía, difícil es deducir un modelo que halle un soporte empírico plenamente satisfactorio. Rogoff (1996), en su artículo de revisión de

la PPC, habla de *evidencia mixta*. El hecho, empero, de que pasadas tres décadas desde su formulación el modelo de Balassa-Samuelson siga siendo objeto de contrastes es una prueba de su éxito y capacidad para generar nuevas interpretaciones de los datos.

## 2.2. Evidencia con datos de corte transversal de España frente a los principales países

Considerando la variación del tipo de cambio real desde 1960 hasta 1996 de la peseta frente a los restantes ocho países considerados y la variación experimentada en este período por la productividad relativa del trabajo, cabe formar un corte transversal de ocho observaciones con objeto de determinar la asociación existente entre ambas variables<sup>2</sup>. Denominando "VTCR" a la variación del logaritmo del tipo de cambio real y "VPL" a la variación del logaritmo de la productividad relativa del trabajo de España frente al país considerado, los resultados de la regresión estimada por MCO son los siguientes:

$$\text{VTCR} = -0,04161 + 0,871 \cdot \text{VPL}$$

Estadíst. "t"      (0,39)      (4,22)

$R^2$  Corregido = 0,706 ; Error standard = 0,18

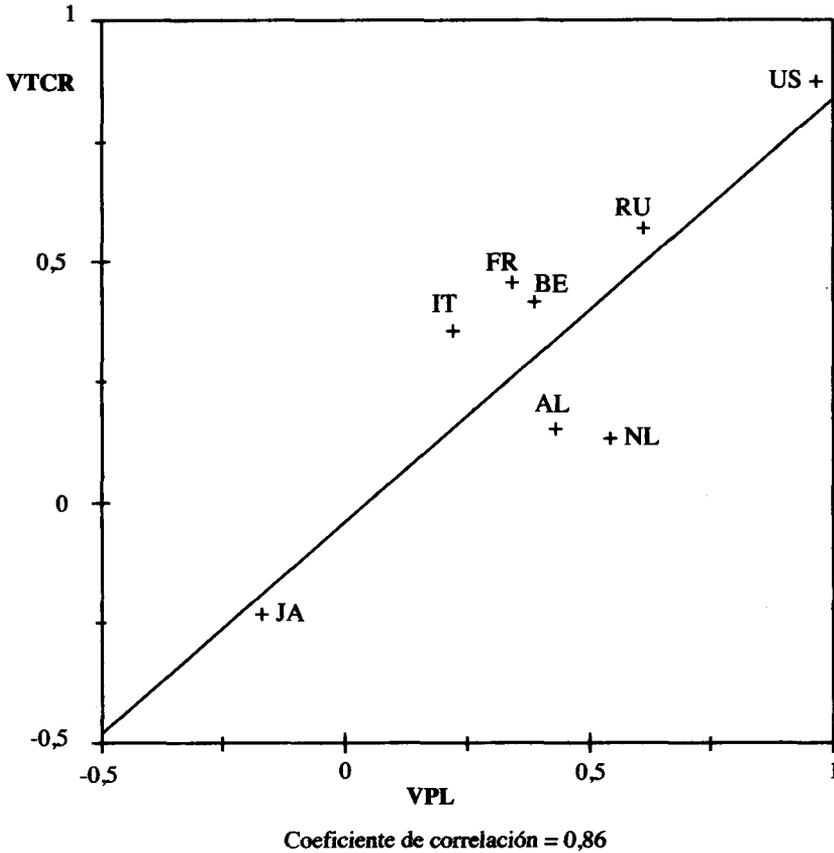
A la vista de estos resultados, cuya representación se detalla en el gráfico 2, puede observarse que, efectivamente, entre la variación del tipo de cambio real de la peseta frente a los demás países y la variación de la productividad relativa del trabajo existe una asociación positiva en consonancia con la predicción básica de la formulación de Balassa-Samuelson. Los resultados son relativamente similares si en lugar de utilizar como variable explicativa la productividad relativa del trabajo, se emplea el PIB per cápita en paridades de poder de compra como posible variable *proxy* de la productividad [véase Neary (1988)]. En este caso, el coeficiente de correlación descendiende de 0,86 a 0,79, pero la variable continúa siendo significativa.

En resumen, en esta muestra de corte transversal, el comportamiento relativo de la productividad es capaz de explicar del orden de un 75 por 100 de la varianza de la variable dependiente. Por países, es Holanda el que más se aparta de la norma. En cualquier caso, son remarcables los casos de Estados Unidos y Japón. España ha ganado renta relativa y productividad relativa frente a los Estados Unidos durante estos casi cuarenta años que el estudio contempla, y en términos reales la peseta ha experimentado una fuerte apreciación frente al dólar. Por contra, España ha perdido renta relativa frente a Japón y su tipo de cambio real se ha depreciado.

En términos más concretos, el tipo de cambio real de la peseta frente al dólar ha pasado de un índice unitario en 1960 a 2,38 en 1996, mientras que la productividad relativa del trabajo en España frente a los Estados Unidos se ha multiplicado por 2,61 y el PIBpc en Paridades de Poder de Compra se ha multiplicado por 1,72. Estas ganancias de productividad relativa explican, según el modelo comentado, la apreciación de

(2) En todos los casos, la fuente de datos utilizada procede de los anexos estadísticos de la revista *European Economy* (1996). La productividad aparente del trabajo se ha construido como simple cociente entre PIB y población ocupada. Esta misma publicación ofrece datos acerca de la evolución del PIB per cápita en paridades de poder de compra, posteriormente utilizados.

Gráfico 2: VARIACIÓN TIPO DE CAMBIO REAL Y PRODUCTIVIDAD RELATIVA ENTRE 1960 Y 1966



AL: Alemania; BE: Bélgica; FR: Francia; NL. Holanda; IT: Italia; RU: Reino Unido; US: Estados Unidos; JA: Japón.

la peseta. Por otro lado, como ya se ha indicado, la economía japonesa ha crecido más que la española y el tipo de cambio real de la peseta frente al yen se ha depreciado. En efecto, durante este lapso temporal el tipo de cambio real de la peseta frente al yen se ha depreciado en un 17 por 100, España ha perdido un 22 por 100 en términos de productividad relativa y un 37 por 100 en PIBpc relativo en Paridades de Poder de Compra. Según el planteamiento comentado, la pérdida de posiciones relativas de España frente a Japón justifica el descenso del tipo de cambio real de nuestra moneda.

### 2.3. Evidencia con datos de panel anuales

Formar un corte transversal a efectos de estimar la respuesta del tipo de cambio real frente al comportamiento de la productividad relativa tiene la ventaja que si el interés del estudio radica en el largo plazo, la estructura dinámica del modelo queda diluida al promediar distintos años. No obstante, un total de 8 observaciones es excesivamente reducido para fundamentar la inferencia.

Cabe aumentar el tamaño de la muestra explotando la dimensión individual y temporal de los datos a través de la formación de un panel. Contemplando datos anuales, se dispone de 37 años por país y un total de 8 países, lo que ofrece un total de 296 observaciones.

El cuadro 2 ofrece el detalle de la estimación. En su parte superior muestra la estimación por el método SURE de la regresión, país por país, del logaritmo del tipo de cambio real sobre la productividad relativa. Puede comprobarse que el coeficiente "beta" estimado está acotado entre 0,3 para Holanda y 1,4 para Francia. Los estadísticos "t" son siempre aparentemente significativos. No obstante, el aspecto más preocupante es la fuerte autocorrelación serial detectada para las perturbaciones aleatorias. Por otro lado, teniendo en cuenta que se ha contrastado que el tipo de cambio real y la productividad relativa del trabajo son procesos integrados del mismo orden (estos segundos contrastes no se ofrecen dado que su lógica es la misma que la subyacente a los tipos de cambio), la hipótesis nula de raíz unitaria para las perturbaciones, atendiendo a los criterios estándar (Test CRDW, Dickey-Fuller aumentado aplicado sobre los residuos o test de la traza y del máximo de Johansen), sólo en ocasiones resultaba rechazada. Nuestra interpretación, empero, es que esta autocorrelación serial es un subproducto de la omisión de la estructura dinámica y de otras posibles variables explicativas, tales como la política monetaria y fiscal, cuyos efectos tienden a desaparecer al promediar distintos años, tal como en la siguiente sección se detalla. La autocorrelación detectada es expresiva, en definitiva, de que la simple ecuación ajustada constituye un mal modelo a efectos de predecir el acontecer del tipo de cambio en el próximo futuro. No obstante, esta ecuación puede ofrecer una explicación aceptable de los factores que explican la revaluación de la peseta en los últimos cuarenta años frente a sus principales socios comerciales y su devaluación frente a Japón.

Al imponer la restricción de pendiente común y aplicar las técnicas de panel usuales (efectos fijos, efectos fijos estimados por SURE y efectos estocásticos), el coeficiente "beta" estimado se sitúa en 0,8, lo que aproximadamente corresponde a la media de los coeficientes hallados en las estimaciones individuales. No obstante, como es obvio, sigue apareciendo un fuerte problema de autocorrelación serial que muestra la incapacidad de la ecuación estimada para recoger la dinámica del tipo de cambio.

### 2.4. Evidencia con datos de panel obtenidos a través del promedio de varios años

El objeto de promediar varios años es diluir la estructura dinámica así como la influencia de todas aquellas variables explicativas que actúan en el corto plazo pero que en el largo plazo su influencia tiende a desaparecer. Una justificación de esta forma de proceder desde un óptica econométrica es la ofrecida por Pesaran y Smith (1995).

**Cuadro 2: RESPUESTA DEL TIPO DE CAMBIO REAL A LA PRODUCTIVIDAD RELATIVA  
(PANEL DE DATOS ANUALES 1960 - 1996)**

**A) Estimación por SURE**

País	Coefficiente "beta"	Estadístico "t"	R <sup>2</sup>	D.W.	S. E.
Alemania	0,52	5,79 (3,71)	0,33	0,57	0,089
Bélgica	1,33	11,11 (7,04)	0,66	0,50	0,096
Francia	1,46	13,62 (8,01)	0,74	0,70	0,084
Holanda	0,29	2,63 (1,68)	0,15	0,32	0,110
Italia	0,99	6,61 (3,22)	0,39	0,42	0,101
Reino Unido	0,76	8,67 (6,35)	0,64	0,41	0,107
Estados Unidos	0,82	10,73 (6,74)	0,69	0,40	0,170
Japón	0,68	2,85 (2,01)	0,09	0,76	0,136

Nota: Entre paréntesis, estadísticos "t" de la estimación por MCO y estimación consistente de la matriz de covarianzas por el método de NEWEY-WEST.

*Ejecución ajustada:*

$$\ln(\text{TCR})_{it} = c_i + \beta_i \ln\left(\frac{\text{PL}}{\text{PL}^*}\right)_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde: TCR = Tipo de Cambio Real.

PL = Productividad en España.

PL\* = Productividad en el país extranjero.

**Cuadro 2: RESPUESTA DEL TIPO DE CAMBIO REAL A LA PRODUCTIVIDAD RELATIVA  
(PANEL DE DATOS ANUALES 1969-1996) (Continuación)**

**B) Estimación imponiendo la restricción de igualdad de coeficientes**

Método de estimación	Coefficiente "beta"	Estadístico "t"	R <sup>2</sup>	Coefficiente autocorrelación residuos	S.E.
Efectos fijos	0,81	17,77	0,77	0,77	0,120
Efectos fijos + SURE	0,78	16,60	0,77	0,77	0,120
Efectos estocásticos	0,80	18,03	0,77	0,78	0,120

Notas: Los estadísticos "R<sup>2</sup>", coeficientes de autocorrelación de los residuos y S.E (error estándar del modelo) se calculan para la totalidad de la muestra disponible. En el modelo de efectos estocásticos, los estadísticos hacen referencia a las "variables transformadas".

*Ecuación ajustada:*

$$\ln(\text{TCR})_{it} = c + \beta \ln\left(\frac{\text{PL}}{\text{PL}^*}\right)_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

siendo "α<sub>i</sub>" los efectos individuales, que se consideran fijos o estocásticos. El número de observaciones es de 296 (37 años x 8 países).

El cuadro 3 muestra que al tomar medias no solapadas de cinco años (siete observaciones por país) la autocorrelación, definida a partir de:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_2^7 \hat{u}_{1t} \hat{u}_{1t-1} + \dots + \sum_2^7 \hat{u}_{8t} \hat{u}_{8t-1}}{\sum_2^7 \hat{u}_{1t}^2 + \dots + \sum_2^7 \hat{u}_{8t}^2}$$

siendo “ $\hat{u}_{it}$ ” los residuos muestrales, prácticamente desaparece en todos los modelos. Por otro lado, esta autocorrelación se transforma en ligeramente negativa cuando se opera con medias decenales (en realidad, se trata de medias de nueve años para disponer de un total de cuatro observaciones por país). Al margen de los problemas estadísticos que las escasas observaciones temporales plantea para desarrollar un test fiable del patrón de dependencia temporal de las perturbaciones, los resultados hallados están en consonancia con la sugerencia de que al promediar años, la estructura dinámica subyacente, que la ecuación estimada omite, queda diluida, dado que si bien el tipo de cambio real de un año, debido a la lentitud de ajuste del tipo de cambio nominal o de los precios relativos, posiblemente depende del tipo de cambio real del año precedente, no sucede lo mismo cuando el punto de referencia es el promedio del tipo de cambio real en períodos de cinco o de nueve años. Resultados muy similares se obtenían al operar con medias de siete o de doce años.

Por lo que respecta al coeficiente de elasticidad estimado del tipo de cambio real con respecto a la productividad relativa, se halla siempre en el entorno de 0,8 ó 0,9, en consonancia con la estimación obtenida al operar con datos de corte transversal o con datos anuales. El hecho de que la estimación del coeficiente de elasticidad al operar con datos anuales no resulte sensible a la omisión de la estructura dinámica estaría justificado si las variables contempladas tienen el carácter de cointegradas.

En resumen, la ecuación estimada no constituye un vehículo adecuado para enjuiciar la dinámica del tipo de cambio de la peseta frente a los principales países con los que España comercia. Prueba, no obstante, que la asociación entre tipo de cambio real y productividades relativas tiende a operar en el largo plazo, no verificándose la hipótesis de la PPC cuando el tipo de cambio real se define contemplando un deflactor amplio.

### 3. DINÁMICA DEL AJUSTE DEL TIPO DE CAMBIO REAL ANTE *SHOCKS* EXÓGENOS

Si se considera que las sencillas relaciones estimadas en el cuadro 2 entre tipo de cambio real y productividad relativa del trabajo constituyen relaciones de cointegración, dado que se ha comprobado que ambas variables son integradas del mismo orden (como ya se ha señalado, en el texto no se ofrece el detalle de los test de raíces unitarias para las productividades relativas), es posible analizar la respuesta dinámica del tipo de cambio real ante *shocks* exógenos y determinar la velocidad de ajuste.

En primer lugar, se plantea el problema de determinar si las dos variables están cointegradas utilizando la información que los datos de panel ofrecen. Al respecto, una posibilidad, empleada con ligeras diferencias por Oh (1996), Frankel y Rose (1996), Jorion y Sweeney (1996) o Lothian (1997), es estimar la siguiente ecuación de

Cuadro 3

A) Panel de datos quinquenales: Medias no solapadas de cinco años por país.

Método de estimación	Coefficiente "beta"	Estadístico "t"	R <sup>2</sup>	Coefficiente autocorrelación residuos	S.E.
Efectos fijos	0,85	9,38	0,86	+ 0,10	0,094
Efectos fijos + corrección por heteroscedasticidad	0,85	8,57	0,84	+ 0,22	0,094
Efectos estocásticos	0,82	9,83	0,84	+ 0,22	0,094

B) Panel de datos decenales: Medias no solapadas de nueve años por país.

Método de estimación	Coefficiente "beta"	Estadístico "t"	R <sup>2</sup>	Coefficiente autocorrelación residuos	S.E.
Efectos fijos	0,88	7,80	0,90	- 0,23	0,086
Efectos fijos + corrección por heteroscedasticidad	0,90	8,30	0,92	- 0,31	0,086
Efectos estocásticos	0,83	8,33	0,87	- 0,06	0,086

regresión a partir de los residuos mínimo cuadráticos que de las regresiones contenidas en la parte (a) del cuadro 2 se deducen:

$$D(\hat{u}_{it}) = 0,288 D(\hat{u}_{it-1}) - 0,321 \hat{u}_{it-1} + \hat{v}_{it}$$

Est. "t"      (5,00)                      (7,82)

Coefficiente de autocorrelación de " $\hat{v}_{it}$ " = - 0,05

en donde " $\hat{u}_{it}$ " son los residuos mínimo cuadráticos.

La dificultad que al seguir este planteamiento aparece es que no se dispone de tablas adecuadas para el contraste de la hipótesis nula de que el coeficiente que afecta a los residuos desfasados es cero. Como es evidente, el rechazo de esta hipótesis llevaría a considerar que tipos de cambio reales y productividades relativas son procesos cointegrados.

Aceptando que, efectivamente, este es el caso, los residuos mínimo cuadráticos representan desviaciones del tipo de cambio de su nivel de equilibrio, y es posible utilizar la dinámica de la ecuación estimada para evaluar el proceso dinámico de ajuste ante un desviación del tipo de cambio de su equilibrio.

En efecto, la ecuación precedente puede reparametrizarse a partir de:

$$\hat{u}_{it} = 0,967 \hat{u}_{it-1} - 0,288 \hat{u}_{it-2} + \hat{v}_{it}$$

y cabe determinar la respuesta de la variable estacionaria “ $\hat{u}$ ” (en definitiva, el tipo de cambio de equilibrio) ante un *shock* aleatorio “ $\hat{v}$ ” que la desvíe de su senda de equilibrio o valor esperado.

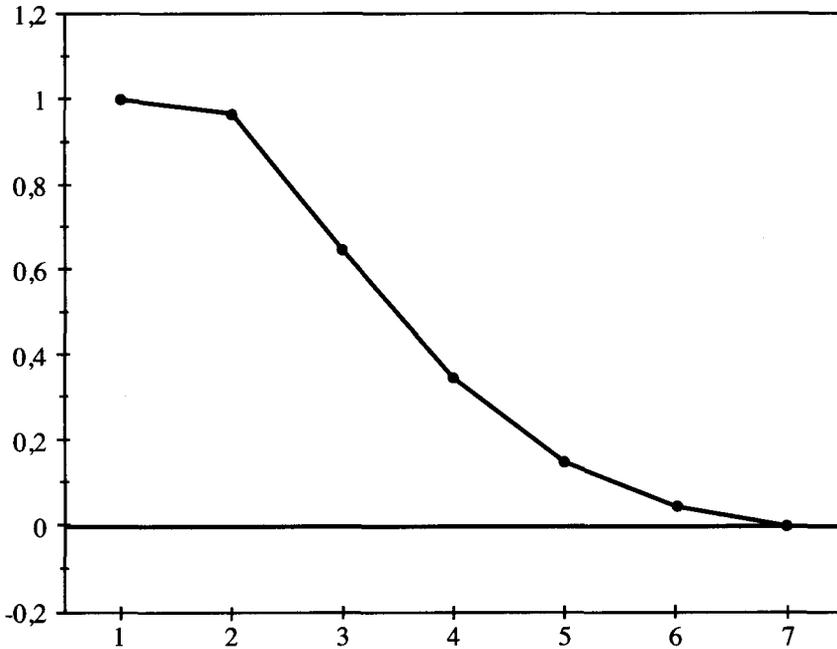
Los detalles de esta simulación se ofrecen en el gráfico 3. Ante un *shock* unitario, el tipo de cambio retorna a su nivel de equilibrio con muy considerable lentitud, de forma que se precisan del orden de 3,5 años para que se absorba el 50 por 100 del *shock*, y del orden de 7 años para que los efectos del *shock* desaparezcan por completo. Resultados de similar naturaleza son frecuentes en la literatura. Así, Rogoff (1996), en su trabajo de revisión de la hipótesis de la paridad de poder de compra, habla de una tasa de corrección de las desviaciones de los valores observados de los tipos de cambio de sus niveles de equilibrio del orden de un 15 por 100 anual, magnitud que está en consonancia con la estimación obtenida. Así, en esta estimación, el porcentaje anual de corrección en los tres y medio primeros años sería del 14 por 100 (resultado de dividir 50 por 3,5), y, considerando la totalidad del período, la tasa anual promedio de corrección seguiría siendo la misma ( $14,3=100/7$ ).

La extrema volatilidad de los tipos de cambio en el corto plazo, aunada a la lentitud con la que las desviaciones del equilibrio se corrigen, constituye una paradoja. La explicación ofrecida, en términos de falta de integración plena de los mercados de bienes, es una explicación no plenamente satisfactoria, si bien resulta difícil hallar una alternativa adecuada. En definitiva, las políticas fiscal y monetaria puede ejercer efectos perdurables en el tiempo sobre los tipos de cambio nominales, y la corrección de los tipos de cambio reales vía precios o vía el realineamiento de los tipos de cambio nominales puede resultar en extremo lenta.

#### 4. CONSIDERACIONES FINALES

Una motivación genérica de trabajos de esta naturaleza es determinar si la hipótesis de la paridad del poder de compra se verifica en las relaciones de un país, España en nuestro caso, con los principales países con los que se mantienen vínculos comerciales, y poder de esta forma determinar un tipo de cambio de equilibrio con objeto de evaluar si la cotización actual de la moneda resulta la adecuada. Determinar un tipo de cambio de equilibrio es en España especialmente relevante, teniendo en cuenta el proyecto existente de creación de una moneda única europea. No obstante, contemplando un horizonte temporal dilatado, de casi cuatro décadas, la sola representación gráfica de las series de tipos de cambio ofrece suficiente evidencia en contra de la hipótesis de la PPC. El tipo de cambio de la peseta se ha revaluado frente a todos aquellos países que han experimentado un crecimiento de renta inferior al español, los Estados Unidos constituyen un ejemplo paradigmático al respecto, mientras que el tipo de cambio real de la peseta se ha devaluado frente al yen japonés, economía que ha tenido una mayor expansión que la española.

Gráfico 3: AJUSTE DINÁMICO DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO ANTE UN *SHOCK*



Una posible explicación de este comportamiento discurre, según el modelo bisectorial de Balassa-Samuelson, en términos de un sector comercializable que satisfaga la PPC y un sector no comercializable cuyos precios relativos se incrementan a medida que la economía se desarrolla y la productividad en el sector comercializable aumenta.

El contraste de este tipo de modelización, entendido como una vía para aproximar determinantes de los tipos de cambio reales en el largo plazo, ofrece resultados moderadamente satisfactorios. Con datos anuales, la evolución de la productividad relativa deja por explicar un importante comportamiento sistemático de la dinámica de los tipos de cambio reales, si bien con datos de periodicidad quinquenal o decenal, la parte que el modelo no explica parece tener un comportamiento aleatorio. Al igual, este tipo de formulación se comporta bien al formar un corte transversal y regresionar el crecimiento medio del tipo de cambio real de España con los restantes países frente al crecimiento medio de la productividad relativa.

La interpretación a que este estudio conduce es que la modelización de Balassa-Samuelson puede constituir una vía para aproximar tipos de cambio reales en el largo

plazo, si bien es preciso reconocer que la extrema volatilidad de los tipos de cambio en el corto y medio plazo queda por explicar. El papel de las políticas monetaria y fiscal puede ser determinante al respecto. En cualquier caso, subsiste una cierta paradoja al tratar de compatibilizar la extrema volatilidad de tipos de cambio con un proceso de ajuste que se estima muy lento entre el tipo de cambio real observado y el que constituiría el tipo de cambio real de equilibrio.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bajo Rubio, O. y Sosvilla Rivero, S. (1993): "Teorías del tipo de cambio: una panorámica", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 2 (vol. I), págs. 175-205.
- Balassa, B. (1964): "The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal", *The Journal of Political Economy*, vol. 72, págs. 584-596
- Beuer, J. (1994): "An assessment of the evidence on purchasing power parity", en J. Williamson editor, "Estimating equilibrium exchange rates", Institute for International Economics, Washington.
- Camarero, M. (1994): "Aportaciones empíricas recientes de la paridad del poder adquisitivo", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 6 (vol. II), págs. 79-103.
- Edison, H.J., Gagnon, J.E. y Melick, W.R. (1997): "Understanding the empirical literature on purchasing power parity: the post-Bretton Woods era", *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, págs. 1-17.
- European Economy (1996): *1996 Broad Economic Policy Guidelines*, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, n.º 62, Bélgica.
- Frankel, J. y Rose, A.K. (1996): "A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries", *Journal of International Economics*, vol. 40, págs. 209-224.
- Jorion, P. y Sweeney, R.J. (1996): "Mean reversion in real exchange rates: Evidence and implications for forecasting", *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, págs. 535-550.
- Ledesma, F.J., Navarro, M., Pérez, J.V. y Sosvilla, S. (1997): *Paridad del poder adquisitivo: Una reconsideración*, Documento de Trabajo 97-01, FEDEA.
- Lothian, J.R. (1997): "Multi-country evidence on the behavior of purchasing power parity under the current float", *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, págs. 37-54.
- Neary, P. (1988): "Determinants of the equilibrium real exchange rate", *The American Economic Review*, vol. 78, n.º 1, págs. 210-215.
- Ngama, Y.L. y Sosvilla-Rivero, S. (1991): "An empirical examination of absolute purchasing power parity: Spain 1977-1988", *Revista española de economía*, vol. 8, págs. 285-311.
- Oh, K-Y. (1996): "Purchasing power parity and unit root tests using panel data", *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, n.º 3, págs. 405-418.
- Officer, L. (1982): *Purchasing power and exchange rates: Theory, evidence and relevance*, Greenwich, CT, JAY Press.
- Pérez Jurado, M. y Vega, J.L. (1993): *Paridad del poder de compra: Un análisis empírico*, Documento de Trabajo n.º 9322, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Pesaran, M.H. y Smith, R. (1995): "Estimation of long run relationship from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, vol. 68, n.º 1, págs. 79-114.
- Raymond, J.L. (1997): "La evolución del tipo de cambio real de la peseta frente a los principales países con los que se mantienen vínculos comerciales: Una visión a largo plazo", *Cuadernos de Información Económica*, n.º 122, págs. 30-36.

- Rogoff, K. (1996): "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, págs. 647-668.
- Samuelson, P.A. (1964): "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economic Statistics*, vol. 46, págs. 145-154.

*Fecha de recepción del original: septiembre, 1997*  
*Versión final: abril, 1998*

#### ABSTRACT

This article analyzes the role of productivity as a determinant of the evolution of the peseta real exchange rate in the period 1960-1996 in relation to the eight countries with which Spain maintains more intensive commercial links. In accordance with the Balassa-Samuelson statement, it is found that the differential growth of productivity is a clear determinant of the long-term real exchange rate, one which explains both the appreciation of the peseta in real terms in relation to seven of the eight countries considered and its depreciation with respect to Japan, the eighth country considered.

*Keywords:* real exchange rate, productivity, purchasing power parity.