

# EL TIPO DE CAMBIO REAL DE LA PESETA Y EL MARCO ALEMÁN FRENTE AL DÓLAR DESPUES DE BRETTON WOODS

*Francisco Maeso Fernández\**

En este trabajo se examina si la paridad del poder adquisitivo se verifica para la peseta y el marco alemán en relación al dólar durante el período posterior a la ruptura del sistema de tipos de cambios fijos de Bretton Woods, aplicando un conjunto de raíces unitarias. También se analiza la relación bilateral entre la peseta y el marco. El objetivo es comprobar hasta qué punto la evolución en términos reales de la peseta ha sido similar a la del marco, de cara al exterior, y si su relación bilateral ha sido acorde con el mantenimiento de la competitividad.

**Palabras clave:** *paridad de cambios, tipo de cambio, competitividad, peseta, marco alemán, dólar.*

**Clasificación JEL:** *C22, F31.*

## 1. Introducción

La paridad del poder adquisitivo (PPA) es uno de los conceptos básicos de la economía internacional. En su versión más estricta implica que las únicas variables que determinan el tipo de cambio nominal son los precios, transmitiéndose de forma unitaria cualquier variación de estos últimos al primero; es decir, el tipo de cambio real debe ser constante. Consiguientemente, cualquier perturbación que aleje al tipo de cambio real de su valor de equilibrio debe tener naturaleza temporal. Teniendo en cuenta que el tipo de cambio real constituye la manera más sencilla y rápida de evaluar el nivel de competitividad de una economía, resulta clara la relevancia de la PPA.

En el campo de la política económica, la materialización de esa relación entre precios y tipo de cambio nominal implica que

las políticas monetarias y de tipo de cambio deben ser coherentes. Si la PPA es cierta, cualquier política que genere una asincronía entre los precios y el tipo de cambio nominal no será sostenible en el tiempo. Tal como dice Frenkel (1978, pág. 188), «... la PPA sirve como un recordatorio de que el tipo de cambio y el nivel de precios no se pueden divorciar uno de otro y, por tanto, los objetivos políticos referidos a esas dos variables deben ser consistentes». Igualmente, su validez justificaría intervenciones de las autoridades en el mercado de cambios cuando se produjeran desviaciones no justificadas por los fundamentos económicos, especialmente si la vida media de las perturbaciones es elevada.

Dados estos antecedentes, no es de extrañar que en el terreno aplicado la PPA haya sido estudiada intensamente por los investigadores, particularmente desde la ruptura del sistema de Bretton Woods en 1973. Este interés se incrementó notablemente con el desarrollo de la teoría de las raíces unitarias y de las

---

\* Universidad de Murcia.

técnicas de cointegración, puesto que ambas proporcionan las herramientas econométricas adecuadas para el estudio de la PPA. Los resultados obtenidos por los muchos artículos que la han investigado han sido recientemente objeto de varias revisiones bibliográficas<sup>1</sup>. Las conclusiones obtenidas coinciden en lo substancial: el tipo de cambio real es estacionario, pero su velocidad de convergencia al equilibrio es muy reducida: son precios entre dos y tres años para reducir a la mitad el efecto de una perturbación.

La elección de la peseta, el marco y el dólar como objeto de estudio se fundamenta por varias razones. Por un lado, el dólar es la moneda de la principal economía mundial y su importancia va más allá del simple comercio directo con Estados Unidos; además, es la moneda que más se utiliza en los estudios empíricos sobre la PPA. Por otro lado, la pertenencia a la Unión Monetaria Europea liga de forma definitiva a la peseta y al marco; de esta forma, se pierde la posibilidad de usar el tipo de cambio nominal como instrumento para recuperar competitividad. Se pretende, por tanto, comprobar si la evolución en términos reales de la peseta y el marco frente a la principal divisa extraeuropea ha sido semejante y, simultáneamente, si el tipo de cambio peseta/marco, ahora irrevocable, se ha movido en el pasado tal como predice la PPA.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en el segundo apartado se define la relación a estudiar y se comenta, brevemente, la evolución de los tipos de cambio reales analizados; en el tercero, se explican los contrastes utilizados; los distintos resultados se comentan en el cuarto apartado; y, finalmente, se presentan las principales conclusiones.

## 2. Tipos de cambio reales en el período post-Bretton Woods

La PPA se puede expresar de diferentes formas, sin que exista un consenso generalizado de cómo se debe hacer<sup>2</sup>. Partiendo

de «la ley del precio único» y extendiéndola a una cesta de bienes se obtiene la acepción absoluta de la PPA:

$$S_t = K P_t / P_t^* \quad [1]$$

donde  $S$  es el tipo de cambio nominal,  $P$  el nivel de precios nacional (el asterisco indica el país extranjero) y  $K$  es una constante que recoge las posibles diferencias que pueden surgir como consecuencia de que los componentes de los niveles de precios difieran entre países o tengan ponderaciones diferentes. La dificultad de obtener niveles de precios fiables a nivel internacional y con una periodicidad superior a la anual ha limitado enormemente los estudios empíricos de esta versión. Para superar esas limitaciones se emplea la PPA relativa, que se obtiene dividiendo la expresión [1] por su valor en un año base ( $t = 0$ ) y que para linealizar se suele representar en logaritmos:

$$s_t = s_0 + p_t - p_t^* \quad [2a]$$

donde  $p_t$  ( $p_t^*$ ) son índices de precios; nótese que el término  $K$  desaparece en la versión relativa. El contraste econométrico de [2a] implica añadir un término error:

$$s_t = \beta + \alpha p_t - \alpha^* p_t^* + u_t \quad [2b]$$

donde  $\beta$  puede ser diferente de  $s_0$  debido a que la PPA podría no estar en equilibrio en  $t = 0$ . Para que la PPA opere en el largo plazo es preciso, al menos, que  $u_t$  sea un término error estacionario. Imponiendo la condición de homogeneidad ( $\alpha = \alpha^* = 1$ ), la expresión anterior se puede reescribir como el tipo de cambio real:  $s_t - p_t + p_t^* = q_t = \beta + u_t$ , que es la variable objeto de estudio en este trabajo.

La selección de un índice de precios u otro puede conducir a diferentes resultados; además, dependiendo del que se elija, la PPA se interpreta de una manera diferente. El índice de precios al consumo (IPC) y el índice de precios industrial (IPI) son los más usados en la literatura, en parte debido a su mayor disponibilidad. La diferencia entre ambos estriba en que el número de referencias

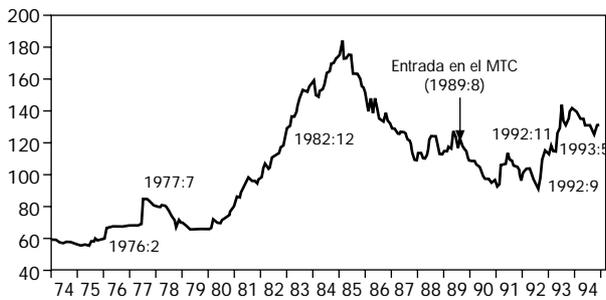
<sup>1</sup> Véase CAMARERO (1994); FROOT y ROGOFF (1995); MACDONALD (1995); y ROGOFF (1996).

<sup>2</sup> Véase MAESO (1997).

GRAFICO 1

**TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR**

**TIPO DE CAMBIO NOMINAL PTA/\$  
(Enero 1975-diciembre 1994)**



NOTA: Las fechas indican las devaluaciones de la peseta.

**LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL PTA/\$  
(Enero 1974-diciembre 1994)**

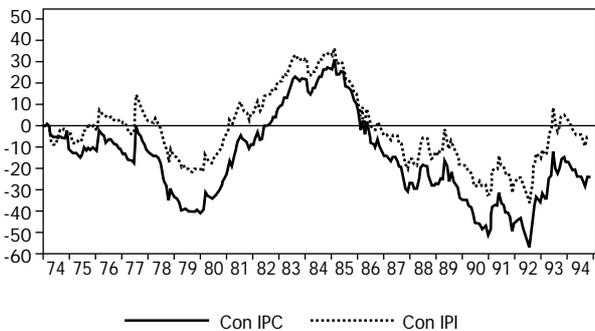


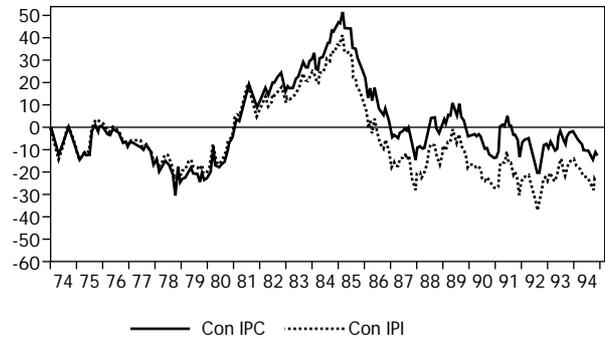
GRAFICO 2

**TIPO DE CAMBIO MARCO/DOLAR**

**TIPO DE CAMBIO NOMINAL DM/\$  
(Enero 1974-diciembre 1994)**



**LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL DM/\$  
(Enero 1974-diciembre 1994)**



incluido en el primero es más amplio; particularmente, los bienes y servicios poco o nada comercializables tienen una mayor ponderación en él. Por un lado, se considera que los resultados obtenidos al usar el IPC permiten sopesar la validez de la versión monetarista de la PPA, que contempla al tipo de cambio real como el precio real de un activo, el tipo de cambio nominal. Además, de los dos, éste es el índice de precios adecuado cuando se trata de valorar si la hipótesis Balassa-Samuelson está operando o no<sup>3</sup>. Por

otro lado, el empleo de IPI se relaciona con la visión «casseliana» de la PPA, donde el comercio y la competencia internacional juegan un papel clave. En este caso, cualquier cambio permanente en los términos de comercio puede detectarse más fácilmente que cuando se usa un índice de precios más general.

La ruptura del sistema de tipos de cambio fijos diseñado en Bretton Woods trajo consigo una volatilidad mayor de lo esperado en los tipos de cambio nominales y, consecuentemente, en

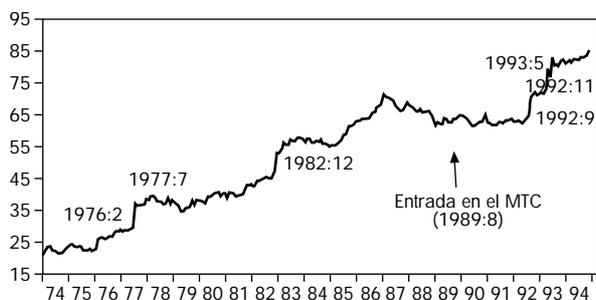
<sup>3</sup> Nótese que cuando el mayor crecimiento económico de un país genera una apreciación real de su moneda (es decir, el efecto Balassa-Samuelson

está operando), dicha apreciación no tiene por qué afectar negativamente a su competitividad.

GRAFICO 3

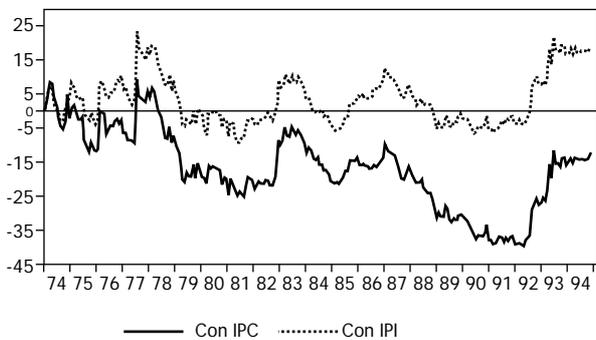
TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO

TIPO DE CAMBIO NOMINAL PTA/DM  
(Enero 1975-diciembre 1994)



NOTA: Las fechas indican las devaluaciones de la peseta.

LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL PTA/DM  
(Enero 1974-diciembre 1994)



los tipos reales. Mientras que se supone que las perturbaciones nominales afectan a los primeros, en el largo plazo deberían ser neutrales respecto a los segundos y anularse. Por supuesto, en el proceso de transición de un sistema de tipos fijos a otro variable se pueden producir grandes movimientos y una fuerte volatilidad en los tipos de cambio reales, pero si estos fenómenos perduran muchos años, entonces la propia validez de la PPA queda en entredicho.

Los Gráficos 1 y 2 muestran, por un lado, la existencia de una evolución semejante en los tipos de cambio nominales cuando se emplea el dólar como moneda de referencia y, por otro lado,

cómo las fluctuaciones en los tipos nominales repercuten fuertemente en los tipos de cambio reales<sup>4</sup>. Al igual que en el Gráfico 1, en el Gráfico 3 se observa el impacto que las devaluaciones de la peseta tienen en los tipos de cambio reales. Sin embargo, en el primer caso ese efecto queda minimizado debido a la gran apreciación del dólar en la primera mitad de los ochenta<sup>5</sup>.

### 3. Contrastes de raíces unitarias permitiendo dos raíces unitarias

Los tests de raíces unitarias están sesgados hacia la aceptación de la hipótesis nula de una raíz unitaria si tiene lugar un cambio estructural en alguno de los parámetros deterministas y no es apropiadamente modelizado. Perron, en una serie de trabajos, presenta contrastes de raíces unitarias que incorporan la posibilidad de una ruptura estructural. Recientemente, Lumsdaine y Papell (1997) extienden los modelos de Perron al caso donde son posibles hasta dos cambios estructurales endógenamente determinados. Estos autores consideran tres posibilidades que, partiendo del caso más general, son: dos cambios tanto en la tendencia como en la constante (modelo CC); dos cambios en la constante, pero sólo uno en la tendencia (modelo CA), y únicamente dos cambios en la constante (modelo AA). Teniendo en cuenta las características de las variables que se estudian en este trabajo se han incorporado dos modelos adicionales: uno, denominado CC\*, donde sólo se permiten dos rupturas en la tendencia; y otro, denominado CA\*, donde adicionalmente hay un cambio en la constante (situado en el momento de la primera ruptura).

La idea de determinar endógenamente dónde se sitúa una ruptura estructural fue defendida por Christiano en 1992 como un medio para controlar búsquedas de especificación. Por supuesto, cuando se obtienen valores críticos de esta manera, son mucho

<sup>4</sup> Estos se expresan en logaritmos y substrayendo la primera observación, de forma que la serie obtenida indica, de forma aproximada, la desviación porcentual respecto al período inicial.

<sup>5</sup> Todos los datos provienen de las *Estadísticas Financieras Internacionales* del Fondo Monetario Internacional, y cubren el período enero 1974-diciembre 1994.

mayores en términos absolutos que cuando las fechas son seleccionadas de forma exógena por el investigador. Además, en el primer caso, y por comparación con el segundo, se produce una pérdida de potencia en el procedimiento de contraste. Por ello, Perron y Vogelsang (1992) argumentan que, siendo correcto, no hay una necesidad real de seleccionar endógenamente la fecha de la ruptura si no hay una búsqueda intensiva previa. Consiguientemente, se emplearán los contrastes comentados anteriormente de forma completamente endógena y también seleccionando previamente las fechas de los cambios estructurales.

El amplio consenso existente en el campo de la investigación sobre los tipos de cambio reales (y nominales) cuando se emplea el dólar como moneda de referencia, así como la simple observación gráfica, permiten seleccionar exógenamente febrero de 1985 como una fecha donde tiene lugar un cambio estructural, ya que se corresponde con la ruptura de la tendencia alcista del dólar. La elección de la fecha inicial es más arbitraria. Se ha optado por elegir el momento en que se produce el endurecimiento de la política monetaria en Estados Unidos (a partir de junio de 1980), medida por el tipo de descuento de la Reserva Federal. Estos tipos habían subido hasta el 13 por 100 en febrero de 1980 para caer al 10 por 100 en junio de dicho año, para volver a elevarse hasta alcanzar el 14 por 100 en mayo de 1981. Al mismo tiempo, la Reserva Federal estrechaba su control sobre los agregados monetarios, lo que provocó una drástica subida de los tipos en el mercado interbancario (véase el Gráfico A1 del Anexo A). Dado que no existe un consenso en la literatura sobre la fecha inicial del intervalo, se han realizado contrastes donde la primera ruptura se determina endógenamente pero restringida a tener lugar antes de febrero de 1985, siendo esta fecha la de la segunda ruptura (y, por tanto, seleccionada exógenamente).

Para el caso del tipo de cambio real peseta/marco alemán se ha escogido exógenamente el intervalo junio de 1989-agosto de 1992, que coincide con la entrada de la peseta en el mecanismo de tipo de cambio (MTC) del Sistema Monetario Europeo y con la primera devaluación de la peseta dentro del sistema. La elección de este período tiene por objeto contrastar si la pertenencia al MTC implicó una apreciación real que rompió un posible com-

portamiento estacionario del tipo de cambio real de la peseta frente al marco. Los contrastes semiendógenos se han realizado usando como fecha determinada exógenamente agosto de 1992<sup>6</sup>.

Un problema habitual en los contrastes de raíces unitarias es que la presencia de términos no significativos reduce substancialmente la potencia de los tests. Para minimizar este problema se han implementado dos estrategias. En la primera, todos los contrastes previos se repiten, pero sin una tendencia definida para todo el período; ésta es una posibilidad razonable dada la escasa evidencia encontrada en la literatura a favor de la presencia de una tendencia determinista en el período posterior a Bretton Woods. En la segunda tanto los contrastes con tendencia, como sin ella, se realizan recogiendo las rupturas en una única variable ficticia, es decir, se restringe el segundo cambio de tal forma que cancele los efectos del primero. Ambas estrategias parecen adecuadas cuando la moneda de referencia es el dólar; sin embargo, no tienen por qué serlo para la relación peseta/marco.

Lumsdaine y Papell (1997) obtienen valores críticos con 500 iteraciones para 125 observaciones. Debido a que el número de observaciones empleado en este trabajo es diferente, se tuvo que tabular un nuevo conjunto de valores críticos. El proceso generador de datos es siempre un paseo aleatorio sin deriva. El número de iteraciones cambia según el modelo: para los modelos exógenos y semiendógenos es de 5.000; para los modelos endógenos, de 500. Los valores críticos correspondientes a los modelos empleados se recogen en los Cuadros B1, B2 y B3 del Anexo B.

#### 4. Resultados econométricos

Antes de proceder al empleo de contrastes de raíces unitarias permitiendo dos rupturas estructurales se ha aplicado el clásico test de Dickey-Fuller aumentado a las distintas series. El método de contraste es el aconsejado por Dolado *et al.* (1990), con-

---

<sup>6</sup> Puesto que tanto la ubicación como la longitud de los períodos es diferente en el caso de la relación peseta/marco y cuando se emplea el dólar, se han de tabular valores críticos específicos para los contrastes semiendógenos y exógenos.

**CUADRO 1**  
**CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS SIN CAMBIO ESTRUCTURAL**  
**(Test aumentado de Dickey-Fuller)**

		Modelo con ( $\gamma$ ) y constante ( $\alpha$ )			Modelo con constante ( $\alpha$ )		Modelo sin términos deterministas
		$t_p$	$t_\gamma$	$t_\alpha$	$t_p$	$t_\alpha$	$t_p$
DM/\$	IPC .....	-1,97	-0,47	-0,54	-2,05	0,27	-2,03**
	IPI .....	-2,14	-1,24	0,74	-1,80	-0,67	-1,73***
Plta./\$	IPC .....	-1,84	-0,56	-0,30	-1,44	-1,20	-0,90
	IPI .....	-1,94	-0,61	0,44	-1,84	-0,21	-1,84
Plta./DM	IPC .....	-1,98	-0,99	-0,95	-2,12	-2,01	-0,71
	IPI .....	-2,43	0,68	0,15	-2,43	1,46	-1,99**

NOTA: Dos (tres) asteriscos indican que se rechaza la hipótesis nula al 5 por 100 (10 por 100).

sistente en empezar por el modelo más amplio (que incluye constante y tendencia) e ir reduciendo el número de parámetros, siempre que sea posible, hasta llegar al modelo más sencillo (sin términos deterministas).

Los resultados de los diversos contrastes se recogen en el Cuadro 1. En concordancia con numerosos trabajos, se concluye que todas las series presentan una raíz unitaria; excepto el tipo de cambio real marco/dólar basado en el IPC y la relación peseta/marco con el IPI, para los que se rechaza la hipótesis nula al 5 por 100. Se debe señalar que incluso aunque no se aceptase la presencia de una raíz unitaria empleando otros contrastes sin cambio estructural (tales como Phillips-Perron o de naturaleza bayesiana), la vida media de una perturbación sería muy elevada. Como media para las distintas series, son precisos casi 20 meses para reducir a la mitad el impacto de una desviación del equilibrio<sup>7</sup>.

En principio, y puesto que se ha rechazado la hipótesis nula de una raíz unitaria, no sería necesario aplicar los contrastes con cambio estructural en dos casos. Sin embargo, el rechazo de la hipótesis nula no significa necesariamente que la serie se com-

porte tal como se describe en la alternativa. Además, la presencia de rupturas sesga los contrastes hacia la aceptación de una raíz unitaria, pero en muestras finitas se puede llegar a rechazar esa posibilidad, si bien obteniéndose un coeficiente sesgado al alza; éste bien pudiera ser el caso del marco/dólar con el IPC.

#### Tipo de cambio real con el dólar como referencia

Al utilizar el dólar como moneda base, únicamente se han empleado los contrastes que permiten hasta dos rupturas en la tendencia (modelos CC, CA\* y CC\*). Siguiendo en la medida de lo posible la estrategia de contraste aplicada previamente, si la hipótesis nula no se rechaza en el modelo más general (CC), se procede con el siguiente modelo (CA\*), hasta llegar al más sencillo (CC\*). Adicionalmente, excepto en una de las cuatro series estudiadas (el tipo de cambio real marco/dólar basado en el IPI)<sup>8</sup> no se puede aceptar la presencia de una tendencia determinista definida para todo el período.

<sup>7</sup> Por ejemplo, para el marco/dólar con el IPC, la vida media es de 23 meses, mientras que para la peseta/marco con el IPI es de 14 meses.

<sup>8</sup> Aunque el valor del parámetro asociado a esa tendencia es pequeño, estaría indicando una propensión a la apreciación real del marco que, desde un punto de vista teórico, cabe asignar a una ganancia en los términos de comercio alemanes.

Observando los resultados del Cuadro 2 se advierte que la hipótesis de una raíz unitaria se rechaza más fácilmente en el caso del marco que en el de la peseta. En general, e indistintamente de la moneda empleada, se observa que la hipótesis nula no se puede rechazar al usar los modelos más generales, pero conforme se limita el número de parámetros se obtiene un mayor número de rechazos y con mayor intensidad. Esta pauta se cumple claramente en el caso del tipo de cambio real marco/dólar. Se debe resaltar que el rechazo a la hipótesis de una raíz unitaria no depende del carácter endógeno o exógeno de los contrastes, sino del número de parámetros. Por ejemplo, y tal como se observa en el Cuadro 2, al emplear el modelo CC definiendo cada una de las rupturas en una variable, la hipótesis nula no se puede rechazar, independientemente de si los cambios estructurales se determinan endógenamente o exógenamente. En cambio, usando ese mismo modelo pero definiendo las rupturas en una única ficticia, es posible rechazar claramente la hipótesis nula a favor de una alternativa donde existe un cambio estructural que se autocancela.

Consiguientemente, existe una fuerte evidencia favorable a la hipótesis de que el tipo de cambio real del marco frente al dólar se puede modelizar como un proceso sin raíz unitaria pero con una ruptura estructural que abarca, aproximadamente, desde finales de los setenta o principios de los ochenta hasta 1985<sup>9</sup>. En el caso de la peseta, aunque también se puede rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria, no se consiguen resultados tan contundentes; particularmente, el rechazo no se produce cuando se emplean contrastes endógenos. Tanto en el caso de la peseta como en el del marco, la ruptura estructural se modeliza como una tendencia determinista, lo que concuerda con la observación visual de la fuerte y persistente apreciación real del dólar en ese período.

La no aceptación de una raíz unitaria a favor de una alternativa donde se permiten dos cambios estructurales tiene dos

implicaciones básicas para la PPA: en primer lugar, la versión estricta de la teoría no se cumple, puesto que el tipo de cambio real no oscila alrededor de un valor constante; en segundo lugar, si se exceptúa el período 1980-1985, no sólo se verifica la PPA sino que además lo hace de una forma muy satisfactoria: la vida media de una perturbación es de apenas seis meses (dependiendo de los modelos y del tipo de cambio, peseta o marco, oscila entre un máximo de trece meses y un mínimo de cinco meses).

Estos resultados explicarían por qué muchos trabajos previos han encontrado resultados tan desalentadores para la teoría. La presencia de dos rupturas reduce enormemente la potencia de los contrastes que no tienen en cuenta esa posibilidad. Adicionalmente, las rupturas detectadas en este trabajo se caracterizan por autocancelarse: el segundo cambio estructural, localizado a principios de 1985, anula los efectos del primero. Esta peculiaridad ilustraría por qué los estudios que analizan datos desde el comienzo del sistema actual de tipos flotantes hasta 1985-1988 tienden de forma abrumadora a aceptar la presencia de una raíz unitaria. También aclararía los resultados de aquellos trabajos que rechazan la hipótesis de un paseo aleatorio pero obtienen unas velocidades de retorno al equilibrio tan reducidas que arrojan serias dudas sobre la validez de la PPA. La presencia de una ruptura estructural de magnitud considerable sesga al alza el coeficiente autorregresivo de cualquier contraste que no la tenga en cuenta, pero el carácter reversible de dicho cambio puede permitir que se llegue a rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria; dado que la ruptura abarca un período considerablemente largo (alrededor de cinco años), ese rechazo únicamente puede ser a favor de una alternativa que permita una larga duración a las perturbaciones.

### **Tipo de cambio real peseta/marco**

Dados dos tipos de cambio reales, se puede obtener un tercero, el cual no necesariamente tiene por qué poseer unas características estocásticas similares a las de los dos origina-

<sup>9</sup> En los Gráficos A2 y A3 del Anexo A, se muestran los resultados de los contrastes endógenos usando los modelos CC (en su versión más general) y CC\* (en su versión más restrictiva) para el caso del marco/dólar con el IPC.

**CUADRO 2**

**CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS PERMITIENDO DOS RUPTURAS ESTRUCTURALES  
(DM/\$ y Pta/\$. Enero 1974-diciembre 1994)**

**Contrastes con las rupturas definidas en dos ficticias y una tendencia general**

		Modelo CC			Modelo CA*			Modelo CC*		
		Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno
DM/\$	IPC .....	-5,33	-4,59	-4,14	-4,06	-2,92	-2,38	-2,397	-2,69	-1,56
		77:8-85:5	80:8		80:2-81:1	84:5		80:4-81:4	84:10	
	IPI .....	-5,37	-4,38	-4,27	-3,83	-2,79	-2,29	-3,60	-2,76	-1,34
		80:5-85:5	78:4		80:8-1:11	84:5		80:4-80:12	84:12	
Pta/\$	IPC .....	-4,18	-3,57	-2,82	-3,78	-2,49	-1,41	-3,16	-2,21	-0,62
		78:4-85:5	78:4		82:4-90:12	77:6		79:3-82:5	74:10	
	IPI .....	-4,28	-3,71	-3,08	-4,19	-2,52	-1,81	-3,30	-2,37	-1,42
		78:3-85:5	78:3		82:4-90:6	77:6		85:1-89:12	84:12	

**Contrastes con las rupturas definidas en dos ficticias y sin una tendencia general**

		Modelo CC			Modelo CA*			Modelo CC*		
		Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno
DM/\$	IPC .....	-5,34	-4,56	-3,83	-4,03	-2,89	-2,27	-3,84	-2,69	-1,99
		77:8-85:5	78:5		80:2-80:12	80:8		80:5-80:12	77:11	
	IPI .....	-5,35	-4,39	-3,99	-3,71	-2,41	-2,20	-3,51	-2,17	-1,51
		77:8-85:5	77:8		80:2-80:12	80:11		80:8-80:10	74:10	
Pta/\$	IPC .....	-4,20	-3,58	-2,49	-3,94	-2,53	-1,31	-2,86	-2,12	-1,81
		78:4-85:5	78:4		82:4-90:12	77:6		80:9-80:12	78:7	
	IPI .....	-4,24	-3,70	-2,91	-4,23	-2,42	-1,72	-2,88	-2,19	-1,61
		82:4-89:5	78:3		82:4-90:6	77:6		79:8-82:5	78:7	

**Contrastes con las rupturas definidas en una ficticia y una tendencia general**

		Modelo CC			Modelo CA*			Modelo CC*		
		Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno
DM/\$	IPC .....	-5,66*	-4,67*	-4,18***	-6,27***	-5,45***	-5,32***	-5,16*	-4,41***	-4,17***
		77:8-85:5	78:5		80:7-85:5	80:8		79:8-85:5	79:8	
	IPI .....	-5,93**	-4,91**	-4,73***	-6,45***	-5,47***	-5,40***	-5,66***	-4,79***	-4,49***
		77:8-85:5	78:5		80:5-85:5	80:5		79:8-85:5	79:8	
Pta/\$	IPC .....	-4,84	-4,21	-3,26	-4,61	-3,95*	-4,01**	-4,21	-3,69*	-3,67*
		78:4-85:5	78:4		78:4-85:5	80:7		79:11-85:5	79:10	
	IPI .....	-4,75	-4,15	-3,47	-4,67	-4,06	-3,80*	-4,12	-3,73*	-3,62*
		84:4-92:7	78:3		78:4-85:5	78:9		79:11-85:1	79:8	

**Contrastes con las rupturas definidas en una ficticia y sin una tendencia general**

		Modelo CC			Modelo CA*			Modelo CC*		
		Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno	Endógeno	Semiendógeno	Exógeno
DM/\$	IPC .....	-5,67***	-4,68***	-4,10***	-5,55**	-4,78***	-4,63***	-5,11***	-4,35***	-4,20
		77:8-85:5	77:8		79:12-85:5	79:11		79:10-85:5	79:10	
	IPI .....	-5,16*	-4,51***	-4,39***	-5,54**	-4,67***	-4,02***	-5,12***	-4,50***	-4,00***
		80:7-85:5	80:7		78:4-85:5	78:6		79:1-85:5	79:1	
Pta/\$	IPC .....	-4,56	-3,87*	-3,29**	-4,44	-3,80	-3,48*	-4,05	-3,62**	-3,52***
		82:3-92:7	78:4		78:4-85:5	78:4		79:8-85:5	79:8	
	IPI .....	-4,90	-3,83*	-3,44**	-4,39	-3,89	-3,46*	-4,01	-3,62**	-3,47***
		82:4-92:7	78:3		78:4-85:5	78:4		79:9-85:1	79:7	

NOTA: Los valores críticos se recogen en los Cuadros A1 y A2 del Anexo. Un \* indica rechazo en favor de la alternativa estacionaria al 10 por 100; \*\* al 5 por 100; y \*\*\* al 2,5 por 100. La primera fila recoge el valor del estadístico de la t para el coeficiente autorregresivo, debajo se indica el período en el que se consigue el mínimo en el caso de los contrastes endógenos y la ruptura inicial para los contrastes semiendógenos; la segunda ruptura está fijada en febrero de 1985. Para los contrastes exógenos el período es junio de 1980-febrero 1985.

CUADRO 3

**CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS PERMITIENDO DOS RUPTURAS ESTRUCTURALES  
(Pta/DM. Enero 1974-diciembre 1994)**

**Contrastes con las rupturas definidas en dos ficticias y una tendencia general**

	Modelo CC			Modelo CA			Modelo AA			Modelo CA*			Modelo CC*		
	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno
Pta/DM IPC.....	-4,97	-4,52	-3,31	-4,94	-4,28	-3,52	-4,96	-4,28	-3,43	-5,06	-4,28	-2,70	-3,76	-3,05	-2,37
	82:4-90:11	82:9		82:9-92:7	82:9		82:9-92:7	82:9		82:9-91:12	82:9		86:12-90:4	75:6	
IPI.....	-4,98	-4,37	-3,46	-4,88	-4,38	-3,58	-4,60	-4,20	-3,44	-4,57	-4,04	-3,39	-3,92	-3,90	-3,20
	78:9-88:9	78:2		78:9-92:7	78:3		78:9-92:7	78:9		78:3-93:6	78:2		92:3-93:6	92:6	

**Contrastes con las rupturas definidas en dos ficticias y sin una tendencia general**

	Modelo CC			Modelo CA			Modelo AA			Modelo CA*			Modelo CC*		
	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno
Pta/DM IPC.....	-4,29	-308	1,49	-3,79	-3,27	-1,93	-3,46	-3,10	-1,92	-3,75	-3,14	-1,40	-3,32	-2,98	-0,75
	78:4-88:9	78:2		78:2-93:2	78:2		78:1-87:1	87:3		78:2-91:12	78:3		85:8-91:4	74:10	
IPI.....	-4,67	-4,11	-3,70**	-4,57	-4,14	-3,49*	-4,60	-4,20	-3,37*	-4,29	-3,83	-3,30*	-3,86	-3,49	-2,98
	78:11-88:9	78:9		78:9-92:6	78:9		78:9-92:7	78:9		77:5-79:1	78:9		87:2-90:5	92:6	

**Contrastes con las rupturas definidas en una ficticia y con una tendencia general**

	Modelo CC			Modelo CA			Modelo AA			Modelo CA*			Modelo CC*		
	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno
Pta/DM IPC.....	-3,71	-3,21	-2,42	-4,15	-3,40	-3,19	-3,81	-3,34	-2,55	-4,19	-3,51	-2,004	-3,52	-2,96	-2,00
	78:2-93:2	78:3		8:9-92:7	88:5		74:2-92:12	74:10		82:9-92:5	82:9		86:9-92:6	85:8	
IPI.....	-4,70	-4,19	-2,51	-4,86	-4,52*	-3,61	-4,45	-4,22	-2,51	-4,81	-4,23	-2,47	-4,18	-3,55	-2,19
	78:9-92:6	78:9		78:9-92:7	78:2		78:11-92:7	78:9		78:9-92:6	78:9		77:6-92:6	74:10	

**Contrastes con las rupturas definidas en una ficticia y sin una tendencia general**

	Modelo CC			Modelo CA			Modelo AA			Modelo CA*			Modelo CC*		
	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno	Endógeno	Semien-dógeno	Exógeno
Pta/DM IPC.....	-4,20	-3,32	-2,53	-3,85	-3,35	-1,93	-4,00	-3,43	-2,66	-4,45	-3,88	-1,71	-4,08	-3,29*	-2,00
	75:11-92:7	75:11		74:2-92:11	74:10		88:2-92:7	87:5		78:2-92:7	78:1		85:8-92:4	77:6	
IPI.....	-4,28	-3,74	-2,30	-4,34	-4,16	-3,52***	-4,10	-3,91*	-2,28	-3,97	-3,24	-2,47	-3,36	-2,91	-2,10
	74:2-92:6	78:3		74:2-92:6	78:9		74:2-92:7	78:2		85:7-92:4	92:6		74:2-92:4	74:10	

NOTA: Los valores críticos se recogen en los Cuadros A1 y A3 del Anexo. Un \* indica rechazo en favor de la alternativa estacionaria al 10 por 100; \*\* al 5 por 100; y \*\*\* al 2,5 por 100. La primera fila recoge el valor del estadístico de la *t* para el coeficiente autorregresivo, debajo se indica el período en el que se consigue el mínimo en el caso de los contrastes endógenos y la ruptura inicial para los contrastes semiendógenos, la segunda ruptura está fijada en agosto de 1992. Para los contrastes exógenos el período es agosto de 1989-agosto de 1992.

les. Se pueden presentar tres posibilidades. Si los dos primeros son estacionarios, el tercero también debería serlo. Si presentan una raíz unitaria, el tercero puede o no presentarla; la modelización de los dos primeros como un paseo aleatorio se puede deber a la moneda usada como referencia, en este supuesto su eliminación al calcular el tercer tipo de cambio real debería permitir obtener una serie estacionaria. La tercera posibilidad contemplaría el caso en el que una de las series es integrada de orden uno, es decir  $I(1)$ , mientras que la otra lo de orden cero,  $I(0)$ ; bajo este supuesto, la tercera serie sería también  $I(1)$ .

Los resultados previos indican que los tipos de cambio reales de la peseta y el marco frente al dólar se pueden modelizar, de forma similar, como  $I(0)$  con una tendencia determinista en el período 1980-1985, si bien el rechazo a la presencia de un paseo aleatorio es más fuerte en el caso del marco. Sin embargo, al analizar el tipo de cambio real peseta/marco usando contrastes que permiten hasta dos rupturas, la hipótesis nula de una raíz unitaria no se puede rechazar (véase el Cuadro 3)<sup>10</sup>. Este resultado, aparentemente contradictorio, se puede atribuir a la evolución de la peseta, si bien hay que tener en cuenta que usando contrastes sin cambio estructural se pudo rechazar la hipótesis nula de que el tipo de cambio real peseta/marco basado en el IPI era  $I(1)$ . Para este caso se puede concluir que es innecesario aplicar contrastes más elaborados; de hecho, la aceptación de la hipótesis nula con ellos se debería a la presencia de excesivos términos no significativos (con la consiguiente pérdida de potencia que eso implica).

Las seis devaluaciones sufridas por la peseta en el período de estudio, particularmente la de julio de 1977 y las de 1992-1993, introducen distorsiones substanciales en la evolución de su tipo

de cambio real. Estas distorsiones explicarían por qué el rechazo de la hipótesis nula es menos contundente en el caso de la relación peseta/dólar que en la del marco/dólar. No obstante, no son lo suficientemente importantes como para enmascarar, econométricamente hablando, la apreciación real del dólar en el período 1980-1985. Además, estas devaluaciones serían las que habrían permitido la verificación de la PPA en el caso de la peseta/marco con el IPI. Aclararían también por qué, a pesar de que la vida media es menor para esta serie, el valor del test de Dickey-Fuller es menor en términos absolutos que en el caso del marco/dólar con el IPC: aunque el coeficiente autorregresivo es menor, su desviación estándar es mayor (de ahí que el test de la  $t$  sea menor). Las discontinuidades o saltos en la serie producidos por las devaluaciones serían la causa de esa elevada desviación estándar.

El hecho de que el tipo de cambio real peseta/marco basado en el IPC se pueda caracterizar como un paseo aleatorio indica que o bien ha habido más de dos rupturas en el período considerado (por lo que estos contrastes no serían adecuados) o, más probablemente, que está cointegrado con otras variables. Esta última posibilidad ha sido estudiada recientemente por Fernández *et al.* (1997), que encuentran una relación entre éste y el diferencial de crecimiento entre España y Alemania (es decir, corroboran la hipótesis de Balassa-Samuelson).

## 5. Conclusiones

Este trabajo encuentra que los tipos de cambio de la peseta y el marco frente al dólar han seguido una evolución común desde 1974. Su trayectoria refrenda parcialmente la teoría de la paridad del poder adquisitivo: por un lado, durante el período 1980-1995 ésta no se cumplió, ya que los tipos de cambio reales siguieron una tendencia determinista creciente, dando cuenta de la persistente apreciación del dólar; por otro lado, la velocidad de retorno a un equilibrio constante es muy notable, lo que implica que fuera de ese período la teoría se verificó muy bien. La presencia de una doble ruptura, que además se autocancela,

<sup>10</sup> Como se puede observar en el Cuadro 3, los pocos casos de rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria ocurren empleando contrastes exógenos y cuando el índice de precios usado es el IPI. Adicionalmente, sólo se producen rechazos cuando las rupturas no están restringidas a cancelarse y no cuando se autocancelan, lo que implica que la depreciación real de la peseta a finales de 1992 superó la apreciación ocurrida desde la entrada en el MTC.

explicaría los pobres resultados obtenidos por numerosos estudios que han investigado la paridad del poder adquisitivo usando el dólar como moneda de referencia.

La relación peseta/marco es, en cambio, más difícil de modelizar. Por un lado, hay una notable diferencia en función del índice de precios usado; empleando el índice de precios industriales se concluye que el tipo de cambio real es estacionario, no detectándose ninguna ruptura; en cambio, con el índice de precios al consumo no se puede rechazar la hipótesis nula de que el tipo de cambio real es integrado de orden uno. Por otro lado, las devaluaciones de la peseta han servido para que el tipo de cambio real basado en los precios industriales sea estacionario; es decir, han restaurado la competitividad perdida por el sector productivo español más exportador. Consiguientemente, mientras que de cara al exterior la evolución en términos reales de la peseta y el marco ha sido similar, su relación bilateral ha sido claramente dependiente de la política de tipo de cambio, instrumento no disponible desde el 1 de enero de 1999.

### Referencias bibliográficas

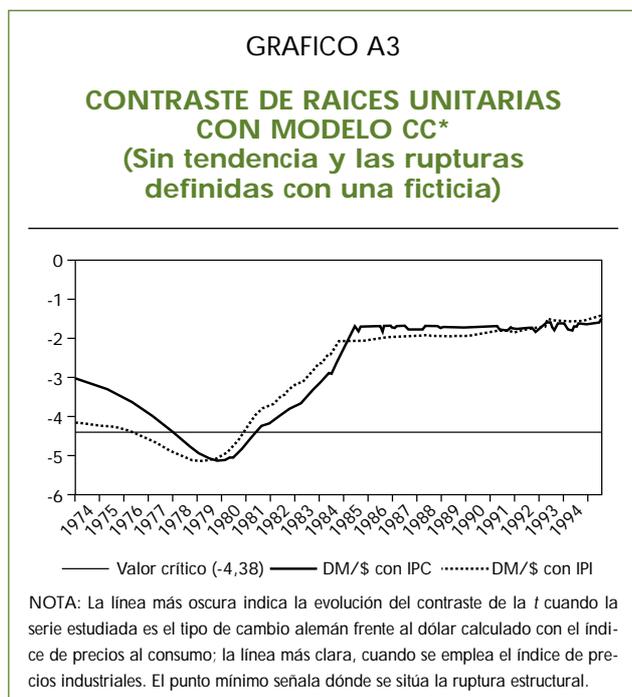
- [1] CHRISTIANO, L. J. (1992): «Searching for a Break in GNP», *Journal of Business and Economic Statistics*, número 10, páginas 237-250.
- [2] CAMARERO, M. (1994): «Aportaciones empíricas recientes de la paridad del poder adquisitivo», *Revista de Economía Aplicada*, número 6, páginas 79-103.
- [3] CORBAE, D. y OULIARIS, S. (1990): «A Test of Long-run Purchasing Power Parity Allowing for Structural Breaks», *The Economic Record*, número 196, páginas 26-33.
- [4] DOLADO, J. J.; JENKINSON T. y SOSVILLA-RIVERO S. (1990): «Cointegration and Unit Roots», *Journal of Economic Surveys*, número 4, páginas 249-273.
- [5] DROPSY, V. (1996): «Real Exchange Rates and Structural Breaks», *Applied Economics*, número 28, páginas 206-219.
- [6] EDISON, H. J. y DIANNE, B. (1993): «A Re-assessment of the Relationships between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-1990», *Journal of Monetary Economics*, número 31, páginas 165-187.
- [7] EDISON, H. J. y O'N. FISHER, E. (1991): «A Long-run View of the European Monetary System», *Journal of International Money and Finance*, número 10, páginas 53-70.
- [8] FERNANDEZ GUERRERO, J. I.; MARTIN MONTANER J. A.; ORTOS RIOS, V. y PERNIAS CERRILLO, J. C. (1997): «Estimación de un tipo de cambio de equilibrio peseta/marco; Evidencia para el período 1960-1995», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 765, páginas 73-93.
- [9] FRENKEL, J. A. (1978): «Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s», *Journal of International Economics*, número 8, páginas 169-191.
- [10] FROOT, K. A. y ROGOFF, K. (1995): «Perspectives on PPP and Long-run Exchange Rates», en GROSSMAN, G. y ROGOFF, K. (eds): *Handbook of International Economics*, volumen 3, páginas 1647-1688, Elsevier Science, Países Bajos.
- [11] LUMSDAINE, R. L. y PAPELL, D. H. (1997): «Multiple Trend Breaks and the Unit-root Hypothesis», *The Review of Economics and Statistics*, número 79, páginas 212-218.
- [12] MACDONALD, R. y MOORE M. J. (1996): «Long-run Purchasing Power Parity and Structural Change», *Economie Appliquée*, número 49, páginas 11-48.
- [13] MACDONALD, R. (1995): «Long Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence», *IMF Staff Papers*, número 42, páginas 437-489.
- [14] MAESO FERNANDEZ, F. (1997): «Análisis multivariante de la paridad del poder adquisitivo», *Revista de Economía Aplicada*, número 15, páginas 49-69.
- [15] PERRON, P. y VOGELSSANG, T. J. (1992): «Nonstationarity and Level Shift with an Application to Purchasing Power Parity», *Journal of Business and Economic Statistics*, número 10, páginas 301-320.
- [16] PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Shocks and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, número 57, páginas 1361-1401.
- [17] ROGOFF, K. (1996): «The Purchasing Power Parity Puzzle», *Journal of Economic Literature*, número 34, páginas 647-668.
- [18] SERLETIS, A. y ZIMONOPOULOS, G. (1997): «Breaking Trend Functions in Real Exchange Rates: Evidence from Seventeen OECD Countries», *Journal of Macroeconomics*, 19: 781-802.
- [19] WU, Y. (1997): «The Trend Behavior of Real Exchange Rates: Evidence from OECD Countries», *Weltwirtschaftliches Archiv*, número 133, páginas 282-312.

**ANEXO A**

**Tipos de interes de la Reserva Federal y resultados de los contrastes**

En este anexo se ofrece la evolución de los tipos de interés de la Reserva Federal de EE UU en el período 1974-1994 (Gráfico A1), así como los resultados de los contrastes endó-

genos usando los modelos CC (en su versión más general) y CC\* (en su versión más restrictiva) para el caso del marco/dólar con el IPC (Gráficos A2 y A3).



**ANEXO B**

**Valores críticos para contrastes de raíces unitarias con dos rupturas estructurales**

En este anexo se ofrecen los valores críticos para contrastar, en una serie con 250 observaciones, la hipótesis nula de que es  $I(1)$  frente a la alternativa de que es  $I(0)$  con cambio estructural. Los modelos estudiados son:

$$\text{Modelo CC: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU_{1t} + \gamma DT_{1t} + \omega DU_{2t} + \psi DT_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo CA: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU_{1t} + \gamma DT_{1t} + \omega DU_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo AA: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU_{1t} + \omega DU_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo CA*}: \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU_{1t} + \gamma DT_{1t} + \psi DT_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo CC*}: \Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_{1t} + \psi DT_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde  $DU_1$  y  $DU_2$  son variables ficticias para un cambio en la constante que ocurre en el momento  $TB_1$  y  $TB_2$  respectiva-

mente, y  $DT_1$  y  $DT_2$  corresponden a un cambio en la tendencia (técnicamente, se definen como:  $[DU_{1t} = I(t > TB_1), DU_{2t} = I(t > TB_2), DT_{1t} = (t - TB_1) I(t > TB_1), DT_{2t} = (t - TB_2) I(t > TB_2), \text{ y } TB_1 > TB_2 + 1]$ ). Los modelos denominados «Sin tendencia» serían como los anteriores sin el parámetro  $\beta$ . Los modelos con las rupturas definidas en una única variable ficticia se obtendrían de forma similar, a título de ejemplo se especifica el modelo CC:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \bar{\theta} DU_t + \bar{\gamma} DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde  $DU_t$  recoge los cambios en la constante y  $DT_t$  los cambios en la tendencia (técnicamente:  $DU_t = I(TB_1 < t < TB_2), DT_t = (t - TB_1) I(TB_1 < t < TB_2)$ ).

CUADRO B1

**VALORES CRITICOS PARA CONTRASTAR RAICES UNITARIAS CON DOS RUPTURAS ESTRUCTURALES DEFINIDAS ENDOGENAMENTE**

	Con las rupturas definidas en dos variables ficticias					
	Con tendencia			Sin tendencia		
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC.....	-6,56	-6,31	-6,10	-6,24	-6,07	-5,78
CA.....	-6,35	-6,19	-5,93	-6,07	-5,91	-5,66
AA.....	-6,14	-5,95	-5,70	-5,77	-5,57	-5,19
CA*.....	-6,14	-5,97	-5,64	-5,75	-5,57	-5,33
CC*.....	-5,69	-5,42	-5,18	-5,25	-5,05	-4,77
	Con las rupturas definidas en una variable ficticia					
	Con tendencia			Sin tendencia		
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC.....	-6,03	-5,81	-5,60	-5,66	-5,43	-5,05
CA.....	-6,10	-5,92	-5,65	-5,75	-5,57	-5,22
AA.....	-5,81	-5,70	-5,38	-5,40	-5,18	-4,85
CA*.....	-6,11	-5,89	-5,61	-5,69	-5,48	-5,23
CC*.....	-5,39	-5,17	-4,89	-4,96	-4,67	-4,38

**ANEXO B (continuación)**

**Valores críticos para contrastes de raíces unitarias con dos rupturas estructurales**

CUADRO B2

**VALORES CRITICOS PARA CONTRASTAR RAICES UNITARIAS CON DOS  
RUPTURAS ESTRUCTURALES DEFINIDAS DE FORMA SEMIENDOGENA Y EXOGENA  
(Cuando el dólar es la moneda base)**

Con las rupturas definidas en dos variables ficticias						
	Con tendencia			Sin tendencia		
	Modelos semiendógenos (ruptura final en la observación 130)					
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC .....	-5,69	-5,41	-5,08	-5,43	-5,16	-4,85
CA* .....	-5,50	-5,25	-4,95	-5,75	-5,57	-5,33
CC* .....	-5,07	-4,80	-4,53	-5,25	-5,05	-4,77
Modelos exógenos (rupturas en las observaciones 80-130)						
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC .....	-4,94	-4,71	-4,39	-4,60	-4,28	-4,00
CA* .....	-4,77	-4,51	-4,22	-4,40	-4,14	-3,83
CC* .....	-4,61	-4,37	-4,06	-4,23	-3,93	-3,63
Con las rupturas definidas en una variable ficticia						
	Con tendencia			Sin tendencia		
	Modelos semiendógenos (ruptura final en la observación 130)					
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC .....	-4,96	-4,69	-4,38	-4,39	-4,11	-3,79
CA* .....	-5,08	-4,81	-4,54	-4,65	-4,43	-4,14
CC* .....	-4,25	-4,00	-3,68	-3,64	-3,35	-3,04
Modelos exógenos (rupturas en las observaciones 80-130)						
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC .....	-4,18	-3,89	-3,58	-3,51	-3,19	-2,88
CA* .....	-4,24	-3,99	-3,64	-3,86	-3,55	-3,23
CC* .....	-4,04	-3,73	-3,41	-3,35	-3,07	-2,78

**ANEXO B (continuación)**

**Valores críticos para contrastes de raíces unitarias con dos rupturas estructurales**

CUADRO B3

**VALORES CRITICOS PARA CONTRASTAR RAICES UNITARIAS CON DOS RUPTURAS ESTRUCTURALES DEFINIDAS DE FORMA SEMIENDOGENA Y EXOGENA (Para el tipo de cambio real peseta/marco)**

Con las rupturas definidas en dos variables ficticias						
Con tendencia			Sin tendencia			
Modelos semiendógenos (ruptura final en la observación 225)						
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC.....	-5,68	-5,41	-5,14	-5,24	-4,99	-4,74
CA.....	-5,58	-5,31	-5,03	-5,17	-4,94	-4,67
AA.....	-5,30	-5,09	-4,83	-4,82	-4,59	-4,31
CA*.....	-5,58	-5,33	-5,07	-5,14	-4,93	-4,66
CC*.....	-4,95	-4,69	-4,41	-4,34	-4,11	-3,79
Modelos exógenos (rupturas en las observaciones 180-225)						
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC.....	-4,57	-4,24	-3,96	-3,92	-3,61	-3,25
CA.....	-4,48	-4,18	-3,89	-3,82	-3,58	-3,22
AA.....	-4,31	-4,04	-3,73	-3,74	-3,47	-3,13
CA*.....	-4,52	-4,21	-3,93	-3,90	-3,59	-3,23
CC*.....	-4,30	-4,04	-3,76	-3,72	-3,41	-3,09
Con las rupturas definidas en una variable ficticia						
Con tendencia			Sin tendencia			
Modelos semiendógenos (ruptura final en la observación 225)						
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC.....	-5,20	-4,98	-4,72	-4,69	-4,44	-4,14
CA.....	-4,99	-4,72	-4,43	-4,75	-4,97	-4,18
AA.....	-4,80	-4,53	-4,25	-4,33	-4,06	-3,74
CA*.....	-5,23	-5,04	-4,80	-4,80	-4,57	-4,27
CC*.....	-4,24	-3,95	-3,68	-3,75	-3,48	-3,20
Modelos exógenos (rupturas en las observaciones 180-225)						
	2,5 %	5 %	10 %	2,5 %	5 %	10 %
CC.....	-4,08	-3,80	-3,47	-3,54	-3,23	-2,89
CA.....	-4,33	-4,09	-3,81	-3,78	-3,51	-3,17
AA.....	-4,00	-3,72	-3,38	-3,48	-3,17	-2,82
CA*.....	-4,23	-3,96	-3,63	-3,70	-3,41	-3,08
CC*.....	-3,92	-3,64	-3,35	-3,41	-3,12	-2,78