

Tesis Doctoral

ENSAYOS SOBRE TIPOS DE CAMBIO REALES

Autor

Gabás Torrente, Sergio

Director/es

Gadea Rivas, María Dolores
Montañés Bernal, Antonio

FACULTAD DE ECONOMIA Y EMPRESA

Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública
2011

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA
FACULTAD DE ECONOMÍA Y EMPRESA
Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública
Departamento de Análisis Económico



Ensayos sobre tipos de cambio reales

Tesis doctoral

Memoria presentada para optar al grado de doctor por
Sergio Gabás Torrente

Directores: Dra. María Dolores Gadea Rivas
Dr. Antonio Montañés Bernal

Zaragoza, diciembre 2.011

...La curiosidad encanta al sabio, la vanidad al tonto y el placer a ambos...

David Hume (1752)

'Ensayos económicos'
Sobre el refinamiento en las artes.

AGRADECIMIENTOS.

Es difícil, injusto e incluso arbitrario, en unas pocas líneas reunir todos aquellos nombres que han tenido algo que ver para que esta tesis sea ya una realidad. El grado de dificultad se va acrecentando conforme va transcurriendo el tiempo y el cajón de los agradecimientos ha adquirido una dimensión descomunal. Injusto, porque se tiende a mirar hacia dentro, hacia uno mismo y hacia las personas más cercanas, olvidándonos de otras caras menos visibles. Y arbitrario porque desgraciadamente sólo se citarán a un puñado de ellos. Por tanto, mis disculpas anticipadas.

En primer lugar, quiero agradecer a los directores de este trabajo, Antonio y Lola, su ayuda, dedicación y paciencia que han hecho posible que finalmente esta tesis pueda ver la luz. Gracias por ofrecerme vuestros consejos, vuestras ideas, vuestros puntos de vista y vuestro tiempo. A lo largo de este espacio me habéis enseñado a investigar, a aprender. Admiro vuestro trabajo y, también, a vosotros.

A mis compañeros y ahora amigos de los cursos de doctorado. A Helena Resano, a Piluca Aznar, a Fran Benito y a Fernando Cabrera. Con ellos he compartido muchos momentos agradables en la facultad y fuera de ella. Gracias por no haber cesado en animarme, aconsejarme y escucharme durante estos años. También a los profesores de los cursos de doctorado: Marcos Sanso (especialmente), Carmen Fillat, Iñaki Iriarte y, de nuevo, Antonio Montañés. Sus enseñanzas me han sido muy útiles en la composición de este trabajo. Pero también en mi formación como economista. Muchas gracias a todos ellos.

Quiero tener también un espacio para los profesores de los cursos de licenciatura. Recuerdo con especial simpatía el curso de Historia del Desarrollo Económico de Domingo Gallego, de Economía Mundial de Eva Pardos, de Sistema Monetario Internacional de José Aixalá y los cursos de Econometría de Inmaculada Villanúa. Ellos también son culpables de mi interés por estas cuestiones.

A mis amigos de siempre. A mi tocayo Sergio, a Mario, Hugo, Josan y los demás que habéis estado allí durante estos últimos años. Gracias por preocuparos por el desarrollo de esta tesis. Supongo que sin entender muy bien en lo que estaba trabajando, pero nunca me ha faltado un mensaje de ánimo y empatía. A los amigos más recientes. A Sonia con quien compartí un año despacho en la Facultad y a Inma

con quién también compartí despacho, pero esta vez en la Cámara de Comercio. Gracias por tener siempre un momento para mí, para desayunar o solamente para desconectar.

Al Ministerio de Ciencia e Innovación por su asistencia financiera (ayuda BES2007-15345) y a los Departamentos de Análisis Económico y Estructura e Historia Económica y Economía Pública de la Universidad de Zaragoza. A todas aquellas personas que hacen que la Facultad funcione día tras día. A los encargados de la limpieza (particularmente, a Marimar quien siempre tiene un momento para interesarse por mí), a los conserjes y al personal de administración. Sin olvidar a los trabajadores de la biblioteca que nos hacen la vida mucho más sencilla. Gracias.

Para terminar, gracias a mi familia. A mis padres y hermanos por apoyarme y ayudarme durante todo este tiempo. Y a los que ya no están, mis abuelos.

RESUMEN DE LA TESIS.

La tesis se estructura en tres ensayos relacionados con el comportamiento de los tipos de cambio reales (TCRs). La cuestión es relevante por varias razones. La fundamental es que incluso hoy conocemos sorprendentemente poco sobre su funcionamiento (Flood y Rose, 1995). Pero es que los TCRs determinan la estabilidad macroeconómica (producción, empleo, nivel de precios, etc.), conectando las economías domésticas con las economías de su alrededor, el presente con el futuro.

Los tres ensayos también tienen al menos otros dos nexos en común. En primer lugar, la estacionariedad o no de los TCRs. La mayor parte de los modelos macroeconómicos están construidos bajo la hipótesis de estacionariedad de éstos. Ésta implica que los TCRs retornan a un nivel de equilibrio estable después de un shock. Que el proceso de arbitraje espacial, aquel por el que dos bienes iguales deberían costar lo mismo en dos lugares distintos cuando se denominan en una misma moneda, funciona. Es decir, las decisiones de política económica pueden encauzar su comportamiento. El efecto de los shocks acaba desvaneciéndose. En el otro extremo se encuentra la hipótesis que los TCRs exhiben una raíz unitaria. Y, por tanto, su comportamiento está gobernado por fuerzas fuera del alcance de la política económica. En este último caso, no convergen hacia ningún equilibrio. Los shocks tienen un efecto permanente.

En segundo lugar, emerge el concepto de cambio estructural. Hansen (2001) señala que el cambio estructural domina las relaciones entre las series económicas y es peligroso ignorar este hecho. En términos econométricos porque puede invalidar muchos procedimientos de inferencia. Pudiéndose llegar a conclusiones erradas. En términos teóricos implica que ese equilibrio al que revierten los TCRs y sus propiedades son régimen-dependientes. Paradójicamente, esta es una cuestión sugerente pero muy poco estudiada aunque la literatura académica siempre ha tenido en mente alguna clase de cambio en el proceso generador de los datos como consecuencia, en general, de un cambio en el régimen monetario (Rogoff, 1996; Taylor y Taylor, 2004).

El primer ensayo analiza las propiedades históricas de los TCRs construidos en Taylor (2002a). Centrándome en dos fuentes de sesgo: cambio estructural y muestras finitas no soy capaz de defender los resultados presentados en Taylor (2002a). En primer lugar, se descubren diferentes fechas que cambian el comportamiento de

los TCRs. Éstas suelen asociarse con el abandono del Patrón Oro una vez finalizada la Primera Guerra Mundial y el derrumbe del sistema de paridades de Bretton Woods. En la década de los años 1930 y 1940 se localiza una nueva ruptura pero ya menos común. El análisis inicial aplicando la metodología de Bai y Perron (1998, 2003) se ha completado planteando un sistema de ecuaciones. El objetivo es ganar eficiencia en la estimación de estos shocks. Se desarrolla un procedimiento de contraste basado en un estadístico de ratio de verosimilitud y se computa su distribución bootstrap. Los resultados respaldan un patrón de tres co-rupturas o, análogamente, cuatro regímenes que encajan con los bien conocidos regímenes institucionales. Un procedimiento computacionalmente más intensivo que confía en el criterio de información bayesiano de Schwarz se ha realizado para conocer la robustez de los resultados. Una vez validado este patrón, se ha extendido el método *bootstrap after bootstrap* de Kilian (1998) al caso de un sistema de ecuaciones para valorar la persistencia. Se utiliza una medida estándar, la *half-life*, obtenida a través de funciones impulso-respuesta, definida como el tiempo necesario para que un shock unitario desaparezca en un 50%. Se observa una gran heterogeneidad en la persistencia entre países y también entre regímenes. El régimen de Bretton Woods es el más persistente y el más heterogéneo. Por el contrario, el régimen de entreguerras, una etapa caracterizada por constantes shocks monetarios, es el menos persistente. Sólo para este último periodo, el *PPP puzzle* –TCRs demasiado persistentes– parece desvanecerse.

El segundo ensayo da cobijo a dos teorías rivales: la teoría de la paridad poder adquisitivo (PPA), por la que los TCRs son estacionarios, y la versión de los mercados eficientes, por la cual los TCRs exhiben una raíz unitaria (MacDonald, 1995). Se han aplicado los métodos de Kejriwal *et al.* (2009) y Leybourne *et al.* (2007) a una muestra de 20 países que abarcan el periodo 1870 - 2008. Los resultados indican que es difícil conectar los regímenes institucionales con los regímenes que exhiben persistencia finita e infinita. Esto puede llevar a pensar que quizá resulte más conveniente definir otros regímenes como lo han hecho, por ejemplo, Reinhart y Rogoff (2004).

Además, se han tratado de explicar estos patrones. En la literatura, tanto teórica como empírica, han ido surgiendo algunos determinantes de la persistencia. Ningún trabajo, en mi conocimiento, ha analizado un lapso temporal tan extenso, atendiendo al mismo tiempo a un amplio menú de variables fundamentales. Seis tipos de fundamentos económicos se han estudiado: 1) los fundamentos tradicionales de los modelos monetarios (diferencia de output y de oferta monetaria); 2) la diferen-

cia de los tipos de interés; 3) el arbitraje en el mercado de bienes (a través de los costes de comercio definidos en Jacks *et al.* (2007)); 4) el efecto Balassa – Samuelson (la diferencia en el crecimiento de la productividad de las economías); 5) el saldo de la balanza por cuenta corriente, y 6) la volatilidad de los tipos de cambio.

Existe evidencia que estos fundamentos conjuntamente explican los patrones de persistencia. De hecho, la proporción de observaciones que se predicen de modo correcto es elevada. Mientras algunas variables como la diferencia de los tipos de interés o la volatilidad de los tipos de cambio exhiben un sólido impacto sobre la persistencia y fácil de justificar, otros como la diferencia de la productividad o los costes de comercio parecen difíciles de racionalizar. En cualquier caso, en contra de una corriente del debate académico (Obstfeld y Rogoff, 2001), los fundamentos parecen importar a la hora de explicar la persistencia de los TCRs.

El último ensayo trata de averiguar el potencial efecto de la introducción del euro en los TCRs de las economías europeas. Se toma el marco alemán como numerario. El análisis es ahora desagregado, para 19 categorías de bienes, en lugar de utilizar un índice de precios general para todos los bienes. Engel (2000b), por ejemplo, entiende que los bienes comercializables es factible que exhiban comportamientos estacionarios porque éstos pueden ser arbitrados, pero los bienes no comercializables (servicios generalmente) son difíciles de arbitrar y, por tanto, pueden exhibir comportamientos no estacionarios. Imbs *et al.* (2005), además, entienden que la persistencia para los diferentes sectores puede ser heterogénea. Pero las diferentes categorías de bienes podrían estar expuestas a los shocks de forma desigual. Es decir, los bienes comercializables podrían capturar más ágilmente estos cambios.

Se aplica el método de Perron y Yabu (2009b). La ventaja de éste es que permite estimar estos cambios sorteando el debate sobre la estacionariedad o no de las series. Los resultados indican que la introducción del euro ha tenido una importancia marginal. Sí lo tiene, en cambio, la crisis del Sistema Monetario Europeo durante los años 1992-1993. Cuando se ha sustituido el marco alemán como numerario por la libra esterlina, el efecto euro adquiere cierta relevancia pero todavía es muy débil. En general, no puede decirse que los bienes comercializables y no comercializables exhiban un diferente patrón de rupturas.

Finalmente, se estudia la estacionariedad de los TCRs desde dos enfoques: 1) mediante contrastes de raíz unitaria teniendo presente que algunas series exhiben

patrones estacionales [se ha extendido el trabajo de Franses (1991) y Franses y Vo-gelsang (1998)], y 2) planteando un panel de datos para la valorar la hipótesis de es-tacionariedad con múltiples cambios en media (Carrion-i-Silvestre *et al.*, 2005). Se puede afirmar en términos generales que durante las últimas tres décadas los pre-cios en Europa han experimentado un proceso de convergencia.

CONTENIDOS.

Agradecimientos	ii
Resumen de la tesis.	iv
Contenidos.	viii
1. INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIONES.	1
2. CAMBIO ESTRUCTURAL, CO-EVOLUCIÓN Y TIPOS DE CAMBIO REALES.	8
Resumen.	9
2.1. Introducción.	10
2.2. Datos.	13
2.3. Cambio estructural.	14
I. Análisis univariante.	14
I.1. Contrastes de inestabilidad.	14
I.2. Inestabilidad de los tipos de cambio reales.	16
II. Sistema de ecuaciones: co-evolución.	20
II.1. Contrastes.	21
II.2. Tipos de cambio reales: co-rupturas.	23
II.3. Robustez de los resultados.	24
2.4. Propiedades estocásticas de los TCRs. Persistencia.	27
I. Concepto y antecedentes.	27
II. Método.	29
III. Resultados empíricos.	31
2.5. Conclusiones.	35
2.6. Agradecimientos.	36
2.7. Anexos.	37

Anexo 2.A. Datos.	37
3. INESTABILIDAD EN LA PERSISTENCIA.	
EL PODER DE LOS FUNDAMENTOS.	38
Resumen.	39
3.1. Introducción.	40
3.2. Inestabilidad en la persistencia.	44
I. Metodología.	45
I.1. Método de Kerijwal <i>et al.</i> (2009).	45
I.2. Método de Leybourne <i>et al.</i> (2007).	47
II. Resultados empíricos e interpretación.	48
3.3. Fundamentos económicos.	51
I. Modelo.	53
A) Modelo monetario canónico.....	54
B) Diferencia de los tipos de interés.	55
C) Arbitraje en el mercado de bienes.	56
D) Efecto Balassa-Samuelson.....	58
E) Saldo de la balanza por cuenta corriente.....	59
F) Variabilidad de los tipos de cambio.....	59
II. Variables y selección de datos.	60
III. Estacionariedad de las variables.	62
IV. Estimación.	64
V. ¿Explican las variables económicas fundamentales los cambios en persistencia?	66
VI. Robustez de los resultados.....	71
3.4. Conclusiones.	78
3.5. Agradecimientos.	81
3.6. Anexos.	82
Anexo 3.A. Base de datos.	82

4. A VUELTAS CON LOS TIPOS DE CAMBIO REALES EN EUROPA.	
UN ANÁLISIS DESAGREGADO.	88
Resumen.	89
4.1. Introducción.	90
4.2. Modelo.	94
4.3. Datos.	98
4.4. Evidencia empírica.	99
Reflexiones adicionales.	110
Libra esterlina como numerario.	110
4.5. Estacionariedad y estacionalidad.	111
Evidencia adicional.	119
4.6. ¿Convergen los TCRs en Europa?	121
4.7. Conclusiones.	125
4.8. Agradecimientos.	127
4.9. Anexos.	128
Anexo 4.A. Base de datos.	128
Anexo 4.B. Tablas.	130
5. CONSIDERACIONES FINALES.	132
6. REFERENCIAS.	138

Capítulo 1

Introducción y motivaciones.

...[La economía es] *una ciencia de pensar en términos de modelos unida al arte de elegir los modelos que son relevantes para el mundo contemporáneo...*

John Maynard Keynes (1938)

'The Collected Writings of John Maynard Keynes'

The general theory and after: Part II, Defence and Development. John Maynard Keynes a Roy Harrod, 4 julio de 1938.

El tipo de cambio ha estado, está y continuará estando de plena actualidad en el debate económico. Hoy nadie es capaz de explicar los grandes desequilibrios de la economía mundial sin dirigir sus miras a las diferentes monedas. Pero en los tiempos pasados fue igual. Mirando hacia dentro, hacia nuestro país, es cierto que la que fue hasta hace bien poco nuestra moneda, la peseta, llegó muchas veces tarde, o ni tan siquiera llegó a alguno de los grandes envites históricos, pero hoy está en el corazón del sistema monetario internacional. Con otro nombre. Sí. Pero las monedas no son entes estáticos. Todo lo contrario. Se redefinen, se alían con otras o simplemente se sustituyen por unas nuevas. Mundell (1991), entre otros, ha señalado que los tipos de cambio son una de las cuestiones más complejas dentro de la economía política. De hecho, los economistas conocemos sorprendentemente poco sobre ellos (Flood y Rose, 1995). Por esa razón es un valioso yacimiento de investigación. El objetivo de esta tesis es muy simple: ayudar a entender el funcionamiento de las monedas cuando se relacionan con las demás.

El tipo de cambio es la pieza clave que conecta la economía interna con la economía internacional, y al igual que lo hace el dinero, conecta el presente con el futuro (Keynes, 1936). Considerado fríamente, es un precio más: el precio que hay que desembolsar para relacionarse con el exterior. O dicho de modo más formal, el precio relativo entre dos monedas. Pero seguramente sea el precio más importante en una economía abierta. Sin embargo, a diferencia de los precios domésticos que acostumbran ser extraordinariamente rígidos, los tipos de cambio son uno de los precios más flexibles que existen en una economía. Al menos, directamente dentro de un sistema monetario flotante.

El tipo de cambio real (TCR a partir de este momento) armoniza ambos precios: los interiores con los exteriores, los más rígidos con los menos. Éstos siempre flotan, fluctúan, y son de importancia capital en la determinación de la estabilidad macroeconómica doméstica: incentivar la actividad, el empleo, el comercio o mantener estables los niveles de precios de bienes y factores. Algunos han visto en ellos una *proxy* para medir el grado de competitividad de las economías. Sin embargo, se acepta aquí únicamente una definición tradicional de los TCRs (Edwards, 1989). La más extendida. Es decir, los tipos nominales ajustados por los niveles de precios nacionales y foráneos. En el sentido de la teoría de la paridad poder adquisitivo (PPA); la teoría *inflacionista* de los tipos de cambio (Dornbusch, 1988). El tipo de cambio debería ser igual a los precios relativos entre diferentes países. O en una versión más

suavizada, ya que las cestas de bienes no van a ser las mismas entre dos países, la variación en los tipos nominales –en el equilibrio– debería igualarse a la variación de los precios relativos^{1, 2}.

Advertir antes de nada algunas limitaciones iniciales en la construcción de las series de TCR. En primer lugar, aunque no se presta mucha atención a la definición del año base cuando se toman los índices de precios, implica asumir que durante ese año la teoría de la PPA se cumple. Pero esto es solamente una hipótesis de trabajo que no puede ser validada por los datos. Escapar de la restricción de los índices no es nada sencillo. Pueden tomarse precios absolutos como hacen Crucini *et al.* (2005), entre otros, pero no es fácil encontrar series que cubran un amplio espacio temporal. Requisito, por otro lado, esencial a la hora de estudiar las propiedades de los TCRs. En segundo lugar, la elección de un índice de precios apropiado es otro escollo (Edwards, 1989; Chowdhury y Sarno, 2003; Coakley *et al.*, 2005; etc.). Summers y Heston (1991) han construido índices adecuados pero son de muy poca utilidad práctica porque sólo recogen espacios aislados³. Un índice general como el índice de precios al consumo tiene el inconveniente de incluir bienes que difícilmente pueden ser comercializados con el exterior. Un índice de precios al por mayor o de precios de producción quizá reúna a más bienes comercializables pero persiste el problema derivado de la composición y las ponderaciones de la cesta de bienes, que es razonable que difiera entre dos países. Si la proporción de bienes no comercializables permaneciese constante en el tiempo este conflicto sería despreciable ya que la PPA relativa seguiría cumpliéndose. Pero los pesos en la actualidad cambian constantemente. Xu (2003) elabora un índice de precios que denomina de bienes comercializables. Éste consiste simplemente en una media ponderada del índice de precios de exportaciones e importaciones. Los resultados avalan su utilización a la hora de evaluar el éxito de la hipótesis de la PPA y realizar predicciones. Tercero, también la elección de un *numerario* o el país base con quien comparar importa. Papell y Theodoridis (2001) señalan, por ejemplo, que el marco alemán es un mejor numerario que el dólar estadounidense. En cambio, Zhou *et al.* (2008) entienden que dentro de Europa la utilización del fran-

¹ Para un estudio de los orígenes y las peculiaridades de la teoría de la paridad poder adquisitivo véase, por ejemplo, Officer (1976) y Dornbusch (1988).

² La hipótesis de la paridad de poder adquisitivo es el primer concepto teórico que un economista tiene presente a la hora de reflexionar sobre la determinación de los tipos de cambio. Sin embargo, en la literatura también se reconoce las limitaciones de la proposición y existe la *profundamente arraigada* creencia en algún tipo de variante de la teoría (Dornbusch y Krugman, 1976; Rogoff, 1996).

³ La última actualización puede consultarse en <http://pwt.econ.upenn.edu>.

co francés puede ser más razonable ya que la reunificación alemana ha podido debilitar la hipótesis de la PPA. Y para terminar, es preferible tomar los tipos de cambio nominales al final del periodo puesto que valores promedios podrían estar introduciendo un filtro implícito (Lim, 1992).

En la economía internacional, como ponen de manifiesto Obstfeld y Rogoff (2001), todavía existen enigmas sin resolver. Dos de ellos están relacionados con el comportamiento de los precios y, en cierto modo, serán abordados en esta tesis: el *PPP puzzle* y el *exchange rate disconnect puzzle*. El primero de ellos, el *PPP puzzle* – señalado por Rogoff (1996) –, será tratado de modo directo en el primer ensayo cuando se evalúan las propiedades estocásticas de los TCRs. Antes se examina la estabilidad de los parámetros ya que la consideración de estos cambios puede ayudar a esclarecer el enigma (Hegwood y Papell, 1998, 2002). Hansen (2001) ha señalado que el cambio estructural está omnipresente en las series temporales económicas. Los cambios en el equilibrio de los TCRs pueden producirse por motivos de diversa índole: cambios en el régimen institucional, efectos riqueza y otro tipo de fuerzas. De hecho, Taylor y Taylor (2004) reconocen la importancia de la cuestión al señalar que los modelos que exploren las causas y consecuencias de estos cambios podrían ser una activa línea de trabajo en el futuro.

Rogoff (1996) se pregunta cómo es posible reconciliar la enorme volatilidad a corto plazo de los TCRs con la extremadamente lenta velocidad con la que los shocks se desvanecen. Si son los shocks monetarios y financieros los que originan esta volatilidad, ¿por qué los TCRs no retornan más ágilmente a su nivel de equilibrio? Esta volatilidad al mismo tiempo podría estar expresando los vaivenes en la política económica seguida, pero entonces, ¿por qué la volatilidad de los TCRs excede con creces la de cualquier variable macroeconómica fundamental? Flood y Rose (1999) han señalado que las variables macroeconómicas son una pieza superflua en la explicación del enigma de la volatilidad de los tipos de cambio excepto en el largo plazo o en aquellos países con alta inflación. Y es precisamente esta variabilidad de los tipos la que ha creado una *gran desilusión* alrededor del sistema de tipos flexibles (Artus y Young, 1979). De hecho, como arguyen Calvo y Reinhart (2002), los países tienen miedo a dejar flotar sus monedas en el mercado con independencia de su nivel de desarrollo. Y buen ejemplo de ello son las monedas europeas tras el desmoronamiento del sistema de paridades de Bretton Woods durante los primeros años de la década de los setenta (Eichengreen y Wyplosz, 1993).

La literatura de la ‘*Great Moderation*’ ha descubierto una poderosa reducción de la volatilidad de las variables económicas en general durante las dos últimas décadas. Sin embargo, este declive, de acuerdo con Stock y Watson (2002), no se ha producido por un cambio en la estructura de la economía o un mejor quehacer de la política económica, sino que se justifica básicamente por el factor suerte. Las decisiones de política cambiaria no convendría que fueran azarosas y deberían pretender reducir la inestabilidad de los tipos ya que como ha sido señalado, por ejemplo, de modo teórico por Obstfeld y Rogoff (2003), los efectos de la variabilidad de los tipos generan un elevado coste sobre el bienestar de las naciones⁴.

El segundo ensayo está relacionado con la vieja dicotomía de si los TCRs deben ser vistos como un precio de un activo más –que incorpora expectativas del valor futuro de sus fundamentos– o como un determinante de los precios relativos en el mercado de bienes (Jeanne, 2001). O dicho en otros términos, si los TCRs están más cómodos bajo el paraguas de la teoría de la PPA o, por el contrario, responden a su versión de los mercados eficientes (MacDonald, 1995). La hipótesis aquí es que existen periodos de tiempo a lo largo del siglo XX donde una teoría puede ser más acertada que otra. Esto implica, por un lado, reconocer que puede existir cierta dependencia del régimen nominal (Yoon, 2008; 2009) y, por otro, un diferente efecto (y por extensión, origen) de los shocks sobre el comportamiento de los TCRs.

La neutralidad del régimen nominal forma parte del *exchange rate disconnect puzzle* para Obstfeld y Rogoff (2001)⁵. La elección de un régimen nominal es una de las decisiones políticas más peliagudas y quizá el público en general no es consciente de ello. Lo primero que debe aceptarse es que cualquier sistema tiene claras desventajas y, después, tener muy presente el contexto histórico (Frankel, 1999). Cooper (1999) señala que la elección del régimen durante la mayor parte de la última era ha sido dictada por convención, por reglas acordadas en el ámbito internacional o por circunstancias incontrolables. Pero como ha señalado Rose (2011) existe una absoluta ignorancia sobre los determinantes que dirigen esta elección⁶. Ligarse a un

⁴ Algunas relaciones han sido ampliamente estudiadas. La más extendida ha sido la relación entre la volatilidad de los tipos y el volumen del comercio (véanse los estudios de McKenzie (1999) y Bahman-Oskooee y Hegerty (2007), entre otros).

⁵ Engel (2001) matiza que el *puzzle* debe ser entendido únicamente como un problema de correlaciones –entre tipos de cambio y fundamentos macroeconómicos– y no como un problema de varianzas.

⁶ Para una muestra de 180 países (26 desarrollados y 154 en desarrollo) durante el periodo 1974-2004, Berdiev *et al.* (2011) han estimado que la ideología de los gobiernos, las características de las institu-

sistema nominal, fijo o flexible como soluciones extremas, limita las posibilidades de la política económica doméstica. Es el bien conocido *trilema macroeconómico* (Mundell, 1963). Es decir, la imposibilidad de alcanzar de manera conjunta tres objetivos macroeconómicos deseables: 1) la estabilidad de los tipos de cambio, 2) la libre movilidad internacional de capitales, y 3) una política monetaria autónoma. Así, por ejemplo, la etapa del Patrón Oro tuvo que renunciar a la independencia monetaria; el sistema Bretton Woods, a la libre movilidad internacional de capitales y los países que en la etapa más reciente han dejado flotar sus monedas han tenido que renunciar a la estabilidad cambiaria. Por contra, los países que han vacilado entre fijar sus tipos o dejarlos flotar libremente, los que se han situado en una situación intermedia, han tenido que soportar profundas crisis y confusión (Obstfeld *et al.*, 2005).

Pero el *exchange rate disconnect puzzle* hace referencia también a la frágil conexión, al menos, en el corto y medio plazo, de los TCRs con los fundamentos económicos. Sin embargo, quizá la conexión no es tan débil a la hora de pretender explicar los patrones de persistencia observados (Malliaropoulos *et al.*, 2006) y, por qué no, ayudar a predecirlos. Un menú de fundamentos aisladamente discutidos en la literatura se estudia en la segunda parte del ensayo.

Finalmente, el tercer ensayo se ocupa de la experiencia europea reciente. La introducción de una moneda común ha sido seguramente el cambio económico y político más notable. Éste debería ser un escenario óptimo para investigar la hipótesis de la PPA y, también, de nuevo, el cambio estructural. Respecto al primer asunto, la progresiva integración económica experimentada durante las últimas décadas es de esperar que haya reforzado la hipótesis de la PPA (Koedijk *et al.*, 2004; Lopez y Papell, 2007; Rogers, 2007; etc.)⁷. Y respecto al cambio estructural, la renuncia a una política monetaria autónoma, con la consiguiente adopción de una moneda única parecería, a primera vista, revelarse como un shock que perturba de manera permanente el comportamiento de los TCRs.

ciones y la globalización son importantes determinantes de la elección del régimen de tipo de cambio para un país. Como ejemplo, un gobierno de izquierdas es más probable que elija un régimen de tipos de cambio flexible, mientras que los países más globalizados tienen una mayor probabilidad de elegir un régimen de tipos fijos.

⁷ Taylor (2006) entiende que la incapacidad en encontrar evidencia empírica robusta a favor de la hipótesis de estacionariedad de los TCRs es la que ha motivado un permanente interés en esta cuestión.

Capítulo 2

Cambio estructural, co-evolución y tipos de cambio reales.

...El dólar que se acuñaba en Filadelfia era brillante, resplandeciente y de peso un poco inferior al del duro de plata de las colonias españolas, del que tomó su nombre el dólar americano. Los colonos españoles no tardaron en descubrir que el más brillante y ligero dólar estadounidense podía pasar igual que la más pesada (y más valiosa por su peso en plata) moneda local. Y los comerciantes norteamericanos descubrieron que los duros españoles, obtenidos en las colonias españolas seguramente con una pequeña prima, podían llevarse a los Estados Unidos, fundirse y convertirse en dólares americanos, con un beneficio de un par de dólares por cada cien duros fundidos...

John K. Galbraith (1975).
'El dinero'.

RESUMEN:

Las propiedades históricas de los tipos de cambio reales (TCRs) construidos en Taylor (2002a) han sido reexaminadas en este capítulo. Centrándonos en dos fuentes de sesgo (cambio estructural y muestras pequeñas) somos incapaces de apoyar la explicación de Taylor para quien los abruptos cambios ocurridos a lo largo del siglo XX (políticos, económicos, institucionales, etc.) no han tenido efecto alguno sobre la persistencia de los TCRs. Los resultados aquí presentados muestran que tanto la hipótesis de estabilidad estructural como la neutralidad del régimen nominal han sido alteradas. La velocidad a la que los shocks se desvanecen es notablemente heterogénea tanto entre regímenes monetarios como dentro de ellos. Por tanto, parece que las decisiones tomadas en política económica tienen importantes implicaciones en la dinámica de reversión de los TCRs.

Clasificación JEL: C22; C32; F31.

Palabras Clave: Tipo de cambio real; ruptura estructural; sistema de ecuaciones; corrección de sesgo; persistencia.

2.1. Introducción.

La literatura no ha prestado la debida atención al efecto que los diferentes regímenes cambiarios pueden haber ejercido sobre las propiedades estocásticas de los tipos de cambio reales (a partir de este momento TCRs). Sin embargo, todos los estudios que recientemente han revisado de modo integral el estado de la cuestión (Rogoff, 1996; Sarno y Taylor, 2002; Taylor y Taylor, 2004; Taylor, 2006; etc.) han hecho especial énfasis en que las conclusiones alcanzadas se han producido desatendiendo el potencial efecto que los diferentes regímenes institucionales pueden haber provocado en el comportamiento de los TCRs. La obstinación por demostrar definitivamente la estacionariedad de los TCRs ha llevado a los investigadores a ensanchar el tamaño de la muestra con el objetivo último de aumentar la potencia de los contrastes (Sarno y Taylor, 2002) ya que ampliando únicamente la frecuencia de observación no era suficiente (Shiller y Perron, 1985). Paradójicamente, cuanto más extensa es la muestra, más importante es la consideración de rupturas estructurales (Hegwood y Papell, 1998).

Numerosos son los trabajos que han reunido para su análisis un amplio lapso temporal. Principalmente, examinando los denominados países industrializados⁸. Pocos de ellos, sin embargo, se han interesado en el estudio de la estabilidad de los parámetros. Además, cuando lo han hecho la evidencia empírica ha sido más bien mixta. Así, por ejemplo, Lothian y Taylor (1996) con ayuda de un simple test de Chow no encontraron un diferente comportamiento de los TCRs del dólar americano y el franco francés frente a la libra esterlina como consecuencia del colapso del sistema de Bretton Woods. Tampoco lo hicieron Lothian y McCharty (2002) cuando analizaron el comportamiento de la libra irlandesa frente al marco alemán, la libra esterlina y el dólar americano. Sin embargo, la puesta en funcionamiento del Sistema Monetario Europeo sí que generó una ruptura en el comportamiento del TCR de la libra irlandesa frente al marco alemán. Más esperanzadores son los resultados de Hegwood y Papell (1998, 2002). Optimistas en el sentido que la consideración de la inestabilidad de los parámetros consigue esclarecer el denominado *PPP puzzle* (Ro-

⁸ Otros estudios se han centrado en un régimen institucional específico. Por ejemplo, Diebold *et al.* (1991), Culver y Papell (1995), Hegwood y Papell (2002) o Catão y Solomou (2005) el Patrón Oro; Eichengreen (1988), Taylor y MacMahon (1988), Michael *et al.* (1997) y Bleaney (1998) el periodo de entreguerras y Abauf y Jorion (1990), Taylor y Sarno (1998), Baum *et al.* (1999) y Gadea *et al.* (2004), entre otros muchos, el régimen post-Bretton Woods.

goff, 1996). Es decir, la contradicción aparente entre la elevada persistencia mostrada empíricamente por los TCRs y la fuerte variabilidad de éstos en un mundo en el que predominan los shocks monetarios y financieros. En contraste con estos rayos de luz, las rupturas localizadas en Hegwood y Papell (1998) no atienden a ningún patrón internacional y parecen corresponderse a factores netamente autóctonos, acen-tuando así la hipótesis de neutralidad de los regímenes institucionales. Hegwood y Papell (1998, 2002), no obstante, introdujeron una innovación esencial en el estudio del comportamiento de los TCRs: la localización de rupturas de modo endógeno. Este hecho les permitió, en la revisión de los datos de Lothian y Taylor (1996) y Lee (1976), descubrir nuevos shocks cuyo efecto no se diluye en el tiempo. Sirvió, asimismo, para acuñar el concepto *quasi purchasing power parity*: los TCRs mantienen su propiedad *mean reverting*, vuelven a su equilibrio de largo plazo después de un shock, pero el nivel al que revierten varía de un régimen a otro.

Con todo, Mussa (1986), Baxter y Stockman (1988), Hasan y Wallace (1996) y Liang (1998), entre otros, entienden que las propiedades estocásticas de los TCRs es-tán condicionadas por la naturaleza del régimen nominal. En particular, la volatili-dad de los tipos reales, y también la volatilidad de los tipos nominales, se muestra insistentemente más elevada durante regímenes nominales flexibles que durante re-gímenes de tipos fijos. Mussa (1986), por ejemplo, cuantificó esta relación entre ocho y ochenta veces mayor para su muestra de trece países industrializados respecto a Estados Unidos después de la Segunda Guerra Mundial. Otros estudios, sin embar-gó, han refinado este resultado. Grilli y Kaminski (1989) razonan que la diferencia es debida, más bien, al periodo histórico de estudio que a un mero acuerdo institucional. En este mismo sentido, al analizar el tipo bilateral real entre libra esterlina y dólar americano para el periodo 1900-1940, Pozo (1992) observó que si se eliminaba la ex-plosión inicial durante los regímenes flexibles, la volatilidad parece ser la misma en-tre regímenes nominales fijos y flexibles.

Frankel y Rose (1996) intuyen que no sólo la volatilidad puede cambiar de un régimen monetario a otro sino que también la velocidad de ajuste al nivel de equili-brio después de shock. Caporale *et al.* (1994), previamente, al estudiar la persistencia de un conjunto de variables macroeconómicas reales, entre las que se encuentran los tipos de cambio, observaron que un shock se desvanece más lentamente durante re-gímenes de tipos nominales flexibles que durante regímenes fijos. Es decir, la misma conclusión alcanzada por Mussa (1986) para los tipos nominales y reales. Reciente-

mente, sin embargo, Sarno y Valente (2006) han señalado que los tipos nominales son los principales responsables de restaurar el nivel de equilibrio durante regímenes flexibles y es presumiblemente por esta razón por la que la persistencia de los TCRs es más reducida. Durante regímenes nominales fijos esta labor está encomendada a los precios pero debido a la rigidez de éstos el proceso de ajuste es más torpe. En consecuencia, los TCRs muestran velocidades de reversión sensiblemente más reducidas o, análogamente, muestran mayor persistencia.

En este capítulo se reexaminan las conclusiones alcanzadas en Taylor (2002a) para quien los acuerdos institucionales no han tenido efecto alguno sobre la persistencia de los TCRs. Las contribuciones de este estudio son tres. En primer lugar, se revisa la hipótesis de estabilidad estructural en un contexto univariante con ayuda de los trabajos de Bai y Perron (1998, 2003). Hegwood y Papell (1998, 2002) habían señalado ya la importancia de esta cuestión en el análisis del comportamiento de los TCRs. Sin embargo, siempre asumieron que el ritmo al que se desvanecen los shocks es el mismo entre los regímenes. Es decir, lo único que cambiaba era el nivel de equilibrio al que revierten los TCRs. Cuando se permite que tanto el nivel de equilibrio como la velocidad de convergencia varíe, las rupturas encontradas parecen insinuar un patrón internacional común. El abandono del Patrón Oro, una vez finalizada la Primera Guerra Mundial, y el derrumbe del sistema de paridades de Bretton Woods se revelan como shocks que perturban enérgicamente la dinámica de los TCRs.

En segundo lugar, este potencial patrón es analizado desde un enfoque multivariante. De nuevo, los puntos de ruptura son seleccionados de manera endógena. El objetivo es ganar precisión en la estimación de estos shocks (Bai *et al.*, 1998; Qu y Perron, 2007). El modelo que mejor captura el comportamiento de los TCRs es aquel que permite cuatro regímenes. Además, los regímenes resultantes parecen casar razonablemente bien con los bien conocidos regímenes monetarios. Por tanto, el régimen nominal sí parece importar.

En último lugar, se ha abordado uno de los *pricing puzzles* de Obstfield y Rogoff (2001). En particular, el *PPP puzzle*. Al estudiar la persistencia de los TCRs se tiene en cuenta tanto la inestabilidad estructural como el sesgo derivado de trabajar con nuestras pequeñas. Los resultados indican que somos incapaces de escapar del *PPP puzzle*, quizás como consecuencia de las limitaciones del modelo (la principal, la linealidad). Pero también ofrecen algunas ideas novedosas. Uno, se observa una gran

heterogeneidad en la persistencia de los TCRs tanto entre países como dentro de los regímenes. Dos, el régimen de Bretton Woods, inesperadamente, es el más heterogéneo y el más persistente. Tres, únicamente la persistencia de los TCRs durante el periodo de entreguerras puede explicarse por modelos macroeconómicos que tienen en cuenta la rigidez de los precios nominales. Y cuatro, aunque la relación existente entre el régimen nominal y la persistencia de los TCRs no está muy clara en la literatura empírica (Mussa, 1986; Caporale *et al.*, 1994; Sarno y Valente, 2006, etc.), sí se observa un substancial aumento de la persistencia conforme se transita del régimen de entreguerras, generalmente gobernado bajo un sistema de tipos flexibles, al régimen de paridades de Bretton Woods.

El plan de trabajo es el siguiente. En el segundo punto se presentan los datos. La presencia de rupturas estructurales se analiza en la sección tercera desde dos ópticas complementarias: individualmente y planteando un sistema de ecuaciones. Teniendo presente la estimación de estas co-rupturas se analiza las propiedades estocásticas de los TCRs. En concreto, la persistencia. Las principales conclusiones han sido resumidas en un apartado final.

2.2. Datos.

Los datos han sido tomados del artículo seminal de Taylor (2002a). Este trabajo es de gran relevancia ya que reúne información del comportamiento de los TCRs para un amplio grupo de países durante un extenso lapso temporal. En la construcción de los TCRs se ha utilizado los deflactores de precios al consumo para 18 países: Alemania, Argentina, Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Holanda, Italia, México, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza. Es decir, la muestra está compuesta básicamente por los denominados países industrializados aunque también incluye dos países latinoamericanos. Todas las variables han sido transformadas en logaritmos neperianos. De tal modo que los TCRs (en logaritmos) del país i en el tiempo t han sido definidos siguiendo la expresión $q_{it} = p_{it} - e_{it} - p_t^*$; donde p_{it} denota el logaritmo del deflactor de precios al consumo en el país i en t , e_{it} es el logaritmo de los tipos de cambio nominales (unidades de moneda nacional del país i por dólar americano) en t y p_t^* denota el logaritmo del deflactor de precios al consumo estadounidense en t . Es decir, se ha tomado el dólar americano como numerario. La muestra emplea datos anuales y cubre el

amplio periodo 1870-1996, aunque no se dispone de un panel balanceado hasta el año 1892 (véase Tabla 2.1).

2.3. Cambio estructural.

Existen en el transcurso del tiempo demasiados factores, de todo tipo, que pueden perturbar la dinámica de las variables económicas que resultaría poco sensato obviar. Además, a la hora de tener en cuenta estos sucesos, deberíamos ser generosos y dejar que las mismas series descubran el modelo que mejor captura su naturaleza subyacente. En el estudio de un importante número de series temporales macroeconómicas representativas de la economía norteamericana después de la Segunda Guerra Mundial, Stock y Watson (1996) han llegado a la conclusión que la hipótesis de estabilidad no parece garantizada. Y en menor medida aún para series relacionadas con índices de precios. En este mismo sentido, Clarida *et al.* (2000) han señalado que la política monetaria seguida por la Reserva Federal a partir de 1979 puede haber cambiado el comportamiento macroeconómico estadounidense.

El objetivo de esta sección es valorar la hipótesis de inestabilidad en el comportamiento de los TCRs. Centrándonos de modo exclusivo en los parámetros del modelo. Averiguar si el comportamiento de los TCRs se ha mantenido a salvo de los bruscos cambios institucionales, políticos y económicos ocurridos a lo largo del siglo XX. Desde dos perspectivas complementarias dentro de un enfoque lineal: ecuación por ecuación y planteando un sistema de ecuaciones.

I. ANÁLISIS UNIVARIANTE.

I. 1. Contrastes de inestabilidad.

Bai y Perron (1998, 2003) han propuesto una metodología que consistentemente estima de manera conjunta los puntos de ruptura junto con el resto de parámetros del modelo.

Representemos los TCRs como:

$$q_t = \mu_j + \sum_{i=1}^p \rho_{ij} q_{t-i} + u_t \quad t = TB_{j-1} + 1, \dots, TB_j, \quad j = 1, \dots, m+1 \quad (2.1)$$

donde se permiten m rupturas ($m+1$ regímenes), (TB_1, \dots, TB_m) denota los puntos de ruptura desconocidos y por convención $TB_0 = 0$ y $TB_{m+1} = T$. Como se habrá advertido, el Modelo (2.1) es sencillamente un proceso autorregresivo de orden p donde el parámetro que controla la media y el parámetro que controla la persistencia están en función del régimen⁹. En la literatura se denomina un modelo de cambio estructural puro. Para el caso de los TCRs, un proceso autorregresivo de primer orden es normalmente suficiente para capturar su funcionamiento, al menos, cuando se dispone de datos con frecuencia anual (Lothian y Taylor, 1996; Taylor, 2001; Choi *et al.*, 2006; etc.). No obstante, se ha permitido un orden superior para prevenir la presencia de errores correlacionados serialmente ya que este hecho podría ser interpretado como una inadecuación del modelo $AR(1)$. Se permiten, asimismo, cambios en la varianza de u_t , pero dado que el método de estimación de los parámetros es mínimo cuadrático, estos cambios –si se originan– se deben producir en el mismo punto que el resto de los parámetros (Perron, 2006). Finalmente, es importante considerar un parámetro de recorte ε amplio. O dicho de otro modo, imponer una longitud mínima del régimen $TB_j - TB_{j-1} \geq h$, ya que regímenes demasiado breves generarían estimaciones de los parámetros imprecisas y distorsiones en el tamaño de los contrastes¹⁰ (Bai y Perron, 2003).

Obsérvese, por otro lado, que el Modelo (2.1) sólo incluye una constante como término determinista. Aunque Cuddington y Liang (2000) y Lothian y Taylor (2000) abrieron el debate sobre la inclusión de tendencias deterministas para explicar el comportamiento de los TCRs, aquí no se han considerado adecuadas por dos razones. La principal está relacionada con la versión Casseliana de la teoría de la PPA (MacDonald y Marsh, 1997; MacDonald, 1999a,b; Papell y Prodan, 2006): los TCRs no están constantemente en su nivel de equilibrio pues existen factores que lo dificultan pero los shocks, en un periodo corto de tiempo, se desvanecen. En el largo plazo los TCRs experimentan una reversión hacia una media constante, y no, hacia una tendencia¹¹. El arbitraje internacional, el mecanismo que hace que los precios internacionales de bienes se igualen, es el encargado de restaurar de nuevo el nivel de equi-

⁹ Hegwood y Papell (1998, 2002) sólo permiten que varíe el parámetro que controla la media.

¹⁰ Durante toda la Sección, para que los contrastes tengan una potencia adecuada, se impone un parámetro de recorte igual a 0,15.

¹¹ Obstfeld (1993) desarrolla un modelo teórico donde están presentes las tendencias.

librio constante de los TCRs. Y la segunda razón, no menos poderosa, es que la metodología excluye la presencia de tendencias como regresores.

El método de Bai – Perron implica la estimación del Modelo (2.1) considerando que las rupturas pueden ocurrir en cualquier punto de la muestra. Entonces, un estadístico del tipo Chow se define para determinar la existencia de una primera ruptura, que se acomoda en aquel punto donde el estadístico de Chow alcanza su máximo valor. La existencia de múltiples rupturas se evalúa aplicando este procedimiento secuencialmente, combinándose con el método de repartición descrito en Bai (1997a). Para mostrar evidencia de cambio estructural, se utiliza los estadísticos de doble máximo UD_{\max} y WD_{\max} que contrastan la hipótesis nula de estabilidad estructural frente a la alternativa de un número desconocido de rupturas m , dada una banda superior M . Si los estadísticos son significativos se inicia un procedimiento secuencial para elegir el número apropiado de rupturas. Esta aproximación se basa en la aplicación del estadístico $\sup F_T(\ell+1|\ell)$ comenzando por un valor de ℓ igual a 1. El estadístico $F_T(\ell+1|\ell)$ se define como la diferencia de la suma de los cuadrados de los residuos (SSR) obtenida con ℓ rupturas y la obtenida con $\ell+1$ rupturas. Además, la estimación de la $\ell+1$ ruptura $(T\hat{B}_{\ell+1})$ no requiere una minimización global de la SSR ya que una minimización parcial es suficiente. Bai y Perron (1998) advierten que seguir otro tipo de estrategia dificulta la obtención de la distribución del estadístico¹².

I. 2. Inestabilidad de los TCRs.

La Tabla 2.1 recoge los resultados de la aplicación de este método. No obstante, antes de su estudio es necesario asegurarse que los TCRs no contengan una raíz unitaria. En caso contrario, la teoría asintótica de los contrastes no mantendría su vigencia. Taylor (2002a), de quien se ha tomado los datos, ha subrayado que no es productivo dedicar más tiempo a la cuestión de la estacionariedad de los TCRs puesto que la teoría de la PPA se ha cumplido a lo largo del siglo XX. Aunque esta es una cuestión peliaguda (López *et al.*, 2005; Papell y Prodan, 2006), el resultado de Taylor es aceptado aquí.

¹² Véase Bai (1999) para una estrategia diferente.

Tabla 2.1. Estimación de los puntos de ruptura con la metodología Bai – Perron.

TCR	Muestra	<i>p</i>	UD max	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$	Puntos de ruptura estimados TB_j		
						$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$
Alemania	1880-1996	3	10,388	12,213	12,884			
Argentina	1884-1996	2	8,879	16,639 **	18,614	1974 [1934-1983]		
Australia	1870-1996	1	13,517 **	13,517 **	13,517	1916 [1880-1919]		
Bélgica	1880-1996	1	68,202 ***	80,233 **	86,277 ***	1918 [1916-1919]	1935 [1933-1937]	
Canadá	1870-1996	1	9,765	15,510 **	17,276 ***	1976 [1957-1983]		
Dinamarca	1880-1996	1	20,416 ***	24,018 **	25,827 ***	1970 [1957-1978]		
España	1880-1996	2	22,298 ***	34,445 **	38,557 ***	1901 [1898-1908]	1918 [1913-1919]	1948 [1943-1950] 1970 [1967-1973]
Finlandia	1881-1996	1	68,761 ***	68,761 **	68,761 ***	1901 [1897-1902]	1918 [1916-1920]	1939 [1929-1946]
Francia	1880-1996	2	19,355 ***	19,355 ***	20,755 ***	1927 [1906-1933]		

Tabla 2.1. (Continuación)

TCR	Muestra	p	UD_{max}	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$	Puntos de ruptura estimados TB_j [intervalos de confianza, significatividad 95%]		
						$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$
Holanda	1870-1996	1	13,541 **	15,930 **	17,130 ***	1970 [1937-1974]		
Italia	1880-1996	2	25,177 ***	32,761 **	36,125 ***	1920 [1918-1925]	1945 [1942-1948]	1962 [1958-1967]
México	1886-1996	1	12,014 **	23,555 **	26,378 ***	1918 [1894-1925]	1980 [1935-1983]	
Noruega	1870-1996	2	29,503 ***	29,503 **	29,503 ***	1918 [1910-1922]	1947 # [1920-1977]	1969 [1966-1974]
Portugal	1890-1996	1	15,481 ***	24,697 **	27,509 ***	1920 [1917-1950]		
Reino Unido	1870-1996	1	13,119 **	18,667 **	20,792 ***	1918 # [1895-1923]	1948 [1944-1950]	1976 [1969-1979]
Suecia	1880-1996	1	28,426 ***	28,426 **	28,751 ***	1918 [1913-1920]	1935 [1926-1945]	
Suiza	1892-1996	2	15,870 **	22,360 **	25,014 ***	1914 [1897-1918]	1972 [1964-1973]	

NOTAS: Estimaciones correspondientes al Modelo (2.1) seleccionando p con un estadístico Ljung-Box de acuerdo con el criterio *specific to general*. Se ha fijado una banda superior $M = 5$ e impuesto un parámetro de recorte de 0,15 en el cálculo de los estadísticos de doble máximo UD_{max} y WD_{max} .

* **, *** Indican significatividad estadística a los niveles del 10, 5 y 1%, respectivamente.

Denota punto de ruptura únicamente significativo al 10%.

Se ha seguido una estrategia *specific to general* para elegir el valor del parámetro p . La idea consiste en contrastar para la muestra entera la presencia de autocorrelación en los residuos del Modelo (2.1) utilizando un estadístico *portmanteau* de Ljung-Box. El proceso se inicia especificando un modelo $AR(1)$ y se incrementa p iterativamente hasta que la hipótesis nula de errores no autocorrelacionados no puede ser rechazada. El valor de p elegido es aquel como tantas veces se ha rechazado la hipótesis nula más uno. Como pone de manifiesto la Tabla 2.1, generalmente un proceso $AR(1)$ es suficiente para capturar el comportamiento de los TCRs. Sin embargo, Alemania, Argentina, España, Francia, Italia, Noruega y Suiza han requerido un orden superior (en general, dos).

Los estadísticos de doble máximo UD_{\max} y WD_{\max} presentados en la Tabla 2.1 indican que solamente Alemania soporta la hipótesis de estabilidad de los parámetros¹³. Los 16 TCRs restantes ofrecen evidencia a favor de la existencia de al menos un cambio estructural. El número de rupturas seleccionado con el estadístico $F_T(\ell+1|\ell)$, por otro lado, difiere sustancialmente entre los diferentes TCRs. En un importante número de ellos se descubre una única ruptura pero la mayoría presenta dos rupturas o más. Por ejemplo, en España se localizan cuatro rupturas y tres en Finlandia, Italia, Noruega y Reino Unido, aunque en estos dos últimos casos la tercera ruptura sólo es estadísticamente significativa al nivel del 10%.

Sin embargo, aún siendo muy importante el incumplimiento de la hipótesis de estabilidad, no es el resultado más llamativo el que se desprende de la Tabla 2.1. Éste guarda relación con el debate sobre la neutralidad del régimen nominal (Caporale *et al.*, 1994; Obstfeld y Rogoff, 2001; Sarno y Valente, 2006; etc.). En otras palabras, en la Tabla 2.1 se muestra que la localización de las rupturas suelen fijarse en dos puntos precisos de tiempo que se repiten constantemente: 1918 y un año no muy alejado de 1970. Si tenemos en cuenta la estimación de los intervalos de confianza de los puntos de ruptura, 12 de los 16 TCRs en los que se ha detectado inestabilidad estructural contienen este primer punto de ruptura y 10 más, el segundo. Por tanto, tanto el abandono del Patrón Oro finalizada la Primera Guerra Mundial como el colapso del sistema de paridades de Bretton Woods, han condicionado el comporta-

¹³ Una explicación puede provenir del hecho que Alemania ha necesitado en la especificación un orden autorregresivo superior a dos.

miento de los TCRs a lo largo del siglo XX. Este resultado, en cambio, quebranta las conclusiones alcanzadas por Hegwood y Papell (1998) para quienes las rupturas se pueden justificar únicamente por factores de naturaleza autóctona (políticos, económicos). No por los grandes acuerdos internacionales.

Finalmente, obsérvese también que el resto de rupturas estimadas se sitúan en la década de los 30 y 40. Además, los TCRs de España y Finlandia exhiben una nueva ruptura en la puesta en funcionamiento de manera efectiva del Patrón Oro (Bordo y Jonung, 2001). Paradójicamente, la peseta española, una moneda periférica, nunca estuvo adherida a este gran acuerdo institucional (Sabaté *et al.*, 2003).

En definitiva, los TCRs tratados de modo individual descubren en promedio dos rupturas estructurales a lo largo del siglo XX. Rupturas que parecen dibujar un patrón internacional común ya que los mismos puntos de ruptura se repiten una y otra vez, con independencia del TCR estudiado. Sin embargo, esta aparente régimen-dependencia no siempre ha sido respaldada en la literatura. El análisis de Taylor (2002a) implica la división del comportamiento de los TCRs en diferentes regímenes. Aunque los regímenes resultantes están conectados con los bien conocidos regímenes monetarios, se considera más apropiado determinar estos períodos sin imponer ninguna restricción a priori. Obteniendo esta información directamente de los datos a través de la aplicación de potentes técnicas econométricas.

En la siguiente sección se evaluará la validez de este patrón internacional.

II. SISTEMA DE ECUACIONES: CO-EVOLUCIÓN.

Hasta el momento, el comportamiento de los TCRs ha sido evaluado de modo individual: ecuación por ecuación. En esta sección, se realiza un ejercicio análogo al anterior pero añadiendo nueva información al modelo. En particular, entendiendo que se puede producir una covariación entre los errores de las diferentes ecuaciones. De manera intuitiva se puede pensar, por ejemplo, que dado que todos los TCRs se enfrentan a un entorno internacional común, o que la toma de decisiones económicas por los diferentes gobiernos nacionales está agudamente interrelacionada, todos los TCRs deberían estar expuestos a los mismos shocks. Por esta razón, un modelo que recoja esta correlación contemporánea de las perturbaciones puede ofrecer una explicación más minuciosa del comportamiento de los TCRs y ayudar a entender qué

shocks son los relevantes en la dinámica presente y futura de los TCRs. Por supuesto, estos shocks alteran cuantitativamente las propiedades de las series de TCR, pero éstas serán analizadas con detalle más adelante.

Se plantea un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionado. Un modelo *SUR*. La especificación continua siendo lineal. El método de estimación es básicamente un estimador mínimo cuadrático ordinario con una matriz de covarianzas particular. Siendo más rigorosos, la estimación es mínimo cuadrática generalizada factible: una estimación *SUR* (Zellner, 1962). La razón para utilizar un modelo de regresión multivariante es ampliamente conocida: se produce una ganancia de eficiencia significativa en la estimación al combinar información de las diferentes ecuaciones, la cual se pretende aprovechar para estimar los puntos de co-ruptura¹⁴.

Los resultados del procedimiento de Bai-Perron parecen evidenciar *de facto* un patrón de rupturas internacional. O dicho de un modo más sencillo, un conjunto de shocks de los que los países en su conjunto no son capaces de escapar. Pero tampoco el tiempo puede disipar el efecto de estos shocks. Al igual que en la sección anterior, el propósito es buscar puntos de ruptura, pero ahora en el marco de un sistema de ecuaciones. Localizar puntos de co-ruptura.

II. 1. Contrastes.

Para estudiar si existe un patrón internacional de rupturas se considera el siguiente sistema de ecuaciones en el cual se ha añadido variables *dummy* para capturar los puntos de co-rupturas:

$$q_{i,t} = \alpha_i + \rho_i q_{i,t-1} + \sum_{j=1}^m (\mu_{i,j} D_j + \delta_{i,j} D_j q_{i,t-1}) + u_{i,t} \quad (2.2)$$

donde el número ecuaciones $i = 1, \dots, 17$ y $t = 1892, \dots, 1996$. D_j es una variable *dummy* que toma valor igual a 1 si $t > TB_j$ y valor 0 en caso contrario. TB_j es el punto de la j -ésima co-ruptura ($j = 1, \dots, m$) y m el número de co-rupturas, ambos

¹⁴ Bai, Lumsdaine y Stock (1998) y Qu y Perron (2007) muestran que los sistemas de múltiples ecuaciones obtienen una mayor precisión de los estimadores. Qu y Perron (2007), además, señalan que la estimación de un punto de ruptura concreto en una ecuación puede ser más precisa cuando el sistema incluye otras ecuaciones, aunque éstas no presenten la ruptura, siempre y cuando los errores estén correlacionados contemporáneamente.

desconocidos. Se asume que los errores $u_{i,t}$ individualmente satisfacen los supuestos clásicos del modelo lineal general¹⁵. En resumen, el modelo (2.2) representa un sistema de procesos $AR(1)$ con $m+1$ regímenes. Como previamente, un modelo de cambio estructural puro. El modelo se estima por el método de mínimos cuadrados generalizados factibles iterados (*MCGFI*) equivalente a la estimación máximo verosímil (Oberhofer y Kmenta, 1974).

Defínase el estadístico de ratio de verosimilitud (LR) que contrasta la hipótesis nula de m rupturas frente a la hipótesis alternativa de $m+1$ rupturas como:

$$LR = T \left(\log |\hat{W}_m| - \log |\hat{W}_{m+1}| \right) \quad (2.3)$$

donde \hat{W}_m y \hat{W}_{m+1} denotan la estimación de la matriz de covarianzas cruzada residual en el modelo con m rupturas y con $m+1$ rupturas, respectivamente. T denota el número de observaciones disponibles. Asintóticamente, el estadístico LR se distribuye bajo la hipótesis nula como una χ^2 con tantos grados de libertad como el número de restricciones impuestas. En lugar de utilizar estos puntos críticos –que en nuestra aplicación pueden resultar inadecuados (Hansen, 2001)– se calcula la distribución bootstrap (véase Tabla 2.2) asumiendo que los p valores iniciales son conocidos, siendo p el orden del proceso autorregresivo.

Para la estimación conjunta de los puntos y el número de co-rupturas se propone seguir un procedimiento de contraste secuencial, poco intensivo computacionalmente, similar a otros propuestos en la literatura (Bai, 1997a,b). Consiste en la búsqueda del punto de co-ruptura dominante condicionado a las co-rupturas previamente estimadas. Es decir, aquel punto de co-ruptura donde se produce una reducción mayor en la estimación del determinante de la matriz de covarianzas cruzadas de los residuos. Esto es, $T\hat{B}_m = \arg \min_{TB_m} |\hat{W}(TB_m)|$ dados los puntos de co-ruptura previamente estimados $(\hat{T}B_1, \dots, \hat{T}B_{m-1})$ y con la imposición de $|\hat{T}B_m - \hat{T}B_i| \geq h$ para

¹⁵ Se ha considerado también un sistema de ecuaciones $AR(2)$:

$$q_{i,t} = \alpha_i + \sum_{p=1}^2 \rho_{pi} q_{i,t-p} + \sum_{j=1}^m \left(\mu_{i,j} D_j + \sum_{p=1}^2 \delta_{pi,j} D_j q_{i,t-p} \right) + u_{i,t}$$

ante la sospecha que este supuesto pueda resultar demasiado restrictivo.

viamente estimados $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{m-1})$ y con la imposición de $|\hat{T}_m - \hat{T}_i| \geq h$ para $i = 0, 1, \dots, m-1, m+1$ con $\hat{T}_0 = 1$ y $\hat{T}_{m+1} = T$ (los regímenes resultantes de la nueva partición deben tener una longitud mínima de h). El método funciona como sigue: se plantea la hipótesis nula de m co-rupturas en $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ frente a la hipótesis alternativa de $m+1$ co-rupturas dadas las $m-1$ primeras co-rupturas en $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$. Si un estadístico LR no puede rechazar la hipótesis nula, el proceso finaliza. Si, por el contrario, la hipótesis nula es rechazada, se avanza en la secuencia. De este modo, el proceso comienza contrastando $m=0$ y continua secuencialmente hasta que la hipótesis nula no puede ser rechazada. El número de co-rupturas estimadas es aquel como tantas veces se ha rechazado la hipótesis nula. En consecuencia, el proceso no es en absoluto sofisticado y consiste en contrastar si la última co-ruptura estimada es estadísticamente significativa.

II. 2. Tipos de cambio reales: co-rupturas.

Siguiendo este procedimiento se ha llegado a los resultados presentados en la Tabla 2.2. El primer punto de co-ruptura dominante se ha localizado en el año 1918 y de acuerdo con el estadístico LR es significativo al 1% ya que 132,3 es sensiblemente superior al valor crítico de la distribución bootstrap. Este resultado es muy coherente. Como se recordará en la Tabla 2.1, cuando se aplicó la metodología de Bai-Perron, tres de cada cuatro TCRs que presentaban al menos una ruptura se descubría en este punto. Siguiendo entonces este mismo razonamiento, uno esperaría que el segundo punto de co-ruptura dominante se localizara en la década de los 70. Sorprendentemente, una vez fijado la primera co-ruptura en 1918, el segundo punto dominante se localiza en 1939. Es allí donde se observa una mayor reducción en el determinante de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos. El estadístico LR es de nuevo significativo y ofrece evidencia a favor de la existencia de al menos dos co-rupturas. El tercer paso consiste en contrastar la hipótesis nula de dos co-rupturas en 1918 y 1939 frente a la alternativa de una co-ruptura adicional. El estadístico LR alcanza el valor de 110,3 en el año 1976. Como éste es claramente superior a 89,8 –el valor crítico– se concluye que esta nueva co-ruptura también es significativa al 1%. Para finalizar, el contraste IV muestra que las variables *dummy* que incorporan una cuarta co-ruptura no son significativamente diferentes de cero. De este modo, los datos no apoyan una cuarta co-ruptura.

Tabla 2.2. Estimación de los puntos de co-ruptura. Sistema de ecuaciones AR(1).

Test	Hipótesis nula / alternativa	Estadístico LR	Puntos de co-ruptura estimados $\hat{T}B_j$			
			$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$
I	0 rupturas / 1 ruptura	132,3***	1918			
II	1 ruptura en $\hat{T}B_1$ / 2 rupturas	227,7***		1939		
III	2 en $\hat{T}B_1$, $\hat{T}B_2$ / 3 rupturas	110,3***			1976	
IV	3 en $\hat{T}B_1$, $\hat{T}B_2$, $\hat{T}B_3$ / 4 rupturas	81,6				1954

NOTAS: LR denota el estadístico de ratio de verosimilitud definido en (2.3).

2.000 pseudo-muestras han sido generadas bajo la hipótesis nula siguiendo el modelo (2.2) por el método de *MCGFI* mediante la técnica bootstrap paramétrica (asumiendo que los p valores iniciales son conocidos). Debido a la especial naturaleza del TCR finlandés durante el primer régimen (Perron y Rodríguez, 2003) no se ha generado estas pseudo-submuestras.

Los valores críticos para el estadístico LR son los siguientes: contraste I: 76,0 y 88,8; contraste II: 70,4 y 80,8; contraste III: 77,8 y 89,8; contraste IV: 81,8 y 99,4, para los niveles de significatividad del 5 y 1%, respectivamente.

*** Denota significatividad al 1%.

Por tanto, el modelo que mejor describe los datos es aquel que permite tres co-rupturas. O lo que es lo mismo, aquel que admite cuatro regímenes. Los regímenes resultantes encajan de modo claro con los bien conocidos regímenes monetarios. El primer régimen comprende los 27 años iniciales de la muestra (1892-1918) y están gobernados por las reglas del Patrón Oro. El segundo régimen es más corto y cubre el periodo 1919-1939. Está acoplado en el periodo de entreguerras. Éste es un espacio dominado por la flexibilidad de los tipos de cambio y por la intentona de recobrar la credibilidad y la estabilidad existente en el extinguido periodo del Patrón Oro (Eichengreen, 1988). El tercer régimen (1940-1976) incluye los años de la Segunda Guerra Mundial y los años durante los cuales los tipos de cambio estaban determinados por el sistema de paridades de Bretton Woods. Por último, el colapso del sistema de Bretton Woods determina el comienzo de un nuevo régimen, el cuarto, que se desarrolla desde 1977 hasta 1996.

II. 3. Robustez de los resultados.

En esta subdivisión se intenta dar fuerza a los resultados que acaban de ser presentados. Los puntos que creemos más vulnerables en nuestro análisis son dos. En primer lugar, el método por el cual se fija los puntos de co-ruptura puede condicionar la localización de nuevos puntos de co-rupturas. En este sentido, por ejemplo, Bai (1997b) ha propuesto un método muy simple de refinamiento de la estimación de

los puntos de ruptura cuando $m \geq 2$ con la ventaja que no altera la distribución asintótica de los estadísticos. Y en segundo lugar, en el sistema de ecuaciones se incluye tanto TCRs que pertenecen a países industrializados como países que no lo son. Sin embargo, quizá puedan existir demasiados factores que imposibilitan que ambos grupos puedan ser equiparados.

Intentando solventar estas deficiencias se ha modificado la base de datos. La nueva base de datos está compuesta por 16 países industrializados y se ha extendido la muestra hasta cubrir el periodo 1881-2008 (véase Anexo 2.A para más detalles). Asimismo, en la especificación del sistema de ecuaciones se ha prescindido de las variables *dummy* de tal modo que

$$q_{it} = \alpha_{i,j} + \sum_{p=1}^{p \max} \rho_{pi,j} q_{it-p} + u_{it} \quad (2.4)$$

para $i = 1, \dots, N$, $t = TB_{j-1} + 1, \dots, TB_j$ y $j = 1, \dots, m+1$. m es el número de co-rupturas que se producen en los puntos (TB_1, \dots, TB_m) y por convención $TB_0 = 0$ y $TB_{m+1} = T$. $p \max = 1,2$ igual para todo el sistema y todos los regímenes. De nuevo, el modelo se estima por el método de *MCGFI*. Se ha modificado también el criterio de selección del número de rupturas. Aunque es análogo al anterior, éste ha sido confiado a criterios de información (Perron, 2006). Esto equivale a una estimación simultánea de los puntos de co-ruptura. Como es bien conocido la estimación simultánea hace la tarea más compleja ya que el número de combinaciones factibles de los puntos de ruptura es de orden $O(T^m)$ ¹⁶.

El procedimiento consiste en estimar el número y la localización de las co-rupturas minimizando la versión multivariante del criterio de información Bayesiano de Schwarz que se define como:

$$MSBIC(m) = \log |\hat{W}(m)| + k \frac{\log T}{T} \quad (2.5)$$

¹⁶ En este caso, dado que la longitud mínima del régimen $h = \varepsilon T$, las combinaciones de co-rupturas factibles son: $T+1-2h$ cuando $m=1$; $(T+2-3h)(T+1-3h)/2$ cuando $m=2$; $1+\sum_{t=2}^{T+1-4h}((t+1)t)/2$ cuando $m=3$; etc. Aunque Qu y Perron (2007) discuten un algoritmo más eficiente, extensión del algoritmo de Bai y Perron (2003), se ha seguido una búsqueda estándar.

donde $\hat{W}(m)$ es la estimación de matriz de covarianzas de los residuos en un modelo con m rupturas, $k = N(1+p)(m+1)$ el número total de regresores en el sistema de N ecuaciones y T el número de observaciones. En otras palabras, el número estimado de co-rupturas dado una banda superior M para m es $\hat{m} = \arg \min_{m \leq M} MSBIC(m)$. Se impone además una banda superior $M = 4$ ya que es el número máximo de rupturas estimado con el análisis univariante.

Tabla 2.3. Selección del número y los puntos de co-ruptura.

m	$MSBIC$	Puntos ruptura estimados \hat{T}_j			
		$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
Sistema de ecuaciones $AR(1)$					
0	-83,594				
1	-83,485	1922			
2	-84,160 ***	1918	1939		
3	-83,779	1918	1939	1972	
4	-83,096	1918	1937	1956	1984
Sistema de ecuaciones $AR(2)$					
0	-83,200				
1	-83,193	1919			
2	-83,991 ***	1918	1937		
3	-83,162	1918	1937	1972	
4	-82,128	1918	1937	1956	1976

NOTAS: *** Denota la selección del modelo bajo el criterio de minimización del estadístico $MSBIC$.

La Tabla 2.3 muestra que el número de co-rupturas estimadas bajo este esquema es dos, independientemente que consideremos un sistema de ecuaciones $AR(1)$ o un sistema $AR(2)$ ¹⁷. Además, los puntos de co-ruptura coinciden con los estimados previamente, lo que puede ser interpretado como un signo de robustez de los resultados presentados. De nuevo, 1918 y 1939 (1937 en el sistema $AR(2)$) se presentan como años que perturban enérgicamente el comportamiento de los TCRs. A diferencia del procedimiento secuencial, este método sólo dibuja tres grandes regímenes cambiarios. El amplio régimen 1940-2008 está dividido en dos regímenes independientes bajo el procedimiento secuencial. Con todo, de acuerdo con los resultados mostrados en la Tabla 2.1, quizá resulte excesivo decir que este hecho se debe al comportamiento de los dos países latinoamericanos.

¹⁷ Si se tiene en cuenta el criterio $MSBIC$ como criterio para elegir entre los dos modelos rivales, indudablemente se elegiría el sistema de ecuaciones $AR(1)$.

2.4. Propiedades estocásticas de los TCRs.

Persistencia.

I. CONCEPTO Y ANTECEDENTES.

El concepto de persistencia dentro del análisis de series temporales hace referencia a la dependencia entre datos temporales distantes. Normalmente, se dice que los TCRs son persistentes porque después de un shock éstos tardan mucho tiempo en volver a su nivel de equilibrio. Su velocidad de reversión es extremadamente lenta. La medida de persistencia más extendida en la literatura empírica de los TCRs es la *half-life*, un concepto originario de la física, que se define como el número de periodos de tiempo necesarios para que un shock unitario desparezca en un 50%. Sin embargo, Cheung y Lai (2000b) han señalado que puede ser una medida imprecisa de la persistencia de los TCRs. Por este motivo Cheung y Lai recomiendan el análisis impulso-respuesta para su cómputo. Una elevada *half-life* está asociada al predominio de los shocks reales: tecnológicos, de gustos. Sin embargo, los TCRs –y también los nominales- fluctúan extraordinariamente en el corto plazo. Esta elevada volatilidad observada sólo puede ser explicada por shocks de naturaleza nominal, como los shocks financieros y monetarios que tienen un efecto transitorio en el comportamiento de los TCRs. Pero si los TCRs fluctúan tanto en el corto plazo, ¿por qué no vuelven a su nivel de equilibrio de largo plazo más rápidamente? Digamos, uno o dos años conforme los precios y salarios se ajustan al shock. Esta cuestión es lo que ha sido enunciado por Rogoff (1996) como el *PPP puzzle*. La incapacidad de los estudios empíricos en desvelar estimaciones de la *half-life* por debajo del intervalo de los 3 y 5 años.

En el análisis de la persistencia de los TCRs, no obstante, han sido señalados varios sesgos. Casi todos ellos han aportado un cierto grado de escepticismo en la interpretación de la persistencia. La agregación, ya sea temporal (Taylor, 2001; Chambers, 2005) como sectorial (Imbs *et al.*, 2005; Gadea y Mayoral, 2009), las no linealidades (Taylor *et al.*, 2001, Sarno y Valente, 2006), el análisis de muestras no demasiado amplias (Murray y Papell, 2002; Choi *et al.*, 2006; entre otros) o la inestabilidad estructural (Hegwood y Papell, 1998; 2002) han estado en el algún momento en el epicentro del debate. Aquí, nos interesamos únicamente en los dos últimos pero tratados de manera conjunta.

Es bien conocido que la inclusión de variables dependientes retardadas como regresores aunque producen estimadores *MCO* consistentes son sesgados en muestras finitas. Sin embargo, no es fácil encontrar una función que relacione el sesgo del estimador *MCO* con los valores de los parámetros. Analíticamente existen aproximaciones. Shaman y Stine (1988) muestran que el sesgo medio de orden T^{-1} del estimador *MCO*, por ejemplo, en un proceso *AR(2)* estacionario con coeficientes (ρ_1, ρ_2) , es $(-\rho_1, 1 - 3\rho_2)/T$ cuando la media del proceso es conocida y $(1 - \rho_1 - \rho_2, 2 - 4\rho_2)/T$ cuando la media es desconocida, siendo T el tamaño de la muestra. Pero la función de sesgo puede ser también estimada de modo más sencillo mediante técnicas de simulación. Siguiendo esta estrategia, Tanizaki (2000) ha obtenido el sesgo medio y el sesgo mediano de los coeficientes estimados en muestras pequeñas. Ambos sesgos –medio y mediano– son considerables pero el problema se agrava aún más cuando el parámetro ρ_1 se aproxima a la unidad (aumenta el grado de persistencia) y cuando el número de variables exógenas innecesarias aumenta, al menos en un proceso autorregresivo de primer orden.

Conscientes que la medida de persistencia de los TCRs habitualmente utilizada en el campo empírico estaba sesgada hacia abajo, Murray y Papell (2002, 2005b) utilizaron los estimadores *medianamente insesgados exactos* de Andrews (1993) y *medianamente insesgados aproximados* de Andrews y Chen (1994) para obtener un indicador realista del verdadero valor de la persistencia de los TCRs. Ciertamente esto todavía ofrecía mayor evidencia a favor del *PPP puzzle*. La estimación puntual insesgada de la vida media de las desviaciones de la PPA estaba dentro del intervalo ‘implícito’ de los 3-5 años señalado por Rogoff (1996) pero las bandas superiores de los intervalos de confianza eran infinitas. Es decir, no dejaban ver una imagen completa de la velocidad a la que los shocks se desvanecen y el *PPP puzzle* intensificaba su fortaleza. Además, Caporale *et al.* (2005) observaron que cuando el supuesto de normalidad en la obtención de los intervalos de confianza en Murray y Papell (2002) se relaja, el grado de persistencia de las desviaciones todavía era mayor. Sin embargo, Cashin y McDermott (2003) han apuntado que, tanto la estimación puntual como la estimación de los intervalos de confianza de las *half-lives*, se puede reducir sensiblemente cuando se utiliza estimadores medianamente insesgados que son robustos a la heterocedasticidad. Los métodos de panel, por otra parte, parecían ir en la buena dirección en la resolución del *PPP puzzle* pero en cuanto el sesgo ha sido corregido, los re-

sultados arrojan más sombras que luces. Por ejemplo, Murray y Papell (2005a), en un panel de 20 países en el periodo post-Bretton Woods, han estimado intervalos de confianza mucho más ajustados pero todavía demasiado amplios para ser justificados por modelos con rigideces nominales. Mismos resultados han sido descubiertos por Choi *et al.* (2006) aunque éstos corrigen varias fuentes de sesgo a la vez¹⁸.

Por último, el grado de persistencia de las variables macroeconómicas puede ser sobreestimado si no se tienen en cuenta potenciales rupturas estructurales (Perron, 1989). A pesar de ser este un resultado ampliamente conocido, no se ha afianzado en la literatura empírica de la persistencia de los TCRs. Sin embargo, como ha sido puesto de relieve por Hegwood y Papell (1998), las estimaciones de las *half-lives* sufren una notable reducción –entre el 26 y 65%– cuando se permite que los TCRs reviertan a un equilibrio que cambia en el tiempo¹⁹. Asimismo, en un contexto no lineal, Sarno y Valente (2006) han demostrado que cuando se permite distinguir entre diferentes regímenes nominales, la persistencia de los TCRs no es tan desconcertante como se pensaba.

II. MÉTODO.

El objetivo es estudiar las propiedades estocásticas de los TCRs, en particular, la persistencia. Como ha sido señalado más arriba, varios factores pueden poner en duda una estimación de esta medida. Aquí serán abordados dos fuentes de sesgo: la inestabilidad estructural y el hecho de disponer de muestras pequeñas. Ambos sesgos parecen desenvolverse en dirección opuesta por lo que el efecto final en la estimación insesgada de la persistencia es a primera vista incierto. El primer sesgo, el cambio estructural, será eliminado tomando los resultados anteriores (Sección 3.II.2). Es decir, una vez localizados los shocks de naturaleza permanente –corrupturas los hemos llamado– se pueden definir varios regímenes que cumplen la hipótesis de estabilidad estructural y, consecuentemente, eliminar su sesgo. Las *half-lives* serán estimadas para los regímenes resultantes. Obsérvese que esta pri-

¹⁸ Véase Pesavento y Rossi (2007) para un extenso tratamiento de la cuestión.

¹⁹ En un trabajo más reciente estos mismos autores (Hegwood y Papell, 2002), utilizando la misma metodología en una muestra más amplia, presentan una mayor reducción en la estimación de las *half-lives*: entre el 38 y 92% menor. Sin embargo, ambas estimaciones son sesgadas ya que no corrigen el sesgo derivado de trabajar con muestras finitas. Retomando estos resultados, recientemente Ozer-Balli *et al.* (2010) han corregido este último sesgo.

mera corrección acentúa el segundo sesgo ya que las muestras originales se hacen todavía más pequeñas. Es bien conocido que en muestras pequeñas tanto una estimación *MCO* como una estimación *SUR* están sesgadas significativamente hacia abajo. Además, como ha sido señalado por Kiviet *et al.* (1995), es difícil demostrar analíticamente cuál de los dos estimadores es más insesgado. Aquí, con el argumento de ganancia de eficiencia en la estimación, se sigue confiando en la estimación de un sistema de ecuaciones.

Por tanto, para cada uno de los regímenes se plantea el siguiente sistema de ecuaciones $AR(p)$ aparentemente no relacionado:

$$q_{i,t}^{(reg)} = \alpha_i^{(reg)} + \sum_{p_i=1}^{p_i \max} \rho_{pi}^{(reg)} q_{i,t-p}^{(reg)} + u_{i,t}^{(reg)} \quad (2.6)$$

donde $reg = 1, \dots, 4$ denota el régimen objeto de estudio para el TCR i y $t = 1892, \dots, 1914$ si $reg = 1$; $t = 1919, \dots, 1939$ si $reg = 2$, etc. (véase Tabla 2.2)²⁰.

Se permite que el orden p_i del proceso autorregresivo varíe entre regímenes e individuos. Este punto es crucial ya que el modelo (2.6) se estima por el método de *MCGF*. Los coeficientes se estimarían inconsistentemente si el modelo estuviera mal especificado. Por consiguiente, p_i se elige ecuación por ecuación de acuerdo con el criterio *general-to-specific* de Hall (1994) con un número máximo de variables endógenas retardadas $p_i \max = \sqrt[3]{T}$ (Said y Dickey, 1984). Por último, nótese que, a diferencia de otros estudios multivariantes, por ejemplo, Murray y Papell (2005a) y Choi *et al.* (2006), se permite heterogeneidad en la persistencia entre individuos.

Se utiliza el método *bootstrap after bootstrap* de Kilian (1998) para la estimación puntual y los intervalos de confianza de las *half-lives*. Éstos se obtienen estimando las funciones impulso-respuesta. El método de Kilian consiste en llevar a cabo un *bootstrap* que corrige el sesgo de los parámetros del modelo antes de ejecutar el *bootstrap* estándar. Además, en este proceso de ajuste de sesgo se realiza una ‘corrección de estacionariedad’ siempre y cuando las estimaciones iniciales de los parámetros cumplan la hipótesis de estacionariedad. En caso contrario, no se da tal corrección.

²⁰ Las observaciones de los años 1915 a 1918 se han eliminado para evitar observaciones atípicas derivadas del periodo de la Primera Guerra Mundial lo cual podría inducir una raíz explosiva en los parámetros autorregresivos.

ción. Esta rectificación sólo pretende no poner la estimación de los parámetros en una parte no estacionaria (véase Kilian (1998)).

III. RESULTADOS EMPÍRICOS.

Los resultados de la Tabla 2.4 contradicen alguna de las ideas instauradas en la literatura empírica. En primer lugar, los análisis multivariantes, en concreto, los métodos de panel, consiguen presentar intervalos de confianza de las *half-lives* mucho más ajustados. En este sentido, por ejemplo, Murray y Papell (2005a) y Choi *et al.* (2006) presentaron por separado un intervalo de confianza corregido de sesgo para el periodo post-Bretton Woods muy próximo a los 2,5 años en su banda inferior y los 4 ó 5 años en la banda superior. Sin embargo, este intervalo de confianza ha sido calculado bajo el supuesto de homogeneidad. Es decir, la persistencia de todos los TCRs en el panel es uniforme dentro del régimen objeto de estudio. Objetivamente, de acuerdo con la Tabla 2.4 (representado en el Gráfico 2.1), si en algún régimen es más razonable aceptar el supuesto de homogeneidad es durante el régimen post-Bretton Woods (periodo 1977-1996). La estimación puntual de las *half-lives* no está muy alejada de los 2,5 ó 3,5 años para la mayoría de los TCRs. Pero obsérvese también que la banda superior de los intervalos de confianza es notoriamente heterogénea oscilando entre los 4 años de Portugal y los 46 años de Suiza. Sin embargo, la mayor heterogeneidad se observa de manera sorprendente en el régimen de Bretton Woods (periodo 1940-1976) donde las estimaciones puntuales medio-insesgadas de las *half-lives* oscilan entre los 1,2 años (España) y los 21,3 años (Alemania). Algunos trabajos parcamente han señalado esta heterogeneidad como origen de un nuevo enigma (Cheung y Lai, 2000a; 2008; Rossi, 2005) y los resultados que aquí se presentan parecen apoyar esta hipótesis. Es más, en la Tabla 2.4 se muestra que esta heterogeneidad en el grado de persistencia no sólo se produce entre individuos sino que también emerge entre regímenes.

Obviar esta heterogeneidad sólo introduce un nuevo sesgo en la estimación de las *half-lives*²¹. Probablemente el comportamiento de las variables fundamentales que están detrás de estos patrones de conducta puedan ayudar a esclarecer el fenómeno pero es un tema verdaderamente poco investigado y necesita más estudio para

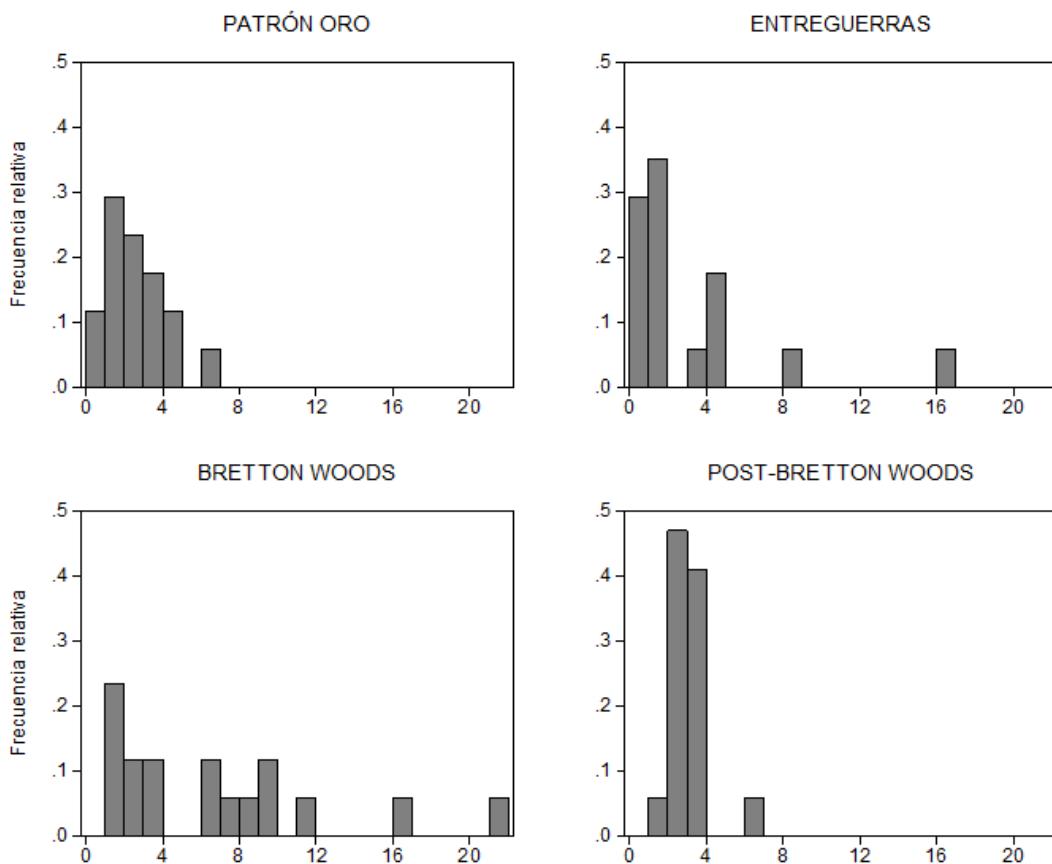
²¹ Para una discusión reciente sobre este aspecto, véase, por ejemplo, Koedijk *et al.* (2011).

Tabla 2.4. Estimación medio-insesgada de las *half-lives*.

	1892-1914			1919-1939			1940-1976			1977-1996		
	HL _{MI}	95% IC	HL _{MI}	95% IC	HL _{MI}	95% IC	HL _{MI}	95% IC	HL _{MI}	95% IC	HL _{MI}	95% IC
Alemania	2,15	[1,28-2,93]	3,19	[1,32-10,16]	21,27	[1,43- ∞)	3,20	[1,20-6,76]				
Argentina	4,41	[0,76-7,92]	1,03	[0,52-2,45]	3,51	[1,15-7,55]	2,48	[1,00-6,41]				
Australia	3,24	[0,71-10,70]	0,64	[0,40-1,22]	2,81	[1,27-4,30]	3,61	[1,35-16,41]				
Bélgica	0,82	[0,42-14,30]	4,43	[1,39-12,30]	9,38	[2,51-28,95]	2,59	[1,07-4,86]				
Canadá	3,03	[0,96-7,09]	0,97	[0,49-2,51]	7,43	[1,79-14,62]	3,31	[0,63-17,64]				
Dinamarca	0,85	[0,47-1,74]	1,75	[0,58-5,31]	1,88	[0,92-3,24]	2,38	[0,57-9,31]				
España	3,70	[0,69-11,82]	1,68	[0,52-5,57]	1,23	[0,65-2,46]	3,00	[0,68-18,80]				
Finlandia	1,46	[0,55-3,28]	16,31	[1,80- ∞)	9,74	[2,37-30,34]	2,89	[1,07-6,00]				
Francia	2,33	[0,62-6,01]	1,95	[0,58-6,66]	8,34	[3,84-11,63]	2,95	[1,29-5,67]				
Holanda	1,79	[0,56-3,90]	4,75	[0,71-33,67]	3,92	[2,37-5,45]	3,39	[1,42-7,00]				
Italia	2,08	[0,49- ∞)	1,82	[0,83-3,44]	16,51	[2,00- ∞)	3,75	[1,64-8,22]				
Méjico	1,19	[0,59-1,85]	1,67	[0,81-3,04]	1,90	[1,32-2,49]	3,00	[1,19-5,99]				
Noruega	2,20	[0,80-4,27]	0,92	[0,49-2,48]	6,54	[1,70-17,28]	2,46	[1,10-4,87]				
Portugal	1,92	[0,66-4,30]	0,93	[0,50-2,02]	1,94	[0,84-3,35]	2,28	[1,05-4,03]				
Reino Unido	6,19	[0,73-28,05]	4,52	[1,36-14,24]	11,46	[3,76-35,02]	2,73	[0,88-7,45]				
Suecia	1,78	[0,83- ∞)	8,18	[0,78- ∞)	2,03	[0,84-4,09]	1,61	[0,55-7,33]				
Suiza	4,44	[0,66-20,99]	0,90	[0,48-2,58]	6,14	[3,40-9,54]	6,35	[1,76-46,30]				
Mediana	2,15	[0,66-7,09]	1,75	[0,58-5,31]	6,14	[1,70-9,54]	2,95	[1,07-7,00]				

NOTAS: Estimación de las *half-lives* medio-insesgadas (HL_{MI}) a través de las funciones impulso-respuesta siguiendo el método *bootstrap after bootstrap* propuesto por Kilian (1998). El Modelo (2.6) ha sido estimado por MCGF, seleccionando el orden p del proceso autorregresivo, ecuación por ecuación, de acuerdo con el criterio *general to specific* (Hall, 1994) con un p máximo igual $T^{1/3}$. El proceso ha requerido generar $(1.000 + 1.000 \times 1.000)$ réplicas. En el cálculo de las bandas superiores de los intervalos de confianza (IC), los valores superiores a 50 años han sido expresados como infinito.

Gráfico 2.1. Histograma de la estimación puntual de las *half-lives*.



Elaboración a partir de la Tabla 2.4.

su esclarecimiento²².

En segundo lugar, las conclusiones que se extraen de la Tabla 2.4 no respaldan la afirmación de Taylor (2002a) quien asegura que la persistencia de los TCRs se ha mantenido estable a lo largo del siglo XX. Todo lo contrario. Cada régimen, y por extensión con lo anterior, cada TCR dentro de cada régimen, muestra unas propiedades bien diferentes. El régimen menos persistente, el régimen de entreguerras (periodo 1919-1939), un periodo en el que predominaron los shocks monetarios, muestra una estimación de las *half-lives* por debajo de los 2 años para dos de cada tres TCRs mientras que en el régimen más persistente, el régimen de Bretton Woods, sólo cuatro TCRs cumplen esta afirmación. Es cierto que durante el régimen de entreguerras se observan algunas bandas superiores de los intervalos de confianza no acotadas, pero la mitad de ellas no superan los 5,3 años de vida.

²² En el Capítulo 3 se retoma de nuevo esta cuestión. Unos primeros resultados preliminares pueden encontrarse, por ejemplo, en Cheung y Lai (2000a, 2008) y Cashin y McDermott (2006). Un análisis más refinado es realizado por Kanas (2009).

Tercero, algunos trabajos han encontrado una aparente correlación entre el régimen nominal de los tipos de cambio y el grado de persistencia de los TCRs (Mussa, 1986; Caporale *et al.*, 1994; Cheung y Lai, 2000a; Lothian y McCarthy, 2002, Cashin y McDermott, 2006; Sarno y Valente 2006; etc.). Aunque no está muy clara la magnitud y dirección de esta relación, Sarno y Valente (2006) señalaron que los regímenes nominales fijos son más persistentes mientras que los regímenes flexibles lo son menos. Como ilustración, un shock del 1% dura en promedio 1,8 años durante un régimen de tipos nominales flexibles mientras que este mismo shock puede tardar 15 años en desaparecer en un régimen de tipos fijos. Esta proposición, sin embargo, de modo global, no está respaldada por los resultados presentados en la Tabla 2.4. El régimen menos persistente, el régimen de entreguerras, fue un régimen de tipos nominales generalmente flotantes. Pero los TCRs durante el régimen del Patrón Oro (periodo 1892-1914), un régimen de tipos nominales fijos con estrictas reglas de juego institucionales, son menos persistentes que durante el régimen de tipos nominales flexibles post-Bretton Woods. De hecho, la estimación de la persistencia durante el régimen del Patrón Oro está muy próxima al régimen de entreguerras aunque los intervalos de confianza de este último están más ajustados. Individualmente, sólo para un reducido número de países (Argentina, Canadá, Francia, Italia, Noruega y Reino Unido) se observa que el tránsito de un régimen de tipos nominales fijos a un régimen de tipos nominales flexibles reduce la estimación puntual de las *half-lives*. Y por el contrario, la magnitud de las *half-lives* aumenta conforme se camina de un régimen de tipos nominales flexibles a uno de tipos fijos. Pero para el resto de los TCRs estudiados esta relación es más confusa aunque se advierte que el transito del régimen de entreguerras al régimen de Bretton Woods generó un aumento generalizado de la persistencia de los TCRs.

Y finalmente, a pesar de corregir dos fuentes importantes de sesgo, en un marco multivariante donde se gana precisión en la estimación, y haber permitido heterogeneidad en la velocidad a la que shocks se desvanecen entre los diferentes países, el grado de persistencia de los TCRs continua siendo un auténtico enigma. Con independencia del régimen monetario, las estimaciones medio-insesgadas de las *half-lives* de los shocks son demasiado elevados para ser explicados por la rigidez de los salarios y los precios nominales. Únicamente durante el régimen de entreguerras la estimación puntual de las *half-lives* podría explicarse por la rigidez de los precios.

2.5. Conclusiones.

En el análisis empírico de las propiedades de los TCRs se ha asumiendo habitualmente que el proceso generador de los datos subyacente es el mismo entre períodos de tiempo alejados. Utilizando potentes herramientas econométricas, se ha demostrado que la toma en consideración de rupturas estructurales genera un sesgo importante en la estimación de la persistencia. Además, éste agrava otra fuente insalvable de sesgo: trabajar con muestras pequeñas. Ambas cuestiones han sido abordadas de manera conjunta en este capítulo.

El análisis univariante ha señalado inicialmente un buen número de shocks de naturaleza permanente. Shocks que alteran para siempre la dinámica de los TCRs. Aunque cada TCR de modo individual descubre sus propios shocks, parece entreverse un patrón común. Tanto el abandono del régimen del Patrón Oro –una vez finalizada la 1^a Guerra Mundial– como el colapso del sistema de Bretton Woods han tenido un impacto significativo en el comportamiento de los TCRs. Asimismo, se intuye una nueva ruptura durante los años de la década de los 30 y los 40. Este patrón *de facto* ha sido revalidado a través de un análisis multivariante donde se ha utilizado la interrelación entre las diferentes monedas para obtener estimaciones de estos shocks más precisas.

El análisis de la persistencia se ha llevado a cabo teniendo en cuenta el efecto de estos shocks. Aunque los resultados obtenidos siguen chocando frontalmente con el *PPP puzzle*, aportan, sin embargo, algunas ideas novedosas al debate. En primer lugar, no parece razonable aceptar el supuesto de homogeneidad transversal cuando se trabaja con panel de datos. Al menos, cuando se estima la cota superior de los intervalos de confianza de las *half-lives*. Además, esta heterogeneidad en la persistencia no se produce únicamente dentro del régimen monetario sino que también subyace entre los diferentes regímenes. Obviar esta heterogeneidad sólo añade un nuevo sesgo en la estimación de la persistencia. Segundo, aunque Taylor (2002a) cree firmemente que la persistencia de los TCRs se ha mantenido estable a lo largo del siglo XX, esto no parece ser así. El régimen de entreguerras, una etapa caracterizada por contundentes shocks monetarios, es el único régimen que muestra estimaciones de las *half-lives* por debajo de los 2 años. Es decir, un periodo de tiempo razonable para que los TCRs vuelvan a su nivel de equilibrio a largo plazo de acuerdo con los modelos macroeconómicos dominantes. Tercero, algunos estudios han conectado directa-

mente el régimen nominal con la velocidad a la que los shocks se desvanecen. Por ejemplo, Sarno y Valente (2006) han señalado que los shocks tardan menos tiempo en desvanecerse durante regímenes nominales flexibles puesto que los tipos nominales hacen más ágil este proceso. Los resultados aquí presentados, sin embargo, descubren una conexión más débil. En cambio, sí se distingue de manera no ambigua un aumento substancial de la persistencia en el tránsito del régimen de entreguerras al régimen de Bretton Woods. Este último régimen, sorprendentemente muy heterogéneo además de ser el más persistente.

Es probable que las diferencias observadas en el comportamiento de las propiedades de los TCRs puedan ser atribuidas a diferencias en la política económica que se ha seguido. Que las decisiones tomadas por los responsables de formular la política económica hayan hecho que los shocks se absorban con mayor o menor celeridad. Sin embargo, cuando se trata de identificar variables para explicar este fenómeno, no todas los fundamentos van a tener el mismo protagonismo. Cuestión que será abordada en el próximo capítulo.

2.6. Agradecimientos.

Quiero agradecer a Jae Kim, Denzil G. Fiebig y Nikolay Gospodinov su disposición y gentileza al hacerme llegar sus rutinas GAUSS para la estimación de sus modelos. Aunque sus trabajos no han sido aplicados en esta última versión del capítulo, fueron de ayuda en la comprensión y elaboración de algunas de las rutinas MATELAB empleadas en este capítulo. Por supuesto, cualquier error es obra del autor.

2.7. Anexos.

ANEXO 2.A. Datos.

El grueso de los datos procede del trabajo de Taylor (2002a). Se han modificado del siguiente modo:

TIPOS DE CAMBIO NOMINALES: a final de periodo durante 1997-2008 han sido extraídos del International Financial Statistics (IFS) del Fondo Monetario Internacional. Para los países integrantes de la zona euro se ha utilizado las cotizaciones euro-dólar a partir de 1999 y las paridades irrevocables de las monedas nacionales con el euro. PORTUGAL: 1880-1889 calculados mediante triangulación: tipos nominales del real con la libra esterlina obtenidos de Mata y Valério (1996). Hasta 1891 Portugal permaneció dentro del sistema del Patrón Oro y los tipos a la par del real eran 1€ = 4.500 reales (Nunes *et al.*, 2005). Los tipos libra esterlina-dólar americano se han tomado de Taylor (2002a). SUIZA: 1992-2008, IFS.

ÍNDICE DE PRECIOS: Entre paréntesis se muestra el periodo de actualización con los datos del IFS correspondientes al IPC salvo dicho lo contrario. ALEMANIA, (1992-2008); AUSTRALIA, (1997-2008); BÉLGICA, (1997-2008); CANADÁ, (1948-2008); DINAMARCA, (1949-2008); ESPAÑA, (1948-2008); ESTADOS UNIDOS, (1997-2008); FINLANDIA, (1996-2008); FRANCIA, (1996-2008); HOLANDA, (1949-2008); ITALIA, (1996-2008); JAPÓN, 1880, índice de precios al por mayor de Mitchell (1992); 1881-1947 inflación tomada de Bordo *et al.* (2001); (1948-2008, IFS); NORUEGA, (1997-2008); PORTUGAL, (1948-2008); REINO UNIDO, (1997-2008); SUECIA, (1948-2008); SUIZA, 1880-1992 Historical Statistics of Switzerland en (The Swiss economic and social history online database: Preise. Table H.1: <http://www.eso.uzh.ch/modul4.html>); (1993-2008, IFS).

Capítulo 3

Inestabilidad en la persistencia. El poder de los fundamentos.

...Probably the most solid “fact” in the empirical exchange rate literature is that over sufficiently long periods, exchange rates do tend to move in the direction predicted by “purchasing power parity”...

Kenneth Rogoff (2009)
Review of World Economics, 145.

RESUMEN:

Este capítulo encaja a lo largo del siglo XX dos teorías rivales: la teoría de la paridad poder adquisitivo (PPA), por la que los tipos de cambio reales (TCRs) deberían ser estacionarios, y su versión de los mercados eficientes, según la cual los TCRs deberían exhibir una raíz unitaria. Durante el Patrón Oro, un periodo de tipos fijos, los TCRs fueron mayoritariamente estacionarios. Pero también lo fueron durante el periodo más reciente de flotación cambiaria. De hecho, las habituales clasificaciones institucionales parecen perder toda su vigencia cuando se relacionan con la persistencia de los TCRs. En cambio, esta vez parece que los fundamentos económicos sí pueden arrojar luz a la hora de explicar estos patrones de persistencia. Existen variables como los tipos de interés y la volatilidad de los tipos de cambio con un firme efecto sobre la probabilidad que la teoría de la PPA se cumpla. Paradójicamente, el arbitraje espacial de bienes, pieza clave de la teoría de la PPA, tiene un efecto confuso sobre la persistencia. Como también parecen tenerlo los fundamentos monetarios.

Clasificación JEL: C22; C25; F31.

Palabras Clave: Tipo de cambio real; cambios múltiples en persistencia; regímenes estacionarios y no estacionarios; fundamentos económicos.

3.1. Introducción.

La estacionariedad de los tipos de cambio reales (TCRs) ha sido vista por la economía internacional como una trivialidad (Dornbusch y Krugman, 1976; Rogoff, 1996). Una propiedad que es cómodamente digerible sin demasiado esfuerzo. Sin embargo, en el análisis empírico esto no siempre ha sido así. Han existido períodos de amplio consenso a favor de esta idea y espacios de tiempo donde se ha defendido la postura contraria (Taylor, 1995; Taylor, 2006). Hoy nos encontramos en aquella fase del ciclo que afirma que en el largo plazo los TCRs retornan a su nivel de equilibrio predicho por la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA) (Rogoff, 2009). Taylor (2002a), ha ido incluso más lejos, y liquidando de modo definitivo la teoría de los ciclos, ha señalado que es improductivo seguir dedicando esfuerzos a esta cuestión. Pero incluso hoy, la evidencia empírica no es en absoluto unánime. En el capítulo anterior, siguiendo a Taylor (2002a), se trató esta cuestión siempre bajo el esquema de trabajo que los tipos de cambio, independientemente del régimen, mantenían la propiedad de estacionariedad. Es decir, conservaban persistencia finita. Sin embargo, los resultados anteriores y también los que directamente emanen de esta rama de la literatura dejan entrever un cambio de paradigma. La estabilidad de la persistencia finita de los TCRs durante este último siglo no parece garantizada. O, al menos, no se acaba de entender durante un espacio temporal determinado por constantes cambios institucionales, económicos, financieros y políticos, entre otros muchos.

Las aproximaciones empíricas a la persistencia de los TCRs desde una perspectiva univariante se han realizado desde diferentes enfoques. El más reciente es considerar modelos no lineales (Teräsvirta, 1994, por ejemplo) y, quizás, el menos común hoy es la aplicación de la ratio de varianza (Cochrane, 1988). Populares continúan siendo los procesos fraccionalmente integrados²³, los análisis de la vida media de los shocks (estudiado en el capítulo anterior), y, por supuesto, los popularísimos contrastes de estacionariedad y de raíz unitaria.

²³ Los modelos fraccionalmente integrados permiten una interpretación más flexible del concepto de persistencia al separar dos componentes: el efecto a corto y a largo plazo. Sin embargo, Granger (1999, 2000) se cuestiona la utilidad de este tipo de procesos ya que comparten propiedades con otros modelos. Granger alberga la esperanza de no tener que almacenar estos procesos dentro de lo que el historiador inglés John Harold Clapham (1873-1946) denominó en 1922 las ‘cajas vacías’: la validez de modelos que no estuvieran verificados por los datos. Una revisión de la literatura de los procesos fraccionales puede encontrarse, por ejemplo, en Baille (1996).

La discusión sobre la existencia de una raíz unitaria en los TCRs continúa siendo una cuestión escurridiza. Es bien conocido, por ejemplo, que la presencia de observaciones atípicas en este tipo de contrastes conduce a un sobrerechazo de la hipótesis nula (Frances y Haldrup, 1994). Asimismo, si el verdadero proceso exhibe cambio estructural, los contrastes de raíz unitaria pierden potencia. Es decir, aceptan la hipótesis nula con demasiada frecuencia (Perron, 2006 y las referencias allí contenidas). Sucede lo mismo cuando el proceso generador de los datos es estacionario pero no lineal. En este sentido, Taylor *et al.* (2001) han demostrado vía simulaciones de Monte Carlo que los contrastes univariantes tienen baja potencia para rechazar la hipótesis nula falsa de raíz unitaria²⁴.

Si las series presentan un cambio en persistencia, de regímenes $I(0)$ a $I(1)$, o viceversa, que es lo que parece que nos está indicando este vaivén de evidencia empírica, se necesitan procedimientos que consistentemente discriminen entre este tipo de modelos²⁵. Chong (2001), por ejemplo, estableció la consistencia de los estimadores *MCO* cuando dentro de un mismo proceso se pasa de un régimen $I(0)$ a otro $I(1)$, o viceversa. Todo ello dentro del modelo autorregresivo de primer orden con únicamente una ruptura estructural. Una vez derivadas las distribuciones asintóticas observó que éstas no son un reflejo la una de la otra. El régimen no estacionario es el que domina asintóticamente. De este modo, los contrastes de raíz unitaria tampoco son útiles en este escenario.

Se emplean aquí los procedimientos propuestos recientemente por Kejriwal *et al.* (2009) y Leybourne *et al.* (2007) para estimar estos modelos. Ambos arrancan considerando que la serie temporal en su conjunto posee una raíz unitaria. El objetivo es buscar dentro de ella regímenes estacionarios. Es un análisis próximo a los modelos no lineales. En el sentido que los modelos no lineales consideran que pequeñas desviaciones respecto al nivel de equilibrio de los TCRs pueden ser caracterizadas por una raíz unitaria, mientras que las grandes desviaciones son claramente *mean reverting* –regresan precipitadamente al equilibrio– (Pavlidis *et al.*, 2011; Sarno y Valente, 2006; entre otros). Aquí seremos más directos. Se identifican regímenes $I(0)$, es-

²⁴ Recientemente, López (2008), al estudiar el comportamiento de los TCRs, ha señalado que la evidencia de un ajuste no lineal puede deberse simplemente a la presencia de observaciones atípicas.

²⁵ Grilli y Kaminsky (1989), por ejemplo, observaron que el comportamiento del dólar estadounidense frente a la libra esterlina antes de la Segunda Guerra Mundial y después de ella no había sido el mismo. En particular, los TCRs se habían comportado como un proceso estacionario en el primer caso y como un paseo aleatorio en el segundo de ellos.

tacionarios, y regímenes $I(1)$, no estacionarios. Y la justificación teórica de utilizar un modelo que discrimina entre estos dos tipos de regímenes se encuentra en la propia teoría de la PPA. El concepto de arbitraje en el mercado de bienes, piedra angular de la hipótesis, posibilita que los TCRs sean estacionarios, *mean reverting*. Se entiende que los shocks nominales son los que predominan en el funcionamiento de los TCRs. Sin embargo, una versión menos popular de la hipótesis, la versión de los mercados eficientes de la teoría de la PPA (MacDonald, 1995, 1999b; Sarno y Taylor, 2003; etc.), que confía en el arbitraje en el mercado de bonos, predice que los TCRs se comportan como un paseo aleatorio con deriva. En este caso, es la diferencia de los tipos de interés reales bilaterales, que se acepta constante en el tiempo, la encargada de explicar esta conducta.

Para una muestra de 20 países, generalmente industrializados, pero que incluye entre ellos a cuatro países latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile y México), tomando el dólar americano como referencia, se aísla los regímenes estacionarios de los regímenes que no lo son. Desde 1870 hasta 2008, la extensión de la muestra, los TCRs han desvelado etapas donde su comportamiento bien podría justificarse por la teoría de la PPA y períodos en los cuales la versión de los mercados eficientes ha resultado más adecuada para caracterizarlos. Pero es difícil conectar los grandes acuerdos monetarios, como lo han hecho, por ejemplo, Yoon (2009) y Sarno y Valente (2006), con la persistencia de los TCRs. Por este motivo quizás resulte conveniente definir nuevos regímenes y no confiar en los habituales para valorar la persistencia (Reinhart y Rogoff, 2004, por ejemplo).

Una vez destapado este patrón de persistencia, las miradas se han centrado en buscar variables que originan esta conducta. Por supuesto, tanto la literatura empírica como la teórica han aportado algunos elementos al debate. La integración de los mercados tendría que haber desempeñado un rol destacado en la explicación de la persistencia. Koedijk *et al.* (2004), por ejemplo, señalaron que la integración económica experimentada en Europa tras el desmoronamiento del sistema de Bretton Woods ha acelerado el proceso de convergencia de los TCRs dentro de los países de la zona euro. Asimismo, Pavlidis *et al.* (2011) al analizar el comportamiento de los últimos casi dos siglos de la libra esterlina con el dólar americano, han indicado que los costes al comercio –una *proxy* razonable para valorar la integración de los mercados– están directamente relacionados con la persistencia. En particular, menores niveles de costes de comercio favorecen que los TCRs absorban los shocks más rápidamente,

y viceversa. De hecho, son Obstfeld y Rogoff (2001) quienes discuten que buena parte de los enigmas que todavía hoy perduran en la economía internacional pueden solventarse atendiendo a los costes de comercio. Mayoral y Gadea (2011), en cambio, no encuentran que éstos sean significativos. Quizá por el hecho que analizan un área que está supuestamente integrada. En Europa, la persistencia de los TCRs se explica en gran medida por las prácticas competitivas del mercado –el *pricing to market*– y la rigidez de los precios. Malliaropoulos *et al.* (2006), por otro lado, insisten que las variables monetarias (diferencial del crecimiento del PIB y los tipos de interés) son parte del origen de la persistencia de los TCRs. Resultado parcialmente compartido por Kanas (2009). Para Kanas los tipos de interés y la volatilidad de los tipos de cambio ayudan a que los TCRs regresen a un régimen donde se cumple la teoría de la PPA pero no así las diferencias de output²⁶.

Gran parte de estos aspectos han sido considerados en este capítulo. El resultado más esperanzador, en contra de una corriente de la literatura que desconecta el comportamiento de los fundamentos económicos y los tipos de cambio (Obstfeld y Rogoff, 2001), es que las variables macroeconómicas fundamentales sí ayudan a explicar la persistencia de los TCRs. Sin embargo, la evidencia no es clara a la hora de destacar unos fundamentos sobre los otros –resultado que ya había surgido, por ejemplo, en Sarno y Valente (2009)–. Como tampoco lo es que todos los fundamentos tengan el mismo efecto –resultado este último más enigmático–.

El capítulo sigue el esquema que se detalla a continuación. En la sección 2 se justifica la elección de un modelo econométrico que diferencia entre regímenes estacionarios y regímenes que contienen una raíz unitaria. Se describen las metodologías utilizadas, los datos y se presentan los resultados. El objetivo de la sección 3 es intentar explicar este patrón de persistencia. Se exponen brevemente los fundamentos económicos, su justificación, la selección de las variables y el análisis de éstas. Se presentan los resultados empíricos y se realiza un ejercicio de robustez. El capítulo finaliza con una sección donde se recogen las conclusiones y las aportaciones más relevantes.

²⁶ Otros análisis más primarios que relacionan la persistencia con un menú de fundamentos macroeconómicos pueden encontrarse en Cheung y Lai (2000a, 2008) y Cashin y McDermott (2006).

3.2. Inestabilidad en la persistencia.

La inestabilidad en la persistencia de los TCRs es una cuestión relativamente poco discutida. En el Capítulo 2 se aceptó que la teoría de la PPA se sostenía. Pero se modificó ligeramente admitiendo que el nivel de equilibrio al que retornan los TCRs estaba sujeto a cambios (Hegwood y Papell, 1998). La teoría se asienta en el concepto de arbitraje espacial. Si existen oportunidades de ganancias comprando bienes en el país A para después venderlos en B, los agentes las explotarán hasta que éstas se desvanezcan. Este mecanismo, que posibilita que los TCRs se comporten como procesos estacionarios, pierde toda relevancia, sin embargo, en la versión de la PPA de los mercados eficientes. Ahora, en un mundo caracterizado por la perfecta movilidad de capitales, el arbitraje de bienes es sustituido por el arbitraje de los tipos de interés (MacDonald, 1995; Sarno y Taylor, 2003). Los TCRs ya no retornan a ningún equilibrio. Los shocks dejan de tener un efecto transitorio. Bajo esta revisión, los TCRs siguen un paseo aleatorio²⁷.

Así, por un lado, tenemos que los TCRs deberían ser estacionarios de acuerdo con la teoría de la PPA y, por otro, éstos deben exhibir una raíz unitaria conforme a la versión de los mercados eficientes. Aquí se da una oportunidad a ambas teorías. Las series de TCR serán los responsables de señalar durante qué períodos de tiempo los TCRs han hecho cierta una u otra hipótesis. Como hasta el momento, las tendencias deterministas desaparecen de nuestro lenguaje. De hecho, las tendencias emergen en el debate económico como algo perturbador, ...*nadie realmente las entiende, aunque la mayor parte de nosotros las vemos cuando miramos los datos...* (Phillips, 2003). En la literatura de los TCRs, tanto los cambios tecnológicos (efecto Balassa-Samuelson) como la diferencia entre las elasticidades renta de la demanda de importaciones y exportaciones (Krugman, 1990) han sido señalados como generadores de tendencias en el largo plazo. Aquí evitamos utilizarlas ya que una tendencia lineal, como la que se utiliza habitualmente en el terreno empírico, es en el mejor de los casos arbitraria (Lothian y Taylor, 2008).

²⁷ Combinando las ecuaciones de Fisher, la condición de paridad descubierta de los tipos de interés descrita más adelante y considerando expectativas racionales, la diferencia de los tipos de interés reales puede expresarse como: $R_t = \Delta q_{t+1} + a_{t+1}$, siendo q los TCRs y a_{t+1} un error de predicción. Reordenando términos y si se asume que la diferencia de los tipos de interés reales es constante en el tiempo, los TCRs pueden ser descritos como un paseo aleatorio con deriva: $\Delta q_t = \mu + \varepsilon_t$.

I. METODOLOGÍA.

Se aplican dos nuevas metodologías de modo complementario: el método propuesto por Kejriwal *et al.* (2009) y el planteado por Leybourne *et al.* (2007). Ambas se fundamentan en la búsqueda de regímenes estacionarios dentro de una serie temporal integrada de orden uno. Aunque Kejriwal *et al.* (2009) muestran que sus contrastes tienen mayor tamaño, éstos solamente permiten averiguar si la persistencia es estable o no. El número y dónde se producen estos cambios se ha confiado a un segundo método, el propuesto por Leybourne *et al.* (2007).

I. 1. Método de Kejriwal *et al.* (2009).

Kejriwal *et al.* (2009) proponen un conjunto de contrastes sup-Wald basados en la diferencia de la suma de los residuos al cuadrado (*SSR*) de la ecuación Dickey-Fuller ampliada (*DFA*) y la *SSR* de ésta cuando se permite cambios de regímenes estacionarios a regímenes no estacionarios, y viceversa:

$$\Delta q_t = c_i + (\alpha_i - 1)q_{t-1} + \sum_{j=1}^{\ell} \pi_j \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t \quad t \in [TB_{i-1} + 1, TB_i] \quad (3.1)$$

siendo TB_i el punto de ruptura i -ésimo, $i = 1, \dots, m+1$ con $m+1$ denotando el número de regímenes. Por convención $TB_0 = 0$ y $TB_{m+1} = T$, el tamaño de la muestra.

El algoritmo de programación dinámica de Perron y Qu (2006), una extensión del algoritmo de Bai y Perron (2003), resulta de gran utilidad para el cómputo de la *SSR*. Éste permite minimizar globalmente la *SSR* bajo la hipótesis alternativa a la vez que se impone restricciones sobre los parámetros de los diferentes regímenes. Se plantean dos tipos de restricciones: primero, consecuencia de definir los regímenes $I(1)$, y segundo, de asegurar que los coeficientes de las primeras diferencias de la variable endógena retardada no varían entre regímenes. Esta segunda condición parece muy severa pero sólo pretende arrinconar los efectos producidos por un posible cambio en la dinámica a corto plazo.

En la Tabla 3.1 se presentan los tres tipos de contrates. Se plantea la hipótesis nula que el proceso exhibe una raíz unitaria frente a la alternativa que existen

saltos entre regímenes $I(0)$ ($I(1)$) e $I(1)$ ($I(0)$). En el primero de los contrastes, el número de rupturas m se considera conocido a priori. Además, de acuerdo con la disposición de los regímenes, se diferencian dos modelos: cuando el régimen inicial es $I(1)$ –modelo A– y cuando el régimen inicial es $I(0)$ –modelo B–.

Tabla 3.1. Contrastos del método de Kejriwal, Perron y Zhou (2009).

	Modelo A	Modelo B
	$\sup F_{1a}(\lambda, m) = \varphi_a \frac{(SSR_0 - SSR_{1a,m})}{SSR_{1a,m}}$	$\sup F_{1b}(\lambda, m) = \varphi_b \frac{(SSR_0 - SSR_{1b,m})}{SSR_{1b,m}}$
m conocida	con $\varphi_a = (T - \mu_a - \ell)/\mu_a$ y $\mu_a = \begin{cases} m & \text{si } m \text{ par} \\ m+1 & \text{si } m \text{ es impar} \end{cases}$	con $\varphi_b = (T - \mu_b - \ell)/\mu_b$ y $\mu_b = \begin{cases} m+2 & \text{si } m \text{ par} \\ m+1 & \text{si } m \text{ es impar} \end{cases}$
m desconocida $m \in [1, A]$	$UD\max_{1i}(A) = \max_{1 \leq m \leq A} \sup_{\lambda \in \Lambda_{\varepsilon}^m} F_{1i}(\lambda, m) \quad i = A, B$	
Naturaleza del primer régimen desconocida	$W_1(m) = \max[\sup F_{1a}(\lambda, m), \sup F_{1b}(\lambda, m)]$	$W\max_1 = \max_{1 \leq m \leq A} W_1(m)$

NOTAS: El Modelo A (B) denota si el régimen inicial es no estacionario (estacionario). λ denota el conjunto de fracciones de puntos de ruptura: $\lambda = \{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{1m}\}$ con $\lambda_i = TB_i/T$.

Cuando el número de rupturas m es desconocido a priori, como en la mayor parte del trabajo empírico, se acude a un segundo tipo de contraste. Un contraste de doble máximo. Éste se fundamenta en los estadísticos que contrastan la hipótesis nula de inexistencia de rupturas frente a la alternativa de m cambios, con $m = 1, 2, \dots, A$ (A determinado por el parámetro de recorte ε). Finalmente, el tercer contraste ayuda a desvelar el régimen inicial: estacionario o no. Sin embargo, hay que ser cautos con este último ya que Kejriwal *et al.* (2009) advierten de su baja potencia cuando el régimen inicial es $I(0)$.

Al disponer de una amplia gama de estadísticos es necesaria una estrategia de decisión. En este caso, tanto el número de rupturas como el modelo es desconocido a priori. Si alguno de los estadísticos $UD\max_{1i}$, para $i = A, B$, es significativo, se concluye que la persistencia no se ha mantenido estable a lo largo de toda la muestra. Éste descubre además la naturaleza del régimen inicial. Si, en cambio, ambos estadísticos son significativos, el proceso exhibe cambios de régimen pero la decisión sobre el tipo de modelo, la naturaleza del régimen inicial, se confía al estadístico

$W \max$. La selección del número de rupturas, no obstante, no es una tarea fácil. No puede aplicarse directamente una estrategia secuencial *a lo* Bai y Perron (1998) ya que el proceso es solamente estacionario en algunos regímenes. Por esta razón, la estimación del número y localización de las rupturas es todavía una cuestión abierta.

I. 2. Método de Leybourne *et al.* (2007).

Como complemento al método que acaba de ser descrito, el procedimiento de Leybourne *et al.* (2007) permite una estimación consistente del número y los puntos de ruptura. Brevemente, el método consiste en separar los regímenes estacionarios de los que contienen una raíz unitaria con la aplicación de una secuencia doblemente recursiva del estadístico *DFA – MCG* (Elliot, Rothenberg y Stock, 1996).

Asúmase, como habitualmente, que los TCRs se desenvuelven como un proceso autorregresivo pero, esta vez, que varía en el tiempo:

$$\begin{aligned} q_t &= \mu + u_t \\ u_t &= \rho_i u_{t-1} + \sum_{j=1}^{\ell_i} \gamma_{i,j} \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{3.2}$$

donde ε_t es una secuencia de martingalas en diferencias. Se permite que los coeficientes autorregresivos $\{\rho_i, \gamma_{i,j}\}$ sean régimen-dependientes, tal que $\ell_i = p_i - 1$ e $i = 1, \dots, m + 1$ regímenes, determinados por las fracciones de los puntos de ruptura desconocidos $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_m$.

Se plantea la hipótesis nula que $\rho_i = 1 \ \forall t$ frente a la alternativa que ρ_i experimenta, al menos, un cambio de persistencia ($m \geq 1$), con independencia que el régimen inicial sea $I(0)$ o $I(1)$.

Defínase la fracción $\tau \in (\lambda, 1]$ para $\lambda \in (0, 1)$ y el estadístico *DFA – MCG* (Elliot *et al.*, 1996) $DF_G(\lambda, \tau)$ utilizando las observaciones muestrales entre λT y τT . Es decir, el t -estadístico convencional asociado con $\hat{\rho}_i$ en la regresión:

$$\Delta q_t^d = \hat{\rho}_i q_{t-1}^d + \sum_{j=1}^{\ell_i} \hat{\beta}_{i,j} \Delta q_{t-j}^d + \hat{\varepsilon}_t \quad t = \lambda T, \lambda T + 1, \dots, \tau T \tag{3.3}$$

donde $q_t^d = q_t - x_t' \hat{\mu}$, siendo $\hat{\mu}$ la estimación *MCO* de μ resultante de la regresión de $q_{\lambda,T} = (q_{\lambda T}, q_{\lambda T+1} - \bar{\alpha} q_{\lambda T}, \dots, q_{\tau T} - \bar{\alpha} q_{\tau T-1})'$ sobre $x_{\lambda,T} = (1, 1 - \bar{\alpha}, \dots, 1 - \bar{\alpha})'$, con $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$ y $\bar{c} = -10$. Asimismo, la longitud de los retardos puede ser elegida de acuerdo con cualquier criterio propuesto en la literatura (Hall, 1994; Ng y Perron, 1995, 2001, etc.).

El estadístico propuesto por Leybourne *et al.* (2007) consiste en las secuencias doblemente recursivas del estadístico de raíz unitaria *DFA – MCG*:

$$M \equiv \inf_{\lambda \in (0,1)} \inf_{\tau \in (\lambda,1]} DF_G(\lambda, \tau) \quad (3.4)$$

con los estimadores del punto inicial y final del régimen estacionario $I(0)$ $(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) = \arg \inf_{\lambda \in (0,1)} \inf_{\tau \in (\lambda,1]} DF_G(\lambda, \tau)$ sobre la muestra completa. La presencia de nuevos regímenes $I(0)$ se descubre aplicando de modo secuencial el estadístico M a cada submuestra resultante, $[0, \hat{\lambda}]$ y $[\hat{\tau}, 1]$, siempre y cuando se disponga de una longitud mínima de la submuestra igual a 25 observaciones.

II. RESULTADOS EMPÍRICOS E INTERPRETACIÓN.

Se han tomado, al igual que en el capítulo previo, los tipos de cambio nominales y los índices de precios de Taylor (2002a) para construir las series de TCR. La muestra es ahora más amplia, no solamente en longitud sino que añade también nuevos países. En particular, se investiga el comportamiento de los TCRs para 20 países: Alemania, Argentina, Australia, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Holanda, Italia, Japón, México, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza, tomando el dólar americano como numerario. La muestra abarca el periodo 1870-2008. Sin embargo, como puede comprobarse en la Tabla 3.2, no se dispone de información para los primeros años de la muestra en algunos países. Asimismo, las conversiones fijas e irrevocables de las diferentes monedas presentes en la Unión Monetaria Europea y la evolución del euro frente al dólar americano han sido tomadas para prolongar la vida de las extintas monedas europeas más allá del año 1999 (véase el Anexo 2.A y el Anexo 3.A para más detalles).

Tabla 3.2. Estadísticos de Kejriwal, Perron y Zhou (2009).

TCR	Muestra	ℓ	$UD\max_{1a}(5)$	$UD\max_{1b}(5)$	$W\max_1$
Alemania	1880-2008	4	21,542***	12,371***	21,542***
Argentina	1884-2008	4	21,502***	11,441***	21,502***
Australia	1870-2008	1	12,688**	6,618	12,688**
Bélgica	1880-2008	1	98,723***	49,528***	98,723***
Brasil	1890-2008	4	13,398***	9,541***	13,398***
Canadá	1870-2008	5	6,482	5,854	6,482
Chile	1880-2008	3	11,168**	9,067***	11,168**
Dinamarca	1880-2008	1	17,483***	14,268***	17,483***
España	1880-2008	1	16,315***	9,736***	16,315***
Finlandia	1881-2008	1	49,419***	20,916***	49,419***
Francia	1880-2008	1	11,230**	7,901**	11,230**
Holanda	1870-2008	1	13,848***	10,344***	13,848***
Italia	1880-2008	1	20,241***	13,177***	20,241***
Japón	1880-2008	2	26,311***	13,633***	26,311***
México	1886-2008	2	12,369**	7,347*	12,369**
Noruega	1870-2008	1	19,523***	10,073***	19,523***
Portugal	1880-2008	3	21,568***	12,173***	21,568***
Reino Unido	1870-2008	4	9,766	8,765**	9,766
Suecia	1880-2008	2	10,833*	6,701*	10,833*
Suiza	1880-2008	2	14,119***	9,634***	14,119***

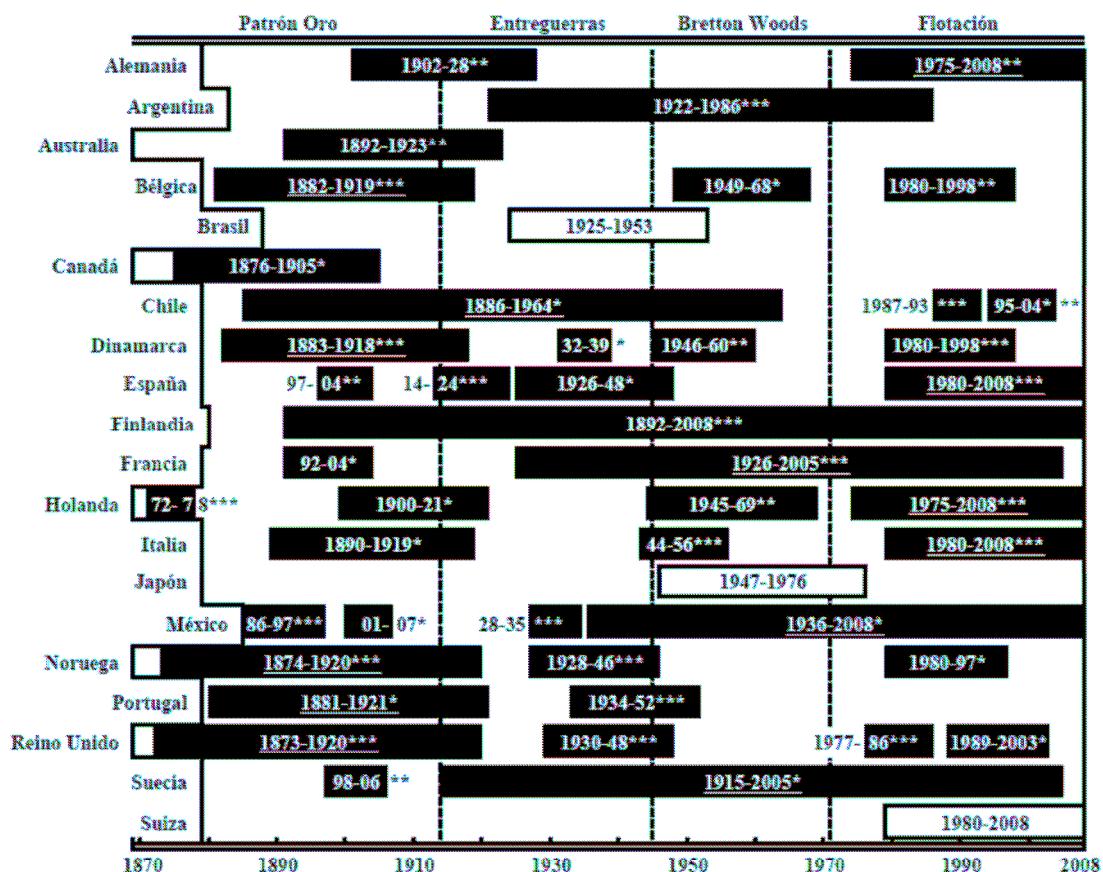
NOTAS: *, **, *** denotan significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente.

La Tabla 3.2 presenta los resultados de los contrastes de Kejriwal *et al.* (2009). Se ha tomado un parámetro de recorte del 10% (aunque los resultados permanecen prácticamente inalterados con un valor del 15%). El número máximo de cambios en persistencia se ha fijado igual a 5 y la selección de retardos de la variable endógena en la ecuación (3.1) ha sido confiada a un criterio *general to specific* (Hall, 1994) con un número máximo igual a 5 ($\approx \sqrt[3]{T}$) (Said y Dickey, 1984). La significatividad de los estadísticos $UD\max_{1i}$ evidencia que a lo largo de las series han existido periodos donde la persistencia ha sido finita y periodos donde la persistencia se ha tornado infinita. De hecho, al 5% de significatividad se rechaza la hipótesis nula de persistencia estable para todos los TCRs con la única excepción de Canadá (nótese que aunque para Suecia sólo se ha señalado su significatividad al 10% los puntos críticos de los contrastes al 5% están prácticamente nivelados con los valores de los estadísticos²⁸). Este resultado no debe sorprendernos ya que parecía intuirse en el capítulo anterior y también en la literatura (Taylor, 1995; Taylor, 2006; etc.). Finalmen-

²⁸ Los valores críticos del contraste $UD\max_{1i}$ para $i = A$ son 9,84; 10,87; 13,00; para $i = B$ son 6,67; 7,36; 8,64; y para $W\max_1$ son: 9,86; 10,90; 13,02 al 10, 5 y 1% de significatividad, respectivamente.

te, de acuerdo con la Tabla 3.2, los primeros años de las series contienen una raíz unitaria. Únicamente para Reino Unido se puede aceptar que el régimen inicial es estacionario.

Figura 3.1. Regímenes estacionarios. Método de Leybourne *et al.* (2007).



NOTAS: Destacados en negro los regímenes estacionarios. Los períodos subrayados indican el régimen más prominente (el primero en descubrirse).

*, **, *** denotan significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente.

Esta última acotación está débilmente respaldada por la Figura 3.1. En ella se han destacado los regímenes estacionarios una vez que se ha aplicado el contraste de Leybourne *et al.* (2007). El régimen estacionario más prominente, aquel que se descubre primero, encaja para los TCRs de Bélgica, Dinamarca, Italia, Noruega, Portugal y Reino Unido con la etapa del Patrón Oro. Pero durante el periodo post-Bretton Woods se determina también para Alemania, España, Holanda e Italia. Es más, en aquellos países que se descubre un régimen $I(0)$ durante la vigencia del Patrón Oro, se tiende a descubrir otro nuevo en la etapa más reciente de flotación cambiaria (aunque esta regla pierde su vigencia para el caso de Australia ya que sólo se

descubre un régimen estacionario). Pero durante el periodo de entreguerras y durante la etapa de Bretton Woods también se descubren regímenes estacionarios para un buen número de TCRs. En otros casos como Argentina, Chile, Finlandia, Francia, México y Suecia el régimen $I(0)$ encontrado ocupa varios regímenes monetarios. Todo ello nos conduce a pensar que el efecto de los grandes regímenes institucionales sobre la persistencia –finita o infinita– de los TCRs es a primera vista incierta.

Yoon (2009) siguiendo esta misma estrategia alcanzó unos resultados totalmente antagónicos. Considerando una tendencia determinista adicional en la ecuación (3.2) concluyó que es más probable encontrar regímenes estacionarios durante regímenes monetarios de tipos fijos que durante regímenes flexibles. Proposición que puede parecer demasiado provocadora de acuerdo con la Figura 3.1 y una rama de la literatura que se cuestiona la relevancia de los grandes acuerdos institucionales y confecciona nuevas clasificaciones (Reinhart y Rogoff, 2004; Shambaugh, 2004; Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2005; por ejemplo).

Finalmente, la hipótesis nula de estabilidad en la persistencia para Canadá ahora es rechazada al nivel del 10%. Sin embargo, para Brasil, Japón y Suiza esta hipótesis se acepta. La persistencia (infinita) de los TCRs, para estos tres países, se ha mantenido inalterada durante los últimos 130 años.

3.3. Fundamentos económicos.

Una de las paradojas que aún perduran en la literatura de los tipos de cambio es la observada en el trabajo seminal de Meese y Rogoff (1983) y denominada como el *exchange-rate disconnect puzzle* (Obstfeld y Rogoff, 2001). La idea consiste en: si habitualmente se tiende a rechazar la hipótesis que los TCRs poseen una raíz unitaria a favor de la hipótesis de estacionariedad (Rogoff, 2009) ¿por qué un simple paseo aleatorio –un modelo no económico– describe mejor la dinámica de éstos en el corto plazo que los modelos macroeconómicos estructurales? Son muchos los trabajos que han intentado refutar esta idea pero aún hoy este resultado sigue perdurando²⁹.

²⁹ Véase, por ejemplo, Rogoff y Stavrakeva (2008) para una crítica de los trabajos más recientes que parecían arrojar luz sobre el enigma.

Engel y West (2005) le han dado la vuelta a la dirección causal apuntando que los tipos de cambio incorporan información que pueden ayudar a predecir los fundamentos económicos. Además, Chen *et al.* (2010), siguiendo por este mismo camino, se han preguntado si los tipos de cambio pueden predecir el precio de las materias primas. La respuesta es afirmativa. Los tipos de cambio de un país pueden predecir el movimiento de los precios de su cesta de materias primas que es objeto del comercio internacional. Es más, combinando información de todas estas divisas se puede llegar a predecir la fluctuación de los precios de las materias primas a escala mundial³⁰. ¿Pero si los fundamentos económicos también proporcionaran información a la hora de explicar por qué los TCRs exhiben diferentes pautas de persistencia? En un reciente trabajo, Kanas (2009), a través de raíces unitarias estocásticas –procesos introducidos por Granger y Swanson (1997)– analiza si el TCR del dólar americano y la libra esterlina durante el periodo 1921-2002 contiene una raíz unitaria no constante. Estocástica. Es decir, permuta periodos estacionarios con periodos no estacionarios. Kanas muestra que las variables macroeconómicas fundamentales, llámense, diferencial de los tipos de interés reales y la volatilidad de los tipos de cambio, son las magnitudes que dirigen la probabilidad de transición de un régimen a otro.

Cheung y Lai (2000a) y Taylor (2002a) señalaron ya hace algún tiempo que los futuros esfuerzos en el estudio del comportamiento de los TCRs debían dirigirse a encontrar los factores que explican la dimensión de la persistencia. Sin embargo, aún hoy estos factores siguen estando ocultos. Es más, los avances han sido terriblemente modestos. Al menos, en la literatura empírica. No sucede lo mismo en los trabajos teóricos. La elevada persistencia y volatilidad de los TCRs señalada continuamente en el terreno empírico ha hecho que los macroeconomistas teóricos readapten sus modelos. Bergin y Feenstra (2001), por ejemplo, generaron persistencia endógena en su modelo con rigidez de precios a través de las preferencias. Sin embargo, aunque el modelo podía reproducir los niveles de volatilidad de los TCRs observados en los datos, se mostraba incapaz de imitar el alto nivel de persistencia. Y lo mismo podría decirse para el modelo de Chari *et al.* (2002).

La política monetaria (el diferencial de los tipos de interés) también puede generar persistencia. En particular, Benigno (2004) muestra que los shocks de productividad –no así, los monetarios- pueden generar persistencia si la política mone-

³⁰ La relevancia del precio del crudo en el comportamiento de los tipos de cambio había sido ya destacada por Krugman (1983), Rogoff (1991) y MacDonald (1998), entre otros.

taria reacciona tanto a los objetivos de inflación como de output (la regla de Taylor). En cambio, tanto los shocks monetarios como los shocks de productividad pueden no tener efecto alguno sobre la persistencia de los TCRs si la política monetaria reacciona únicamente a los objetivos de inflación, aún cuando concurra una elevada rigidez en precios nominales. Johri y Lahiri (2008) introducen rigidez de precios endógenamente tomando *learning by doing* en la tecnología de producción dentro de las empresas. Este hecho genera que las decisiones de fijación de precios sean dinámicas. Es decir, que ante shocks nominales las empresas tengan mayor libertad en el proceso de ajuste de sus precios. El supuesto de *learning by doing* en producción manejando simultáneamente con la formación de hábitos en el ocio –propagan aún más los shocks– permiten reproducir la elevada persistencia observada en los TCRs. Pero Johri y Lahiri, al igual que Moore y Roche (2008) a través de otra vía, permiten normalizar otros dos hechos estilizados: a) la elevada volatilidad de los TCRs y b) la correlación próxima a la unidad entre los tipos nominales y reales.

A continuación, se describe en primer lugar el modelo utilizado para explicar el patrón de persistencia observado más arriba. Se enumeran y justifican las variables, las fuentes utilizadas y el método de estimación. Finalmente se presentan los resultados y la robustez de éstos.

I. MODELO.

La probabilidad que los TCRs en el momento del tiempo t pertenezca a un régimen $I(0)$, un régimen estacionario, está en función de un conjunto de variables macroeconómicas fundamentales:

$$\Pr ob(\rho_{i,t} = 1) = F\left(Y_{i,t-1}, M_{i,t-1}, I_{i,t-1}, T_{i,t-1}, \Delta PM_{i,t-1}, CC_{i,t-1}, V_{i,t-1}\right) \quad (3.5)$$

donde $Y_{i,t-1} = (y_i - y^*)_{t-1}$ es la diferencia entre el nivel de output del país i y el extranjero. En este caso, respecto a Estados Unidos ya que el dólar ha sido la moneda numerario en la construcción de los TCRs (variables denotadas con asterisco). $M_{i,t-1} = (m_i - m^*)_{t-1}$ es la diferencia de un agregado monetario, $I_{i,t-1} = (i_i - i^*)_{t-1}$ es la diferencia de los tipos de interés, $T_{i,t-1}$ son los costes para el país i de comercializar

con Estados Unidos, $\Delta PM_{i,t-1}$ es la diferencia en el crecimiento de la productividad global entre las economías, $CC_{i,t-1}$ es el saldo de la balanza por cuenta corriente y $V_{i,t-1}$ es la volatilidad de los tipos de cambio. Todas ellas referidas al periodo anterior para prevenir un potencial problema de endogeneidad.

El modelo (3.5) aglutina algunos de los determinantes macroeconómicos que han sido propuestos en la literatura y han tenido un notable éxito en explicar el comportamiento de los tipos de cambio en algún momento histórico específico (MacDonald y Taylor, 1992, Frankel y Rose, 1995). En particular, reúne seis tipos de fundamentos económicos: 1) los fundamentos ‘tradicionales’ del modelo monetario, 2) la diferencia de los tipos de interés, 3) el arbitraje en el mercado de bienes, 4) el efecto Balassa-Samuelson, 5) los modelos de la balanza de pagos, y 6) la volatilidad de los tipos de cambio.

I. MODELO MONETARIO CANÓNICO.

Los fundamentos ‘tradicionales’ de los modelos monetarios (Flood y Rose, 1995), los modelos dominantes en la literatura para explicar cómo se determinan los tipos de cambio (Taylor y Taylor, 2004), asumiendo precios flexibles y que los tipos de cambio nominales se ajustan inagotablemente a las diferencias en precios (teoría de la PPA), se definen como:

$$f_{it} \equiv M_{it} - \varphi Y_{it} = (m_i - m^*)_t - \varphi(y_i - y^*)_t \quad (3.6)$$

donde la diferencia de la oferta monetaria nominal relativa M_{it} y el output real relativo Y_{it} determinan contemporáneamente el tipo de cambio nominal (unidades de moneda nacional necesarias para comprar una unidad de moneda extranjera). De modo que, por ejemplo, un incremento de la oferta monetaria doméstica, con todo lo demás constante, se traducirá, a través de los precios nacionales, en una depreciación nominal de la moneda en la misma cuantía (Frenkel, 1976; Mussa, 1976). Equivalentemente, un aumento en el output doméstico relativo origina una caída proporcional de los precios nacionales, ya que se asume que la oferta monetaria –y el tipo de interés– se mantienen inalterados, generando una apreciación nominal de la moneda nacional para que la teoría de PPA se siga cumpliendo. Bajo el supuesto de precios rígidos en el corto plazo, por otro lado, esa misma expansión monetaria genera

una sobre-reacción de los tipos nominales, e igualmente de los reales, pero ésta es sólo temporal (Dornbusch, 1976).

Esta forma tan simple del modelo monetario hoy es considerada como una relación estable de equilibrio en el largo plazo (Groen, 2000; Mark y Sul, 2001; Rapach y Wohar, 2002; Sarno *et al.*, 2004; Cerra y Saxena, 2010; etc.). Además, Sarno, Valente y Wohar (2004) han señalado que la evidencia es más definitiva cuando se analizan períodos de tiempo amplios que engloban diferentes tipos de regímenes nominales. De hecho, muestran que los tipos de cambio nominales son importantes para restaurar el equilibrio a largo plazo durante regímenes monetarios flexibles, mientras que son los fundamentos económicos los que adquieren este protagonismo durante regímenes de tipos fijos.

Si la diferencia de la oferta monetaria representa un shock nominal, la relación con la variable endógena en la expresión (3.5) debería ser positiva. Sin embargo, el efecto del output sobre la persistencia no está en absoluto claro ya que puede ser confundido con el ciclo económico o con el efecto Balassa-Samuelson. Es decir, estaría capturando al mismo tiempo shocks de naturaleza nominal y real.

II. DIFERENCIA DE LOS TIPOS DE INTERÉS.

La ecuación (3.6) del modelo monetario puede ser perfeccionada incluyendo un nuevo argumento. En particular, agregando la diferencia de los tipos de interés nominales $I_{i,t} = (i_i - i^*)_t$ (Taylor, 1995; Frankel y Rose, 1995; Sarno y Taylor, 2003; etc.). O, en su versión de la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés: $I_t = E_t(e_{t+1}) - e_t$, donde $E_t(e_{t+1})$ denota la expectativa con la información disponible en t del tipo de cambio nominal e en $t+1$. Esta condición, junto con la PPA, es una condición de equilibrio que debería cumplirse si los agentes conservan una posición ante el riesgo neutra y las expectativas son racionales. En el modelo monetario básico con precios flexibles se asume que ésta se cumple permanentemente. De modo que, por esta vía, un aumento relativo en el tipo de interés nacional genera una depreciación nominal de la moneda doméstica ya que esta variable está incorporando las expectativas de inflación. Por el contrario, si tomamos el modelo Mundell-Fleming como marco de referencia este incremento de la rentabilidad doméstica facilita la llegada de nuevos flujos de capital desde el exterior dejando tras de sí una apreciación de la moneda.

La diferencia de los tipos de interés nominales fue introducida por MacDonald y Marsh (1997) para capturar el concepto de la ‘PPA Casseliana’. Para Dumas (1992) las desviaciones del nivel de equilibrio de los TCRs y el diferencial de los tipos de interés reales son dos caras de la misma moneda. Pero a diferencia de la versión de los mercados eficientes de la PPA, los TCRs deberían exhibir un comportamiento *mean-reverting*. Y son precisamente los grandes diferenciales de los tipos de interés, explicados por la prima de riesgo, los que precipitan una pronta reversión de los TCRs al nivel de equilibrio. Benigno (2004) señala, además, que la política monetaria diseñada para suavizar el comportamiento de los tipos de cambio puede generar persistencia al combinarse con la rigidez de los precios nominales.

Por tanto, el efecto de los tipos de interés sobre la persistencia de los TCRs parece inmediato. Si se acepta una interpretación ingenua asimilando éstos a un shock nominal, el efecto debería ser positivo. Una mayor diferencia de tipos facilitaría la estacionariedad de los TCRs. Además, de acuerdo con la versión de los mercados eficientes de la teoría de la PPA (MacDonald, 1995; Sarno y Taylor, 2003, etc.) la diferencia de los tipos de interés reales supondría también un impacto positivo.

III. ARBITRAJE INTERNACIONAL EN EL MERCADO DE BIENES.

El arbitraje internacional en el mercado de bienes, pieza fundamental de la teoría de la PPA, que hace posible que los precios internacionales tiendan a igualarse, puede fracasar debido a las fricciones en los mercados de bienes³¹. Fricciones que pueden adoptar la forma de, por ejemplo, mercados imperfectos, rigidez de precios nominales, barreras al comercio internacional o costes de transporte. De hecho, estos últimos pueden ejercer un poderoso efecto sobre la persistencia de las desviaciones de los TCRs de su nivel de equilibrio (Wei y Parsley, 1995; Parsley y Wei, 1996; Pavlidis *et al.*, 2011). Jack *et al.* (2007) han establecido los costes de comercio internacional de un modo muy amplio. En su definición quedan recogidos los costes más inmediatos como el precio de embarque o los aranceles pero también otros obstáculos más sutiles como las barreras no arancelarias, institucionales o informales. Los costes de comercio bilateral T_{ij} se aproximan a través de la expresión, que concuerda con los

³¹ Una rama de la literatura empírica de los TCRs, apoyada en modelos teóricos como los propuestos por Dumas (1992) y Sercu *et al.* (1995), ha entendido que los costes de transacción pueden generar dinámicas de ajuste no lineal (Michael *et al.*, 1997; Taylor, 2001; Taylor *et al.*, 2001; Kim y Moh, 2010; entre otros). Es decir, la velocidad de ajuste hacia el equilibrio depende crucialmente de la amplitud de las desviaciones.

modelos de gravedad del comercio internacional (Anderson y van Wincoop, 2003, por ejemplo) siguiente:

$$T_{ij,t} = 1 - \left(\frac{X_{ij,t} X_{ji,t}}{s_i(Y_{i,t} - X_{i,t}) s_j(Y_{j,t} - X_{j,t})} \right)^{\frac{1}{2(\rho-1)}} \quad (3.7)$$

donde $X_{ij,t}$ ($X_{ji,t}$) son las exportaciones bilaterales del país i (j) a otro país j (i) en el periodo t , $X_{i,t}$ ($X_{j,t}$) son las exportaciones totales de i (j), $Y_{i,t}$ ($Y_{j,t}$) es el output de i (j), s_i (s_j) es la fracción de bienes producidos en el país i (j) que podrían destinarse al comercio internacional y ρ es la elasticidad de sustitución entre bienes que se asume constante y por definición mayor a la unidad. El valor de estos dos últimos parámetros queda fijado en $s_i = s_j = 0,8$ y $\rho = 11^{32}$.

Jacks *et al.* (2008) han observado que los costes de comercio así entendidos cayeron un 23% entre Estados Unidos, Reino Unido y Francia con respecto a dieciocho de sus socios comerciales durante los 40 años anteriores a la Primera Guerra Mundial. Incrementaron un 10%, en promedio, en el periodo de entreguerras y volvieron a caer un 16% en los años después de 1960. Las explicaciones tradicionales remiten a una mayor integración económica internacional debido esencialmente al avance en la tecnología del transporte y las comunicaciones, pero también son importantes otros factores como las políticas comerciales seguidas, la estabilidad del régimen monetario u otros factores de tipo cultural y político.

Intuitivamente ésta debería ser una variable clave dentro del modelo (3.5) ya que la actuación de este tipo de fricciones en el mercado de bienes debería estar unido al éxito o no de la teoría de la PPA (Friedman y Schwartz, 1982). Es más, el patrón que acaba de ser descrito podría encajar perfectamente con la Figura 3.1. En el sentido que durante los periodos en los que más se ha avanzado en la integración internacional del mercado de bienes –y, también, de capitales (Lothian, 2006)–, particularmente, durante el Patrón Oro y los años más recientes de flotación cambiaria, concuerdan con los regímenes donde los TCRs exhiben dinámicas mayoritariamente

³² Nótese que con esta calibración la función de costes adopta un comportamiento, aunque en una escala diferente, muy próxima a la que adoptaría, por ejemplo, siguiendo la expresión propuesta por Novy (2010). No obstante, el parámetro que recoge la elasticidad de sustitución se encuentre ligeramente fuera del rango 5-10 observado en la literatura empírica (Anderson y van Wincoop, 2004).

mean reverting. En otras palabras, factores que facilitan el arbitraje como una reducción de los costes de comercio debería explicar por qué los TCRs se asientan en un régimen $I(0)$. Pero como limitación a nuestro argumento, es justo reconocer que la integración internacional todavía está lejos de la integración experimentada dentro de los mercados domésticos (Rogoff, 1996).

IV. EFECTO BALASSA-SAMUELSON.

El arbitraje espacial es razonable que funcione entre bienes que se comercializan internacionalmente. Sin embargo, en los índices de precios que se utilizan para construir las series de TCR existen bienes que difícilmente se pueden comercializar. Tanto por sus propias características intrínsecas –servicios, generalmente, donde los altos coste de transacción entorpecen su arbitraje– como por las imposiciones legales. Por ejemplo, algunos gobiernos impiden o limitan la compra al exterior de determinados productos agrícolas u otras manufacturas.

Independientemente Balassa (1964) y Samuelson (1964) señalaron que existen determinados shocks que pueden inducir a los TCRs a comportarse como procesos no *mean-reverting*. Shocks que provienen exclusivamente del lado de la oferta. En concreto, de las diferencias de productividad. El modelo teórico se puede sintetizar como sigue: dada una economía pequeña que produce dos bienes (comercializables y no comercializables), que cuenta con dos factores productivos: capital y trabajo, instantáneamente móviles pero para el segundo de ellos sólo entre sectores –no internacionalmente–, y asumiendo los postulados neoclásicos –función de producción homogénea de grado uno, pleno empleo y competencia perfecta–, los precios relativos de bienes no comercializables dependerán de la diferencia de productividades entre el sector de bienes comercializables y el sector de bienes no comercializables. Es decir, los precios de la economía estarán gobernados por la diferencia de productividades entre ambos sectores. Por la diferencia de tecnologías. Ahora bien, dado que la teoría de la PPA se cumple para cada uno de los bienes comercializables (ley del precio único), los diferenciales persistentes de productividad entre países empujan a los TCRs a situarse permanentemente fuera de su nivel de equilibrio a largo plazo³³.

³³ Véase, por ejemplo, Asea y Corden (1994), Froot y Rogoff (1995) y Sarno y Taylor (2003) para una descripción más pormenorizada del modelo. Rogoff (1992) y De Gregorio y Wolf (1994), por otro lado, enriquecieron el modelo añadiendo componentes por el lado de la demanda.

Por tanto, el efecto sobre la variable a explicar debería ser negativo. De los shocks reales se espera que dificulten o invaliden el proceso de ajuste de los TCRs a un nivel de equilibrio estable.

V. SALDO DE LA BALANZA POR CUENTA CORRIENTE.

El argumento para incluir el saldo de la balanza por cuenta corriente en el modelo (3.5) es análogo al efecto de las productividades relativas que acaba de ser descrito. De hecho, la cuenta corriente puede ser entendida como la posición competitiva de un país. Los TCRs están influenciados por el comportamiento de la cuenta corriente no sólo en el corto plazo sino que desequilibrios continuados desvían a los TCRs de su nivel de equilibrio a largo plazo determinado por la teoría de la PPA (Rogoff, 1996; MacDonald, 1998, 1999a; Sarno y Taylor, 2003; Taylor y Taylor, 2004; etc.). Obstfeld y Rogoff (1996) y Lane y Milesi-Ferretti (2004), entre otros, han insistido que los países deudores, aquellos con un saldo negativo, verán sus TCRs depreciarse en el largo plazo. Por tanto, este tipo de desequilibrios es un obstáculo para que los TCRs puedan asentarse en un régimen estacionario.

Sin embargo, aunque la cuenta corriente parece jugar un papel influyente en la determinación de los tipos de cambio (Dornbusch y Fisher, 1980; Hooper y Morton, 1982), el estudio de la relación, empírica y teóricamente, entre dos variables endógenas que se determinan de modo simultáneo, no es en absoluto sencillo (Krugman, 1990; Mundell, 1991; etc.). Recientemente, Lee y Chinn (2006) han señalado que el origen de las fluctuaciones de la cuenta corriente en las economías del G7, salvo para Estados Unidos, provienen esencialmente de shocks de naturaleza transitoria (shocks monetarios). Mientras, son los shocks permanentes (como una innovación tecnológica) la principal fuente de fluctuación de los TCRs.

VI. VARIABILIDAD DE LOS TIPOS DE CAMBIO.

Una elevada variabilidad o volatilidad de los tipos de cambio, en principio, debería favorecer que los TCRs recuperasen su nivel de equilibrio con mayor celeridad (Sarno y Valente, 2006). Sin embargo, al observar los datos, al analizar las series temporales de tipos nominales y reales, éstos exhiben una elevada volatilidad combinada con una elevada persistencia. Es el denominado *PPP puzzle* (Rogoff, 1996) analizado con detalle en el Capítulo 2. Pero dentro de la volatilidad se puede estar ocul-

tando más información. En concreto, encubriendo bajo qué régimen monetario los tipos de cambio nominales se desenvuelven (Taylor y Taylor, 2004; Flood y Rose, 1995; Krugman, 1990; Mussa, 1986; etc.). Es decir, si funcionan bajo las estrictas reglas de juego de un régimen de tipos fijos (disciplinando su política monetaria) o, por el contrario, están gobernados por normas de tipos flexibles; como puntos extremos. Directamente esto nos podría llevar a pensar que el régimen institucional importa a la hora de hablar de la velocidad de ajuste. Pero ésta es una cuestión que en absoluto está resuelta en la literatura (véase Capítulo 2 y las referencias allí citadas).

Cheung y Lai (2008), por ejemplo, advierten que en la literatura empírica, para los países industrializados, es más difícil encontrar regímenes $I(1)$ que casen con períodos de tipos de cambio fijos que regímenes $I(0)$. Pero al estudiar si la mayor flexibilidad de los tipos genera una mayor o menor persistencia en los TCRs, concluyeron que no existe evidencia a favor de una u otra hipótesis. Contrariamente, Kanas (2009), Cashin y MacDermott (2006) y Wei y Parsley (1995), entre otros, sí han destacado esta relación. Por esta razón, la volatilidad ha sido incorporada al modelo (3.5) pero, como se indica, el signo esperado sobre la persistencia es en un primer momento incierto. Por un lado, ante la rigidez de los precios nominales³⁴, todo el peso en el proceso de ajuste al equilibrio debería recaer en los tipos de cambio nominales³⁵. Pero, por otro, la variabilidad de los tipos puede ser interpretada como un elemento que distorsiona de manera significativa el arbitraje espacial de bienes.

II. VARIABLES Y SELECCIÓN DE DATOS.

³⁴ Mussa (1984) documentó que la desviación típica de las alteraciones de los tipos de cambio entre las principales divisas y el dólar americano eran alrededor del 3% mensual durante los años setenta mientras que los cambios en los niveles de precios nacionales rondaban el 1%.

³⁵ Milton Friedman (citado en Rose (2011)) proporciona un alegato muy gráfico a la hora de defender los tipos de cambio flexibles que parece interesante rescatar al conectar regímenes cambiarios y proceso de ajuste:

...The argument for flexible exchange rates is, strange to say, very nearly identical with the argument for daylight savings time. Isn't it absurd to change the clock in summer when exactly the same result could be achieved by having each individual change his habits? All that is required is that everyone decided to come to his office an hour earlier, have lunch an hour earlier, etc. But obviously it is much simpler to change the clock that guide all than to have each individual separately change his pattern of reaction to the clock, even though all want to do so. The situation is exactly the same in the exchange market. It is far simpler to allow one price to change, namely the price of foreign exchange, than to rely upon price changes in the multitude of prices that together constitute the internal price structure...

En primer lugar, es conveniente reseñar que es difícil reclutar datos homogéneos que proyecten la realidad macroeconómica durante los últimos 140 años para una muestra tan extensa. Durante este espacio los países han modificado sus lindes geográficos, sus estructuras institucionales, económicas, políticas o sociales, sus monedas y un largo etcétera. Aunque recientemente ha habido esfuerzos muy notables (Barbieri *et al.*, 2008; Barro y Ursúa, 2008; Comin y Hobijn, 2004; Jordá *et al.* 2010; Reinhart y Rogoff, 2011; entre otros) no existe, en nuestro conocimiento, una base de datos completa que reúna la evolución de todas las variables que aquí son objeto de estudio. Además, el análisis sólo abarca los países industrializados y, en consecuencia, renuncia a los cuatro países latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile y México) por la dificultad en aunar esta información.

Las fuentes básicas son: Bordo *et al.* (2001), Global Financial Data (GFD), Homer y Sylla (2005), Jones y Obstfeld (2001), Mitchell (1992a,b; 1993), el *Statistical Abstract of United States* (varios años) y Taylor (2002a), completados y actualizados con el *Direction of Trade Statistics* y el *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional (FMI) (véase Anexo 3.A para una descripción más detallada de las fuentes). Obviamente son datos anuales y abarcan el periodo 1870-2008. Las variables, salvo dicho lo contrario, han sido expresadas en dólares americanos corrientes tomando las tasas de conversión de Taylor (2002a)³⁶. Cuando ha sido necesario, por la ausencia de algunos datos, principalmente durante períodos de guerra, las series han sido interpoladas con Tramo-Seats (Gómez y Maravall, 1996).

Para medir el output se ha tomado el PIB a coste de factores, la M2 generalmente como agregado monetario (ambas expresadas en logaritmos) y el rendimiento de los bonos públicos a 10 años como aproximación a los tipos de interés a largo plazo (en porcentaje)³⁷. Se sigue la ecuación (3.7) para cuantificar los costes de comercio bilateral (adviértase que éstos son simétricos). El diferente ritmo de crecimiento de la productividad total de las economías se ha definido siguiendo la expresión $|\Delta \bar{Y}_{t-1} - \Delta \bar{Y}_{t-1}^*|$ donde \bar{Y} es el logaritmo del PIB real per cápita en moneda nacional

³⁶ Los tipos nominales de Taylor (2002a) han sido completados con los datos de GFD y actualizados con IFS (FMI). En el Anexo 3.A en el apartado de Exportaciones e Importaciones se detalla las tasas de conversión utilizadas para todas las variables.

³⁷ En la literatura de la determinación de los tipos de cambio se han empleado tanto los tipos a corto como los tipos a largo plazo e incluso ambos (Frankel, 1979). MacDonald (1998) detecta que los tipos a largo plazo funcionan mejor para determinar el equilibrio a largo plazo de los TCRs. Éstos suelen ser interpretados como una *proxy* que captura las expectativas de inflación.

y Δ denota el incremento (en valores absolutos, de nuevo)³⁸. El saldo de la cuenta corriente se ha ponderado por el tamaño de la economía y tomado en valores absolutos $CC_{t-1} = 100 * |(CC/PIB)_{t-1}|$ (en términos nominales). La razón reside en que se entiende que los desequilibrios en la misma dirección acostumbran a ser muy persistentes (Krugman, 1990; Mundell, 1991; etc.). Finalmente, la volatilidad de los tipos de cambio nominales se ha aproximado mediante la varianza condicional una vez que éstos han sido especificados como un proceso $ARI(1,1)-GARCH(1,1)$.

III. ESTACIONARIEDAD DE LAS VARIABLES.

El supuesto de estacionariedad de las variables, necesario en los métodos de estimación habituales, quizá pueda resultar demasiado restrictivo ya que estamos tratando con variables macroeconómicas (Nelson y Plosser, 1982). De acuerdo con la literatura, los fundamentos tradicionales –la diferencia de output y de la oferta monetaria (Y, M)– exhiben una raíz unitaria (Mark, 1995; MacDonald, 1998; Sarno *et al.*, 2004; Engel y West, 2005; etc.). Además, si se cumple la teoría de la paridad descubierta de los tipos de intereses, con libre circulación de capitales e inversores neutros al riesgo, la diferencia de los tipos de interés nominales (I) debería ser, en cambio, estacionaria. Los fundamentos aquí examinados respaldan sólidamente estos hechos³⁹ aunque la evidencia para aceptar la estacionariedad de los tipos de interés es más confusa⁴⁰. Algo que ya había sido discutido en la literatura.

Sin embargo, las distribuciones asintóticas utilizadas en los contrastes estándares pueden resultar poco adecuadas cuando la variable analizada está encerrada dentro de una(s) banda(s), definidas por construcción o porque están sujetas a control. Esto es, el proceso es *mean reverting* cuando se acerca e intenta sobreponer esta restricción pero no necesariamente cuando se desenvuelve dentro del intervalo. Sur-

³⁸ El output per cápita como aproximación a la productividad ha sido utilizado por lo general debido a su fácil acceso (recientemente por Cheung y Lai, 2008, Lothian y Taylor, 2008, por ejemplo). Aunque también han sido tomadas otras *proxies* como la productividad total de los factores (De Gregorio *et al.*, 1994; Chinn y Johnston, 1997; etc.).

³⁹ Los contrastes univariantes de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1979), Phillips y Perron (1988) y Elliot, Rothenberg y Stock (1996) han sido implementados. Los resultados, no obstante, no se presentan para preservar espacio.

⁴⁰ Cuando se toman los tipos de interés, la evidencia de estacionariedad es únicamente firme para Australia, Canadá, España, Holanda, Italia, Noruega y Suecia.

gen, por tanto, un nuevo tipo de procesos: los procesos integrados ‘acotados’ – *bounded integrated, BI(1)*–. La distribución asintótica de los estadísticos de los contrastes de raíz unitaria ahora depende además de la distancia del valor inicial del proceso a estas bandas, corregida por la variabilidad de las innovaciones (la varianza a largo plazo) y el tamaño de la muestra (Cavaliere, 2005). En general, si esta distancia ‘corregida’ es lo suficientemente grande, se puede seguir confiando en la distribución estándar del estadístico ya que esta última es una buena aproximación. Si no es así, puede conducir a rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria cuando en realidad el proceso exhibe una raíz unitaria pero diferente a la habitual, una raíz unitaria acotada –*bounded unit root*–.

El resto de las variables del modelo (3.5) están encerradas en al menos una banda. La productividad y la volatilidad, por construcción, adoptan valores no negativos. El saldo por cuenta corriente está encerrado entre cero y cien. Y los costes de comercio son una variable que toma valores entre cero (el coste de comerciar es nulo) y uno (el coste es infinito). En la Tabla 3.3 se enumeran los resultados del contraste de raíz unitaria acotada. Se ha aplicado el contraste de Phillips y Perron (1988) pero se han utilizando unos nuevos puntos críticos de acuerdo con la hipótesis nula: $x_t \sim BI(1)$ (véase Cavaliere, 2005).

En general, la distribución asintótica estándar de los contrastes es una buena aproximación para los costes de comercio. En no pocas ocasiones se acepta la hipótesis nula de proceso integrado acotado. Sin embargo, la distribución estándar es inadecuada para el resto de las variables. En el caso de la diferencia en el crecimiento de la productividad no es muy relevante ya que los estadísticos rechazan firmemente la no estacionariedad. Para las variables cuenta corriente y volatilidad, la utilización de los nuevos valores críticos debilita la presunción de estacionariedad. Es decir, para Alemania, Bélgica, España, Noruega, Portugal y Suiza (caso de la cuenta corriente) y Australia, Bélgica, Holanda, Italia, Reino Unido y Suecia (volatilidad) se acepta la hipótesis nula de proceso integrado de primer orden acotado. Esta evidencia empírica es contradictoria, por ejemplo, para el caso de la cuenta corriente ya que una condición suficiente para que la restricción presupuestaria intertemporal a largo plazo se cumpla, es que el saldo de la balanza por cuenta corriente sea estacionario (Taylor, 2002b).

Tabla 3.3. Contrastes de raíz unitaria ‘acotada’.

TCR	Muestra	T_{t-1}	ΔPM_{t-1}	CC_{t-1}	VN_{t-1}
Alemania	1881-2008	-2,509	-9,163 ***	-2,898	-3,724 **
Australia	1871-2008	-4,336 ***	-13,604 ***	-10,923 ***	-3,023
Bélgica	1881-2008	-3,324 **	-3,951 **	-2,641	-2,442
Canadá	1871-2008	-0,808	-27,263 ***	-3,421 *	-6,464 ***
Dinamarca	1881-2008	-4,348 ***	-22,258 ***	-7,253 ***	-5,474 ***
España	1881-2008	-1,779	-12,815 ***	-1,627	-6,835 ***
Finlandia	1881-2008		-5,336 ***	-4,321 **	-5,091 ***
Francia	1881-2008	-3,676 ***	-20,505 ***	-4,871 ***	-3,674 *
Holanda	1871-2008	-3,262 **	-8,376 ***	-3,007 *	-1,818
Italia	1881-2008	-4,149 ***	-8,480 ***	-3,919 **	-2,256
Japón	1881-2008	-3,412 **	-14,646 ***	-6,359 ***	-6,193 ***
Noruega	1871-2008	-3,579 **	-18,985 ***	-2,659	-4,439 **
Portugal	1881-2008	-1,793	-16,071 ***	-2,802	-6,076 ***
Reino Unido	1871-2008	-1,711	-33,854 ***	-4,110 **	-2,275
Suecia	1881-2008	-2,935 *	-11,906 ***	-3,562 *	-2,784
Suiza	1881-2008	-1,080	-8,776 ***	-1,976	-3,581 *

NOTAS: Se ha llevado a cabo el contraste de Phillips-Perron (1988). Éste parte de la estimación del modelo:

$\Delta x_t = \mu + \alpha \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t$ para $t = 1, \dots, T$ mediante mínimos cuadrados ordinarios. La varianza a largo plazo ha sido calculada con un estimador *MCO* de la densidad espectral autorregresiva fijando un número máximo de retardos igual a 12(13) para las series que comienzan en 1881(1871) y seleccionados de acuerdo con el criterio de información de Akaike modificado (Ng y Perron, 2001). Los valores críticos estándares del contraste cuando la hipótesis nula es $x_t \sim I(1)$ son: -2,58, -2,88 y -3,48 (10, 5 y 1% de significatividad, respectivamente). Sin embargo, estos puntos no han sido utilizados. La hipótesis nula ahora es que el proceso es integrado acotado de primer orden ($x_t \sim BI(1)$). Los valores críticos asintóticos se han calculado mediante simulación con 50.000 réplicas y asumiendo el tamaño $T = 20.000$ (Cavaliere, 2005).

Variables: T denota los costes al comercio (ecuación 3.7), ΔPM es la diferencia del crecimiento de las productividades de las economías, CC es el saldo de la balanza por cuenta corriente (salvo para Bélgica, Holanda, Portugal y Suiza que corresponde al saldo de la balanza comercial: exportaciones menos importaciones de bienes) y VN es la volatilidad de los tipos de cambio nominales (véase explicación en el texto).

*, **, *** Denotan significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente.

En definitiva, las variables explicativas en la ecuación (3.5) difícilmente cumplen con la condición de estacionariedad. Es más, gran parte de ellas parecen haber sido generadas por procesos integrados de primer orden, estándar o acotados. Este hecho, a priori, invalida los resultados de consistencia y normalidad asintótica de los estimadores habitualmente utilizados.

IV. ESTIMACIÓN.

Para estimar el efecto de los fundamentos sobre la probabilidad que los TCRs pertenezcan a un régimen estacionario, se plantea la siguiente ecuación:

$$\rho_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 M_{t-1} + \beta_3 I_{t-1} + \beta_4 T_{t-1} + \beta_5 \Delta PM_{t-1} + \beta_6 CC_{t-1} + \beta_7 VN + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

La variable dependiente ρ_t ahora no es una medida continua sino que es dicotómica: toma valor igual a uno cuando el TCR en t pertenece a un régimen estacionario y cero cuando pertenece a un régimen no estacionario (Figura 3.1). Por este motivo las técnicas habituales de regresión son inadecuadas. El modelo se estima por máxima verosimilitud asumiendo que la perturbación u_t se distribuye como una Normal. Es decir, una estimación Probit. Es bien conocido que cuando los regresores son estacionarios y ergódicos el estimador máximo verosímil es $T^{1/2}$ consistente y se distribuye asintóticamente como una Normal. Sin embargo, los resultados de los contrastes aplicados en la sección anterior no siempre garantizan esta condición. Park y Phillips (2000)⁴¹ han demostrado que cuando todos los regresores son $I(1)$, la estimación máximo verosímil de los coeficientes continúa siendo consistente pero muestra una tasa de convergencia dual: $T^{3/4}$ en una dirección que es ortogonal al del verdadero vector de coeficientes y una tasa $T^{1/4}$ en todas las otras direcciones. Además, la distribución límite es una distribución mixta de distribuciones Normales por lo que los métodos de inferencia habituales continúan siendo válidos. Grabowski (2007) ha añadido que cuando entre los regresores se incluyen variables con diferentes órdenes de integración, la tasa de convergencia de la estimación de los coeficientes depende de ese orden: $T^{1/4}$ para los regresores estacionarios y $T^{3/4}$ para los regresores $I(1)$ o $I(2)$ ⁴².

Con todo, Riddel (2003) señala que los investigadores debemos estar en guardia ya que un alto grado de incertidumbre acecha sobre la validez de los modelos de elección binaria no estacionarios. Y el culpable de todo ello es que no existe un contraste de cointegración para estos modelos. Tan solo, en nuestro conocimiento, Hu y de Jong (2006) han avanzado modestamente por este camino al proponer un contraste donde la hipótesis nula es cointegración Tobit frente a la alternativa de regresión espuria. La limitación más importante del contraste es que no es directamente extrapolable a los modelos Probit/Logit y sólo permite un regresor en la especificación. Nótese que si los errores en la estimación son no estacionarios, la regresión puede ser

⁴¹ Hu y Phillips (2004) y Phillips, Jin y Hu (2007) realizan una extensión para el caso multinomial.

⁴² Cuando todos los regresores son $I(1)$ o $I(2)$ la tasa de convergencia es $T^{1/4}$ ya que Grabowski (2007) no considera dirección ortogonal al verdadero vector de coeficientes.

espuria e invalida así los procedimientos de inferencia puesto que los estadísticos habituales divergen cuando aumenta T .

V. ¿EXPLICAN LAS VARIABLES ECONÓMICAS FUNDAMENTALES LOS CAMBIOS EN PERSISTENCIA?

La Tabla 3.4 enumera los resultados de la estimación del modelo (3.8). Señalar, antes de nada, que se han añadido al análisis los TCRs de Japón y Suiza aunque la presencia de regímenes estacionarios no es significativa al cómodo nivel del 10% (Figura 3.1)⁴³. Un rápido vistazo a la Tabla permite rescatar las siguientes consideraciones. En primer lugar, el poder de predicción del modelo es razonablemente alto lo que puede invitar a pensar que, en conjunto, los fundamentos económicos son relevantes a la hora de explicar los patrones de persistencia observados más arriba. Sin embargo, este hecho contradice una corriente bien fundamentada de la literatura. En particular, el denominado *exchange rate disconnect puzzle* (Obstfeld y Rogoff, 2001): la separación en el comportamiento de los tipos de cambio y las variables económicas fundamentales. Además, en promedio, el modelo (3.8) predice de modo apropiado el 83,6% de los valores. No obstante, parece que las variables explicativas son más adecuadas para capturar regímenes estacionarios, donde se cumple la teoría de la PPA, que para regímenes no estacionarios⁴⁴. En otras palabras, el modelo ajusta el 87,3% de los valores que pertenecen a un régimen $I(0)$ frente al 79,2% de los valores cuando éstos corresponden a un régimen $I(1)$. Para valorar si el poder predictivo y la especificación son correctos, se ha llevado a cabo el contraste de Hosmer-Lemeshow (2000). Los resultados se muestran en las dos últimas filas de la Tabla 3.4. Excepto para los casos de Alemania, Bélgica, Dinamarca, Holanda y Portugal, la especificación es apropiada. Para todos ellos, exceptuando Portugal, el modelo es razonablemente exacto cuando predice los regímenes $I(0)$ pero el poder explicativo se desmorona al ajustar los otros regímenes.

Obsérvese, por otro lado, que en la Tabla 3.4, por razones de eficiencia, sólo se muestran las variables estadísticamente significativas. Se han eliminado, por tanto,

⁴³ Los M –estadísticos son $-3,12$ y $-3,47$, para Japón y Suiza, respectivamente. El valor crítico al 10% de significatividad es $-3,70$.

⁴⁴ Elliot y Pesavento (2006), por ejemplo, emplearon gran parte de estas variables para reforzar la evidencia a favor de la PPA.

Tabla 3.4. Estimación Probit del patrón de persistencia.

País	Alemania	Australia	Bélgica	Canadá	Dinamarca	España
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	-14,856 ***	103,11 **	4,182 ***	-321,91 ***	-2,230	-1,214
Y _{t-1}	-3,150 ***		2,184 ***	-14,728 ***	-1,671 ***	1,679 **
M _{t-1}	2,308 ***	1,412 **	-1,052 ***		1,199 ***	-1,516 **
I _{t-1}		2,053 ***				
T _{t-1}	16,003 ***	-113,91 **		336,78 ***		
ΔPM _{t-1}		0,228 ***				
CC _{t-1}		-0,176 ***			0,216 **	0,302 ***
VN _{t-1}	31,521 ***	-400,79 ***	-55,618 ***			20,383 ***
Pseudo R ²	0,287	0,641	0,278	0,759	0,084	0,159
Nº valores 0	67	106	51	108	50	57
Aciertos	79,1%	94,3%	52,9%	97,2%	38,0%	71,9%
Nº valores 1	61	32	77	30	78	71
Aciertos	90,2%	75,0%	92,2%	90,0%	74,4%	71,8%
Pred.correcta	84,4%	89,9%	76,6%	95,7%	60,2%	71,9%
H-L	54,986	2,553	21,224	2,136	26,103	8,784
p valor	0,000	0,768	0,007	0,545	0,001	0,361

País	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Japón	Noruega
Muestra	1881-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1885-2008	1871-2008
Constante	-63,920	-306,22 ***	10,899 ***	6,412 ***	102,24 ***	-3,940
Y _{t-1}		2,659 *	-0,882 **	10,479 ***		4,459 ***
M _{t-1}	4,863 ***	-1,744 **		-7,612 ***	2,052 ***	-1,603 *
I _{t-1}	n.d.			0,231 **	1,898 ***	0,715 ***
T _{t-1}	n.d.	362,64 ***	-15,884 ***		-117,81 ***	19,250 *
ΔPM _{t-1}	0,160 *			0,055 **		0,123 ***
CC _{t-1}	-0,186 **	0,124 *	-0,056 **	0,107 **		-0,206 ***
VN _{t-1}	10310,2 **		25,388 ***		30,944 ***	
Pseudo R ²	0,581	0,569	0,128	0,389	0,708	0,376
Nº valores 0	11	35	50	56	94	54
Aciertos	54,5%	80,0%	30,0%	73,2%	97,9%	74,1%
Nº valores 1	117	93	88	72	30	84
Aciertos	96,6%	92,5%	86,4%	84,7%	80,0%	84,5%
Pred.correcta	93,0%	89,1%	65,9%	79,7%	93,5%	80,4%
H-L		1,735	22,827	7,900	1,669	6,597
p valor		0,629	0,004	0,342	0,947	0,360

Tabla 3.4. (Continuación)

País	Portugal	R. Unido	Suecia	Suiza
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	4,856 ***	2,243 ***	3,709	3,843
Y_{t-1}	0,853 ***	1,725 ***	3,399 ***	-12,151 *
M_{t-1}			-2,289 **	17,039 **
I_{t-1}			2,300 ***	-0,537 **
T_{t-1}				
ΔPM_{t-1}	0,088 ***	0,064 *		
CC_{t-1}	-0,203 ***		-0,159 *	
VN_{t-1}		29,513 ***	74,026 ***	
Pseudo R ²	0,570	0,294	0,443	0,773
Nº valores 0	68	46	28	99
Aciertos	94,1%	63,0%	67,9%	99,0%
Nº valores 1	60	92	100	29
Aciertos	88,3%	89,1%	92,0%	100%
Pred.correcta	91,4%	80,4%	86,7%	99,2%
H-L	14,582	3,194	4,914	0,055
p valor	0,024	0,784	0,178	0,815

NOTAS: Estimación Probit del modelo: $\rho_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$, donde ρ_t es una variable que adopta valores 1 cuando el TCRs está en un régimen estacionario y 0 en caso contrario (Figura 3.1). X es un vector de variables exógenas que reúne a: Y , diferencia de PIB; M , diferencia de la M2, I , diferencia del tipo de interés a largo plazo; CC , saldo de la balanza por cuenta corriente (en valor absoluto); T , costes del comercio bilateral; ΔPM , diferencia del crecimiento de la productividad (en valor absoluto) y VN la volatilidad del tipo de cambio nominal (véase explicación adicional en el texto).

n.d. denota la no-disponibilidad de la variable. Además, para Bélgica, Holanda, Portugal y Suiza la variable saldo de la balanza por cuenta corriente corresponde al saldo de la balanza comercial (definida como la diferencia entre exportaciones e importaciones, en porcentaje del PIB (valores absolutos)). HL denota el contraste de Hosmer-Lemeshow (2000).

*, **, *** denotan la significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente.

las variables no significativas siguiendo la estrategia que se describe a continuación. Inicialmente, el modelo (3.8) se estima con todas las variables exógenas disponibles y se busca la variable, que no siendo individualmente significativa al 10%, posea un mayor p – valor para su expulsión (a excepción del término independiente). Se estima de nuevo el modelo sin la variable ‘expulsada’ y se sigue con esta rutina hasta que se han excluido todas las variables estadísticamente no diferentes de cero. Resaltar que, utilizando esta maniobra se consigue predicciones correctas para más del 95% de las observaciones en los casos de Canadá y Suiza con tan solo dos (output y coste de comercio) y tres variables fundamentales (output, agregado monetario y diferencia de interés), respectivamente.

En segundo lugar, los fundamentos económicos más importantes, las variables explicativas que más se repiten, son las variables *tradicionales* del modelo monetario (Flood y Rose, 1995): la diferencia del output y la diferencia del agregado monetario. Además, cuando ambas variables son significativas, su efecto parece compensarse –en una proporción–, lo que encaja bien con los modelos monetarios de determinación de los tipos de cambio (ecuación 3.6). Sin embargo, nuestra inquietud reside exclusivamente en el signo del coeficiente –el efecto de la variable– y desatendemos durante todo el análisis el valor del coeficiente.

Asimismo, destacan las variables relacionadas con la exposición comercial al exterior como el saldo por cuenta corriente y la volatilidad de los tipos nominales y, en menor medida, el coste de comerciar con Estados Unidos, nación referencia.

Tercero, aunque la diferencia de los tipos de interés y del crecimiento de la productividad no son las variables que más se repiten en la especificación, su signo, junto con el signo de la volatilidad, es el más sólido. Pero con matices. Mientras el efecto de la diferencia de los tipos de interés y la volatilidad nominal está acorde con el efecto que planteábamos como hipótesis, el efecto de la diferencia en el crecimiento de la productividad es contradictorio. El modelo enigmáticamente predice que a mayor diferencia absoluta de productividad, con todo lo demás constante, mayor probabilidad que la teoría de la PPA en ese periodo se cumpla. Lo que choca con la hipótesis Balassa-Samuelson. El argumento más directo para explicar esta contrariedad es que quizás el output per cápita no sea la proxy más idónea para evaluar la productividad de las economías. O simplemente porque la variable Y en la ecuación (3.8) está acoplando parte del efecto. No obstante, adviértase que a pesar que la productividad siempre ha ocupado un lugar destacado en la literatura para explicar las desviaciones de la PPA (Sarno y Taylor, 2003; Taylor y Taylor, 2004, etc.), su relevancia dentro del modelo es muy limitada. Es más, ni tan siquiera para el caso de Japón, donde la evidencia empírica ha sido tradicionalmente más arrolladora (Rogoff, 1996; Obstfeld, 1993), la diferencia de productividad es estadísticamente significativa.

Malliaropoulos *et al.* (2006) han señalado que los tipos de interés explican una porción significativa de las desviaciones de los TCRs de su nivel de equilibrio. La Tabla 3.4 añade, además, que a mayor diferencia de tipos de interés nominales, con todo lo demás constante, mayor será la probabilidad que los TCRs se hallen en un régimen estacionario.

La volatilidad de los tipos de cambio y, en menor medida, el saldo de la balanza por cuenta corriente muestran un efecto consistente sobre la persistencia. El signo del coeficiente de la volatilidad (exceptuando los casos de Australia y Bélgica) encaja con el argumento que los tipos nominales lideran el proceso de ajuste en un escenario de precios poco flexibles (Sarno y Taylor, 2006, entre otros). En otras palabras, mayor volatilidad explica por qué los TCRs se asientan en un régimen estacionario. En cuanto a la cuenta corriente⁴⁵, el efecto mayoritario sobre la persistencia es el que planteábamos. Desequilibrios en el sector exterior obstaculizan que los TCRs puedan desenvolverse como procesos estacionarios.

Cuarto, el signo de los costes de comercio es un auténtico misterio. Unos mayores costes de comerciar con el exterior, sin equívocos, deberían debilitar el proceso de arbitraje espacial de bienes. Explicar por qué los TCRs se sitúan en un régimen no estacionario. Sin embargo, este efecto no se produce para más de la mitad de los casos donde la variable ha resultado significativa (Alemania, Canadá, Francia y Noruega). De acuerdo con la Tabla 3.4, por tanto, a mayores costes de comercio, con todo lo demás constante, mayor probabilidad que los TCRs se encuentren en un régimen estacionario. Una inconsistencia que creemos debilita sensiblemente el modelo pero que ya había surgido en la literatura al intentar explicar los factores que están detrás de la persistencia de los TCRs (Campa y Wolf, 1997, por ejemplo). En la sección próxima se busca una *proxy* alternativa al coste de comerciar con el exterior pero los resultados, ya avanzamos, son igual de desalentadores.

El impacto de los fundamentos monetarios, aunque insistimos son las variables más importantes en el modelo junto a la volatilidad y la cuenta corriente, tampoco está en absoluto claro. Parece que éstos pueden ser interpretados como un shock nominal y así permitir que los TCRs conserven su propiedad *mean reverting*. Pero la evidencia es más bien frágil. Solamente en la mitad de los casos el efecto estimado es positivo.

En definitiva, de modo conjunto, todas las variables económicas analizadas ayudan a explicar la persistencia de los TCRs pero con considerables diferencias entre países (Sarno y Valente, 2009). Tampoco el efecto o el signo de los coeficientes está claro. Tanto la diferencia de los tipos de interés nominales como la volatilidad de

⁴⁵ La balanza comercial ha sido incluida en aquellos países cuando no se ha dispuesto de información sobre la cuenta corriente (véase notas en la Tabla 3.4). La relación en el largo plazo, entre la balanza comercial y los TCRs, ha sido analizada, por ejemplo, en Lane y Milesi-Ferretti (2002).

los tipos de cambio guardan una relación directa con la persistencia. En el sentido que mayor diferencia genera mayor probabilidad que los TCRs se encuentren en un régimen estacionario. Se ha estimado también un efecto positivo para la diferencia en el crecimiento de la productividad pero éste es contrario a la hipótesis Balassa-Samuelson. El efecto de la integración de los mercados de bienes sobre la persistencia es otra cuestión que parece un tanto enigmática.

VI. ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS.

Para terminar, se han realizado nuevos ejercicios de estimación del modelo para explorar la sensibilidad de los resultados. Primero, se han eliminado los períodos 1914-1918 y 1940-1945 por ser espacios de tiempo muy particulares y debido a la baja calidad de los datos disponibles. De acuerdo con la Tabla 3.5, los resultados no se ven en absoluto alterados. De hecho, las diferencias entre la Tabla 3.4 y la Tabla 3.5 son verdaderamente exiguas.

En segundo lugar, aunque recientemente Pavlidis *et al.* (2011) han trazado una sólida relación entre la persistencia de los TCRs y los costes de comercio tal y como aquí han sido entendidos, se ha buscado una *proxy* alternativa ante los decepcionantes resultados. La apertura comercial guarda la misma finalidad y ha sido señalada en el terreno teórico, por ejemplo, por Bergin y Feenstra (2001). De modo que un bajo grado de apertura podría incentivar la persistencia de los TCRs ya que los componentes de los índices de precios no reaccionan tan enérgicamente a los cambios en el valor nominal de las monedas. O llevado a nuestro terreno, la limitación en el arbitraje internacional de los bienes (las economías son más cerradas, menos integradas) aumenta la probabilidad que la teoría de la PPA no se cumpla. Que la persistencia de los TCRs sea infinita. Cheung y Lai (2008, 2000a) y Lo y Wong (2006), entre otros, han contrastado la relación entre persistencia y apertura con dispar éxito⁴⁶. La apertura al exterior ha sido definida aquí como el valor de las importaciones de bienes y servicios compensada por el tamaño del país –dividido por el PIB– (Romer, 1993). Como pone de manifiesto la Tabla 3.6, las diferencias de incluir la apertura

⁴⁶ Otros estudios han apostado por la utilización de la distancia geográfica (Cecchetti *et al.* 2002; Campa y Wolf, 1997; Parsley y Wei, 1996; Engel y Rogers, 1996; etc.). El argumento es inmediato: la proximidad física entre dos socios comerciales activa el arbitraje espacial. Sin embargo, como ha sido señalado por Parsley y Wei (1996), la distancia sólo explica una pequeña fracción de la persistencia de los TCRs observada entre países. Estos autores construyen, además, una versión modificada de la habitual *half-life* que incorpora la distancia física.

**Tabla 3.5. Reestimación del modelo:
(I) Exclusión del periodo 1914-18 y 1940-45.**

País	Alemania	Australia	Bélgica	Canadá	Dinamarca	España
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	-18,304 ***	98,064 *	3,695 ***	-314,08 ***	-35,894 **	-0,912
Y _{t-1}	-2,229 ***		1,721 ***	-14,629 ***		2,116 ***
M _{t-1}	1,567 ***	1,350 **	-0,770 *			-1,715 **
I _{t-1}	-0,191 *	1,939 ***			-0,122 *	
T _{t-1}	20,482 ***	-108,36 *		327,69 ***	41,392 **	
ΔPM _{t-1}		0,219 ***				
CC _{t-1}		-0,170 ***			0,246 **	0,322 ***
VN _{t-1}	23,467 **	-380,96 ***	-51,118 ***			24,667 ***
Pseudo R ²	0,277	0,597	0,227	0,751	0,076	0,215
Nº valores 0	61	100	45	97	44	57
Aciertos	82,0%	95,0%	46,7%	96,9%	31,8%	71,9%
Nº valores 1	56	27	72	30	73	60
Aciertos	78,6%	70,4%	88,9%	90,0%	83,6%	73,3%
Pred.correcta	80,3%	89,8%	72,7%	95,3%	64,1%	72,7%
H-L	44,513	2,795	21,467	5,171	8,407	7,614
p valor	0,000	0,834	0,006	0,160	0,395	0,472

País	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Japón	Noruega
Muestra	1881-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1885-2008	1871-2008
Constante	-57,478	-305,12 ***	14,015 **	68,356 ***	107,70 ***	12,195 ***
Y _{t-1}		2,668 *	-0,747 *	12,939 ***		
M _{t-1}	4,145 ***	-1,726 **		-9,352 ***	1,983 ***	2,671 ***
I _{t-1}	n.d.			0,340 ***	1,896 ***	0,611 ***
T _{t-1}	n.d.	361,45 ***	-19,052 **	-70,454 ***	-124,49 ***	
ΔPM _{t-1}						0,065 *
CC _{t-1}	-0,273 **	0,127 *	-0,073 **	0,167 ***		-0,229 ***
VN _{t-1}	9278,1 *		32,451 ***		30,518 ***	-9,609 **
Pseudo R ²	0,581	0,541	0,152	0,494	0,702	0,448
Nº valores 0	11	30	45	52	83	54
Aciertos	54,5%	80,0%	35,6%	84,6%	97,6%	77,8%
Nº valores 1	106	87	82	65	30	73
Aciertos	97,2%	94,3%	85,4%	81,5%	80,0%	89,0%
Pred.correcta	93,2%	90,6%	67,7%	82,9%	92,9%	84,3%
H-L		1,493	310,80	29,226	4,206	16,281
p valor		0,684	0,000	0,000	0,649	0,012

Tabla 3.5. (Continuación)

País	Portugal 1881-2008	R. Unido 1871-2008	Suecia 1881-2008	Suiza 1881-2008
Muestra				
Constante	4,615 ***	36,328 *	0,875 ***	3,843
Y_{t-1}	0,876 ***	1,107 **		-12,151
M_{t-1}				17,040 **
I_{t-1}			3,062 ***	-0,537 **
T_{t-1}		-41,886 *		
ΔPM_{t-1}	0,085 ***	0,075 *		
CC_{t-1}	-0,172 ***		-0,397 ***	
VN_{t-1}		29,292 ***	87,336 ***	
Pseudo R ²	0,556	0,300	0,483	0,920
Nº valores 0	68	46	27	88
Aciertos	95,6%	67,4%	70,4%	98,9%
Nº valores 1	49	81	90	29
Aciertos	77,6%	85,2%	90,0%	100%
Pred.correcta	88,0%	78,7%	85,5%	99,1%
H-L	8,748	6,297	0,977	0,303
p valor	0,188	0,391	0,807	0,859

NOTAS: Véase notas de la Tabla 3.4.

en la especificación en lugar de los costes al comercio, son más bien poco reveladoras. Porque la principal fragilidad del modelo no se desvanece: el efecto de la apertura y las variables monetarias canónicas sobre la persistencia, en términos generales, sigue siendo confuso. Por ejemplo, la apertura comercial tiene un efecto positivo en Alemania, España, Holanda e Italia, pero inexplicablemente negativo en Francia, Portugal y Suecia. Y lo mismo se puede decir para el output y el agregado monetario. Es cierto que con esta nueva especificación gana protagonismo la diferencia de los tipos de interés nominales, que continúan teniendo un innegable efecto positivo sobre la persistencia de los TCRs –aumenta la probabilidad que permanezcan en un régimen estacionario– a costa de perder presencia los fundamentos monetarios tradicionales⁴⁷. Adviértase, no obstante, que aunque la apertura reconfigura el efecto de las variables sobre la persistencia, ésta no puede capturar el mismo efecto que los costes al comercio. Como ejemplo, solamente para Alemania, Francia y Holanda las dos variables explican la persistencia. Pero mientras que para el último de ellos el efecto de ambas variables es el natural, sucede lo contrario para los dos primeros.

⁴⁷ En un ejercicio paralelo se han eliminado también los períodos de guerras y, al igual que antes, los resultados no difieren de modo sustancial de los presentados en la Tabla 3.6.

**Tabla 3.6. Reestimación del modelo:
 (II) Inclusión de la apertura al exterior.**

País	Alemania	Australia	Bélgica	Canadá	Dinamarca	España
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	-20,612 ***	-0,383	4,182 ***	-34,798 ***	-2,230	-3,233 ***
Y _{t-1}			2,184 ***	-11,835 ***	-1,671 ***	1,279 *
M _{t-1}			-1,052 ***		1,199 ***	-1,388 *
I _{t-1}	0,662 ***	1,509 ***		-2,223 ***		0,130 *
A _{t-1}	1,173 ***					0,117 ***
ΔPM _{t-1}		0,184 ***				0,057 **
CC _{t-1}		-0,075 **			0,216 **	
VN _{t-1}	77,782 ***	-353,84 ***	-55,618 ***			17,979 ***
Pseudo R ²	0,701	0,596	0,278	0,632	0,084	0,228
Nº valores 0	67	106	51	108	50	57
Aciertos	89,6%	96,2%	52,9%	95,4%	38,0%	68,4%
Nº valores 1	61	32	77	30	78	71
Aciertos	86,9%	81,3%	92,2%	90,0%	74,4%	71,8%
Pred.correcta	88,3%	92,8%	76,6%	94,2%	60,2%	70,3%
H-L	1,842	7,533	21,224	5,372	26,103	9,705
p valor	0,765	0,274	0,007	0,372	0,001	0,286

País	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Japón	Noruega
Muestra	1881-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1885-2008	1871-2008
Constante	-63,920	6,319 ***	-10,719 ***	5,404 ***	3,017 ***	13,301 ***
Y _{t-1}		2,558 ***		13,015 ***	2,658 ***	
M _{t-1}	4,863 ***	-3,074 ***	-2,069 ***	-9,641 ***		2,856 ***
I _{t-1}	n.d.			0,319 ***	1,450 ***	0,718 ***
A _{t-1}		-0,400 ***	0,128 ***	0,147 ***		
ΔPM _{t-1}	0,160 *	-0,080 **		0,099 ***		
CC _{t-1}	-0,186 **		-0,058 **			-0,220 ***
VN _{t-1}	10310,2 **		43,419 ***		23,452 ***	-11,927 ***
Pseudo R ²	0,581	0,553	0,250	0,487	0,665	0,451
Nº valores 0	11	35	50	56	94	54
Aciertos	54,5%	71,4%	56,0%	78,6%	95,7%	75,9%
Nº valores 1	117	93	88	72	30	84
Aciertos	96,6%	91,4%	85,2%	88,9%	73,3%	94,5%
Pred.correcta	93,0%	85,9%	74,6%	84,4%	90,3%	87,0%
H-L		3,500	15,794	9,446	1,195	12,504
p valor		0,321	0,027	0,150	0,947	0,052

Tabla 3.6. (Continuación)

País	Portugal	R. Unido	Suecia	Suiza
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	19,433 ***	2,243 ***	4,154 ***	3,843
Y _{t-1}		1,725 ***		-12,151 *
M _{t-1}	2,779 ***			17,039 **
I _{t-1}	0,223 **		2,262 ***	-0,537 **
A _{t-1}	-0,335 ***		-0,154 ***	
ΔPM _{t-1}		0,064 *	-0,068 *	
CC _{t-1}	0,178 *		-0,178 **	
VN _{t-1}		29,513 ***	79,319 ***	
Pseudo R ²	0,732	0,294	0,468	0,773
Nº valores 0	68	46	28	99
Aciertos	95,6%	63,0%	67,9%	99,0%
Nº valores 1	60	92	100	29
Aciertos	88,3%	89,1%	91,0%	100%
Pred.correcta	92,2%	80,4%	85,9%	99,2%
H-L	1,156	3,194	2,546	0,055
p valor	0,949	0,784	0,467	0,815

NOTAS: Véase notas de la Tabla 3.4.

Finalmente, se han tomado las variables explicativas output, agregado monetario, tipos de interés y volatilidad, en términos reales⁴⁸. Malliaropoulos *et al.* (2006), por ejemplo, toman variables nominales junto con variables reales para la diferencia del crecimiento del PIB y la diferencia de los tipos de interés al estudiar su efecto sobre la persistencia de los TCRs. Kanas (2009), por otro lado, utiliza sólo variables reales exceptuando la volatilidad que se define respecto a los tipos nominales. Teóricamente, la amplia mayoría de modelos económicos predicen una correlación positiva entre los TCRs y el output real relativo. Sin embargo, ésta no siempre es refrendada por los datos (Stockman, 1998). Lo mismo sucede con los tipos de interés. Los modelos monetarios de determinación de los tipos de cambio con precios rígidos establecen un vínculo preciso entre los TCRs y la diferencia de los tipos de interés reales (Dorn-

⁴⁸ Los índices de precios de Taylor (2002a) han sido utilizados para deflactar las variables nominales excepto para el caso de Alemania donde se han tomado los precios de Mitchell (1992b) [para los períodos 1870-1884 y 1988-1993], Liesner (1996) [periodo 1885-1987] y FMI (IFS) [periodo 1994-2008]. Además, los tipos de interés reales r_t se han definido como $r_t = i_t - \Delta p_t$ donde Δp_t es la tasa de inflación *ex-post*. Como proxy de volatilidad se ha utilizado la varianza condicional de un modelo AR(1)-GARCH(1,1).

**Tabla 3.7. Reestimación del modelo:
(III) Variables en términos reales.**

País	Alemania	Australia	Bélgica	Canadá	Dinamarca	España
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	-12,262 ***	-1,128 ***	48,370 *	-485,24 ***	7,765 ***	-2,485 **
Y _{t-1}		-4,970 ***		1,106 ***	-24,560 ***	2,295 ***
M _{t-1}		2,472 ***				-1,725 **
I _{t-1}		-0,166 ***		0,064 **		
T _{t-1}		12,044 **		-52,688 *	504,04 ***	
ΔPM _{t-1}			0,131 ***			
CC _{t-1}					0,226 **	0,312 ***
V _{t-1}	45,758 **	-51,042 ***	2,332 *			22,513 ***
Pseudo R ²	0,424	0,260	0,169	0,859	0,120	0,154
Nº valores 0	67	106	51	108	50	57
Aciertos	89,6%	93,4%	37,3%	98,1%	42,0%	61,9%
Nº valores 1	61	32	77	30	78	71
Aciertos	83,6%	46,9%	90,9%	90,0%	78,2%	74,6%
Pred.correcta	86,7%	82,6%	69,5%	96,4%	64,1%	70,3%
H-L	23,357	6,393	28,815	0,042	19,460	10,474
p valor	0,001	0,603	0,000	1,000	0,013	0,233

País	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Japón	Noruega
Muestra	1881-2008	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1885-2008	1871-2008
Constante	-28,830 ***	-387,40 ***	24,117 ***	-0,345	-0,269	-0,902
Y _{t-1}	-8,279 ***	9,107 ***	-5,300 ***	2,765 ***		
M _{t-1}		-4,844 ***	1,936 ***	-3,282 ***		1,651 ***
I _{t-1}	n.d.		-0,070 **			
T _{t-1}	n.d.	461,59 ***	-35,796 ***			8,824 *
ΔPM _{t-1}						0,054 *
CC _{t-1}	-0,152 **	0,149 ***	-0,062 **		-0,396 ***	-0,119 ***
V _{t-1}					3,135 *	
Pseudo R ²	0,258	0,645	0,314	0,151	0,140	0,228
Nº valores 0	11	35	50	56	94	54
Aciertos	0,0%	74,3%	64,0%	53,6%	98,9%	70,4%
Nº valores 1	117	93	88	72	30	84
Aciertos	98,3%	93,5%	89,8%	81,9%	10,0%	85,7%
Pred.correcta	89,8%	88,3%	80,4%	69,5%	77,4%	79,7%
H-L	10,573	11,642	21,049	5,712	11,809	15,387
p valor	0,001	0,009	0,002	0,680	0,160	0,031

Tabla 3.7. (Continuación)

País	Portugal	R. Unido	Suecia	Suiza
Muestra	1881-2008	1871-2008	1881-2008	1881-2008
Constante	-1,788	57,975 ***	-13,174 ***	-18,231 ***
Y_{t-1}				-17,597 ***
M_{t-1}	-0,651 *		-4,396 ***	14,895 ***
I_{t-1}			-0,074 *	-0,210 ***
T_{t-1}		-69,142 ***		
ΔPM_{t-1}	0,062 **	0,116 ***		
CC_{t-1}	-0,260 ***		-0,185 **	
V_{t-1}			61,636 ***	
Pseudo R ²	0,529	0,217	0,441	0,793
Nº valores 0	68	46	28	99
Aciertos	91,2%	60,9%	50,0%	98,0%
Nº valores 1	60	92	100	29
Aciertos	93,3%	88,0%	91,0%	89,7%
Pred.correcta	92,2%	79,0%	82,0%	96,1%
H-L	18,153	35,458	10,195	6,827
p valor	0,011	0,000	0,017	0,234

NOTAS: Véase notas de la Tabla 3.4.

busch, 1976, Frankel, 1979)⁴⁹. Además, de acuerdo con la versión de los mercados eficientes de la teoría de la PPA, si este diferencial de tipos es constante en el tiempo, los TCRs deberían seguir un paseo aleatorio (MacDonald y Taylor, 1992). Dicho en otras palabras, un menor diferencial de los tipos de interés debería venir asociado con una menor probabilidad que los TCRs se comportasen como un proceso estacionario. Como queda recogido en la Tabla 3.7, a pesar que los tipos de interés reales no son la variable que más se repite en la especificación de las diferentes ecuaciones, el signo del coeficiente mayoritariamente es inesperado. A mayor diferencia de los tipos de interés, con todo lo demás constante, menor es la probabilidad que los TCRs sigan un proceso estacionario. Conclusión que es opuesta a la que conjeturábamos y al resultado alcanzado cuando se empleaba los tipos de interés en términos nominales. Pero equivalente al efecto estimado en Kanas (2009) para quien un elevado diferencial de los tipos de interés reales dificulta la probabilidad de transición de un régimen $I(1)$ a un régimen $I(0)$.

⁴⁹ Para una discusión de la validez empírica de esta relación véase, entre otros, Meese y Rogoff (1988), Baxter (1994), Nakagawa (2002), Alquist y Chinn (2008) y Hoffmann y MacDonald (2009).

En general, las diferencias entre la Tabla 3.7 y la Tabla 3.4 son notables pero los efectos de las variables sobre la persistencia de los TCRs, que es lo que realmente nos interesa, permanecen prácticamente inalterados. Salvo, como acaba de ser mencionado, para el caso de los tipos de interés. Sí que ha cambiado, sin embargo, la significatividad estadística de algunas variables. En general, se necesitan menos fundamentos para explicar la persistencia de los TCRs. Pero por el camino se ha sacrificado exactitud en el ajuste de los modelos. Las variables en términos reales no son capaces de alcanzar el nivel predictivo en los regímenes no estacionarios para los casos de Bélgica, Finlandia, Italia y Suecia. Y tampoco en los regímenes estacionarios para Australia y Japón donde el empeoramiento es considerable. No son capaces de diferenciar los regímenes estacionarios de los no estacionarios con la misma facilidad con la que lo hacen las variables en términos nominales.

En resumen, los resultados expuestos en la Tabla 3.4 parecen no depender de la inclusión o no de los períodos de guerras. Sí, en cambio, pueden ser sensibles a la utilización de la apertura comercial como variable explicativa o cuando se han tomado las variables en términos reales. Pero, aún en estos casos, las discrepancias son por lo general mínimas. Los fundamentos económicos importan a la hora de explicar la persistencia de los TCRs. Existen variables con un sólido efecto sobre la persistencia como lo son la diferencia de los tipos de interés, la diferencia en el crecimiento de la productividad de las economías (aunque el efecto de este último no es fácil de justificar) y la volatilidad de los tipos de cambio. Pero para el grueso de las variables macroeconómicas, el efecto sobre la persistencia de los TCRs es un tanto críptico. En el sentido que la relación es ambigua. Para algunos países el efecto es positivo y para otros, el efecto es negativo. Este hecho creemos que no ensombrece en absoluto el análisis ya que se examina un conjunto de determinantes altamente conectados entre sí. Se ha contribuido a explicar por qué los TCRs se comportan de un determinado modo y el efecto que ejerce la política económica sobre éstos. Al final, como gráficamente señaló Robert Mundell (1991) para describir la dinámica de los TCRs durante finales de los años setenta y la década de los ochenta, *los TCRs parecen haber sido unos inocentes transeúntes –una víctima– de la especulación y de la política monetaria errática* y quizás resulte demasiado aventurado intentar explicar estas pautas únicamente con variables macroeconómicas fundamentales que, además, resulten observables (Engel y West, 2005).

3.4. Conclusiones.

Krugman (1990) parece sorprenderse con el hecho que los TCRs mantengan constante su nivel de equilibrio en el tiempo y éste no fluctúe como consecuencia de la existencia de una serie de fuerzas activas que lo empujan a ello. Pero es que la literatura empírica ha ido dando tumbos. Durante un tiempo se ha defendido la estacionariedad como una buena representación de la dinámica de los TCRs y durante otros períodos el discurso ha virado hacia la aceptación de la hipótesis que los TCRs contenían una raíz unitaria (Taylor y Taylor, 2004; Taylor, 2006), en una especie de movimiento pendular.

En este capítulo, en primer lugar, se ha buscado y localizado regímenes donde el nivel de equilibrio se mantiene constante, donde se cumple la teoría de la PPA. Y períodos de tiempo en los cuales los TCRs no convergen hacia un nivel de equilibrio. Regímenes que podrían denominarse de desequilibrio ya que la política económica es incapaz de gobernar su comportamiento.

Yoon (2009) recientemente ha señalado que la flexibilidad de los tipos de cambio perturba la persistencia de los TCRs. Nuestros resultados indican que no es fácil relacionar los regímenes monetarios con la persistencia –finita e infinita– de los TCRs (Grilli y Kaminsky, 1989; Yoon, 2008). Para una muestra de 20 países, con carácter casi general, se ha descubierto un régimen estacionario durante el auge del Patrón Oro. Pero ese mismo régimen ha sido detectado también durante la actual flotación cambiaria con la misma intensidad, quizás porque ya se dispone de suficiente información para evaluar el comportamiento de los TCRs en la etapa más reciente (Lothian y Taylor, 1996). Durante el periodo de entreguerras y la etapa de Bretton Woods se han definido asimismo regímenes estacionarios pero con una frecuencia notablemente inferior. Para un puñado de TCRs, los países latinoamericanos generalmente, se han descubierto, además, regímenes estacionarios que ocupan varios regímenes institucionales. Todo ello nos conduce a cuestionar la vigencia de clasificaciones tan generales (Reinhart y Rogoff, 2004; entre otros) y si es apropiado relacionar éstas con las propiedades de los TCRs.

En segundo lugar, se ha preguntado a los fundamentos económicos si éstos podían aportar una explicación al patrón de persistencia observado. A pesar que una corriente del pensamiento desconecta efectivamente la dinámica de las variables

económicas fundamentales y los TCRs (Obstfeld y Rogoff, 2001), la respuesta es afirmativa. Un conjunto de fundamentos, ampliamente aceptados en la literatura (diferencia de output, de oferta monetaria, de tipos de interés, de crecimiento de la productividad, la volatilidad, etc.), es capaz de explicar estos regímenes. Pero el impacto y la significatividad de todas las variables estudiadas sobre la persistencia de los TCRs no es universal. Los fundamentos monetarios, la volatilidad y el saldo de la balanza por cuenta corriente parecen ser las variables más importantes. Pero no está del todo claro su efecto ya que son variables que capturan en una misma una combinación de shocks: nominales y reales. Mientras los shocks nominales deberían explicar el éxito de la hipótesis de la PPA, los shocks de naturaleza real deberían hacer lo propio con su fracaso.

La diferencia de los tipos de interés nominales tiene un marcado efecto positivo en la probabilidad que los TCRs se inscriban en un régimen estacionario. Resultado que encaja con la interpretación que éstos simbolizan un shock nominal. De la misma forma, la mayor volatilidad de los tipos de cambio posibilita la estacionariedad de los TCRs. Lo que parece fortalecer un aspecto muy controvertido en la literatura: la conexión entre el régimen monetario con el éxito de la teoría de la PPA (Mussa, 1986; Sarno y Valente, 2006; etc.). La diferencia de productividad de las economías, paradigma de los shocks reales, aunque tiene un sólido efecto para explicar por qué los TCRs son estacionarios, su impacto es contrario a la hipótesis Balassa-Samuelson. Además, su peso en la ecuación es más débil de lo que se acostumbra a aceptar en el debate de los tipos de cambio (Froot y Rogoff, 1995). Los fundamentos monetarios tradicionales (la diferencia de output y de oferta monetaria) y el saldo por cuenta corriente tienen mucho peso para explicar el patrón pero su impacto sobre la persistencia es un tanto críptico ya que no existe un resultado dominante. La evidencia para ser considerados un shock nominal es casi la misma que para ser interpretados como un shock real. Por último, los costes al comercio han sido tomados como *proxy* para capturar la integración de los mercados de bienes y, por añadido, la capacidad de arbitraje espacial. En contraposición a Pavlidis *et al.* (2011), ésta es una variable perturbadora dentro del modelo. Díscola en el sentido que no es tan significativa como la teoría parece derivar. Además, cuando se ha revelado significativa, el efecto sobre la persistencia es mixto. Es decir, un 50% difícil de justificar. Mayores costes de comerciar, con todo lo demás constante, deberían inflar incontestablemente la probabilidad que los TCRs no fueran estacionarios. O dicho en otras palabras, me-

nos perspectivas de arbitraje deberían implicar menores probabilidades para que la PPA fuera una buena teoría para aproximar la dinámica de los TCRs.

Por tanto, se ha dado un paso inicial pero firme para demostrar que los fundamentos importan cuando se habla de los TCRs. En particular, de su persistencia. Nuestros resultados parecen robustos a diferentes especificaciones. Existe un amplio menú de otros fundamentos que podrían ser objeto de consideración pero siempre atendiendo a la restricción de la disponibilidad de los datos. El papel de los fundamentos de tono microeconómico (Mayoral y Gadea, 2011), la demografía (Aloy y Gente, 2009), los términos de comercio (De Gregorio y Wolf, 1994) y el gasto público (Rogoff, 1996), entre otros, podrían ser opciones a explorar. Es evidente que la política económica, consciente o inconscientemente, ejerce una poderosa fuerza en la capacidad que los TCRs puedan ser fácilmente predecibles y, por ende, hacer la vida más fácil a los agentes económicos.

3.5. Agradecimientos.

Quiero dar las gracias a los profesores Eloy Fernández Clemente e Isabel Sanz Villarroya (Universidad de Zaragoza), Maria Eugénia Mata (Universidade Nova de Lisboa), Kim Padkjær Abildgren (Danmarks Nationalbank), los Bancos Centrales de Australia y Finlandia por su accesible y desinteresada colaboración en la construcción de la base de datos. Asimismo agradecer a Carmen Fillat (Universidad de Zaragoza) su disposición para despejar algunas dificultades que surgieron en la fabricación de este capítulo. Por supuesto, cualquier error es obra del autor.

3.6. Anexos.

ANEXO 3.A. Base de Datos.

PRODUCTO INTERIOR BRUTO: En general proceden de Bordo *et al.* (2001). Se han actualizado con *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional y completado del modo siguiente: ALEMANIA: 1870-1879, Mitchell (1992); 1960-2008, PIB ajustado de estacionalidad, IFS. AUSTRALIA: 1870-1948 Mitchell (2003); 1949-2008, IFS. BÉLGICA: 1870-1912 Smith *et al.* (2009); 1980-2008 IFS. CANADÁ: 1870-1879 PNB a precios de mercado en Urquhart (1986) Tabla 2.1, Pág. 11. 1961-2008, IFS. DINAMARCA: 1950-2008 PIB ajustado de estacionalidad, IFS. ESTADOS UNIDOS: 1870-1880 PNB, Mitchell (1993). 1948-2008 PNB, IFS. ESPAÑA: 1970-2008 PIB ajustado estacionalmente, IFS. FINLANDIA: 1950-2008, IFS. FRANCIA: 1978-2008, IFS. HOLANDA: 1870-1879 PIB nominal a coste de factores, Smits *et al.* (1999) Tabla I.2; 1956-2008 PIB ajustado de estacionalidad, IFS. ITALIA: 1966-2008 PIB ajustado de estacionalidad, IFS. JAPÓN: 1885-1951, Mitchell (2003). 1952-2008 PIB ajustado de estacionalidad, IFS. NORUEGA: 1870-2008, Eitrheim *et al.* (2004), Capítulo 6. PORTUGAL: 1953-2008, IFS. REINO UNIDO: 1870-1879 enlazado con las tasas de crecimiento del GNP de Capie y Webber (1985) Tabla 3xii. 1948-2008 PIB ajustado estacionalmente, IFS. SUECIA: 1870-1879, Mitchell (1992); 1980-2008, IFS. SUIZA: 1980-2008, PIB ajustado estacionalmente, IFS.

AGREGADO MONETARIO: En general se trata de la M2 procedente de Bordo *et al.* (2001) modificados del siguiente modo⁵⁰: ALEMANIA: 1951-1998 moneda en circulación, demanda de depósitos y otros depósitos, series 34A, 34B y 35, IFS. AUSTRALIA: 1975-2008 M1 ajustado de estacionalidad, IFS. BÉLGICA: 1979-1998 M1, National Bank of Belgium. *Statistical Bulletin*. CANADÁ: 1871-1879, M2 Metcalf *et al.* (1996); 1968-2008 M2 bruta ajustada de estacionalidad, IFS. DINAMARCA: 1880-2008 *Broad Money* facilitado por Kim Abildgren (Abildgren, 2008). ESTADOS UNIDOS: 1870-1879 M2, Balke y Gordon (1986); 1959-2008 M2 corregido de estacionalidad, IFS. ESPAÑA: 1962-1998 M1, IFS. FINLANDIA: 1880-1980 M2 con datos del mes de diciembre (Autio, 1996), 1981-2008 datos para el mes de diciembre facilitados por Erkki Kujala (Banco de Finlandia). FRANCIA: 1948-1997 moneda en circulación y demanda de depósitos, series 34A y 34B, IFS. HOLANDA: 1870-1913 billetes en circulación más depósitos, Mitchell (1992) G1 y G3; 1948-1997 moneda en circulación y demanda de depósitos, series 34A y 34B, IFS. ITALIA: 1994-1998 M2 definición nacional, IFS. JAPÓN: 1955-2008 M1 ajustada de estacionalidad, IFS. NORUEGA: 1870-2008 M2, Eitrheim *et al.* (2004), Capítulo 5. PORTUGAL: 1880-1912 oferta monetaria, Cuadro E.1.2 y 1913-1979 M1, Cuadro E.1.3 en Mata y Valério (1994). 1979-1998 M1, IFS. REINO UNIDO: 1870 M3 Capie y Webber (2006) Tabla 5.1, Pág. 30. 1871-1879 M3 Mitchell (1988); 1967-2008 money plus quasi-money, IFS. SUECIA: 1995-2008 M3, IFS. SUIZA: 1996-2008 money plus quasi-money (M3), IFS.

⁵⁰ En los países de la zona euro (salvo Finlandia) para el periodo 1999-2008 se ha actualizado los agregados monetarios asumiendo que la teoría cuantitativa del dinero se cumple y la velocidad de circulación es constante. De tal modo que $\Delta \log M = \Delta \log P + \Delta \log Y$ donde P denota el índice de precios al consumo (con base 2005, Eurostat), Y el PIB en moneda nacional a precios corrientes y M el agregado monetario.

POBLACIÓN: Origen Bordo *et al.* (2001) salvo: ALEMANIA: 1992-2008, IFS. AUSTRALIA: 1870-1879 Mitchell (1993); 1989-2008, IFS. BÉLGICA: 1948-2008, IFS. CANADÁ: 1870-1879, Urquhart (1986); 1952-2008, IFS. DINAMARCA: 1948-2008, IFS. ESTADOS UNIDOS: 1870-1879 Mitchell (2003); 1950-2008 US Census Bureau. ESPAÑA: 1948-2008, IFS. FINLANDIA: 1948-2008, IFS. FRANCIA: 1948-2008, IFS. HOLANDA: 1948-2008 IFS. ITALIA: 1994-2008, IFS. JAPÓN: 1948-2008, IFS. NORUEGA: 1948-2008 IFS. PORTUGAL: 1948-2008, IFS. REINO UNIDO: 1870-1879 Mitchell (1988); 1948-2008 IFS. SUECIA: 1989-2008, IFS. SUIZA: 1948-2008, IFS.

TIPOS DE INTERÉS A LARGO PLAZO. Se toma como proxy los rendimientos de la deuda pública a 10 años. Origen Bordo *et al.* (2001) y Homer y Sylla (2005) (HS, 2005). ALEMANIA: 1915-1918 y 1940-1943, rendimiento de bonos públicos de alta calidad (HS), Tabla 68, Págs. 507-8. 1956-2008, IFS. AUSTRALIA: 1870-1929 y 1990-2008 10-year government bond yield, Global Financial Data. 1930-1989 (HS, 2005), Tabla 79, Págs. 589-90. BÉLGICA: 1990-2008, IFS. CANADÁ: 1998-2008, IFS. DINAMARCA: 1984-2008, IFS. ESTADOS UNIDOS: 1870-1879 media ajustada del rendimiento de los bonos de ferrocarril de más alta calidad (Tabla 42, pp. 306) (HS); 1998-2008 IFS. ESPAÑA: 1880-1882 y 1915-2008 rendimiento de bonos públicos a 10 años, Global Financial Data (GFD). 1883-1914 rendimiento a largo plazo de la deuda española, Martín-Aceña (1995). 1979-2008, IFS. FINLANDIA: 1988-2008, IFS. FRANCIA: 1970-2008, IFS. HOLANDA: 1870-1879 (HS) Tabla 29, Pág. 235; 1970-2008, IFS. ITALIA: 1997-2008, IFS. JAPÓN: 1880-1965 rendimiento de bonos públicos a 10 años, GFD. 1997-2008, IFS. NORUEGA: 1870-1947 Rendimiento de los bonos públicos a largo plazo más comercializados, Eitrheim *et al.* (2004), Capítulo 4 (Tabla A4); 1948-2008, IFS. PORTUGAL: 1880, 1911-1930 y 1974, rendimiento de bonos públicos a 10 años, GFD. 1881-1910 rendimiento de los títulos de deuda pública, Valério (1986), Cuadro 1, Pág. 6. 1931-1947 (HS), Tabla 74, Pág. 541; 1948-2008, IFS. REINO UNIDO: 1870-1879 rendimiento de valores consolidados, Capie y Webber (1985) Tabla 3xa; 1976-2008 IFS. SUECIA: 1974-2008, IFS. SUIZA: 1997-2008, IFS.

ÍNDICE DE PRECIOS. Véase Anexo 2.A. ARGENTINA, 1880-1947, Taylor (2002a); 1948-2008, IFS; BRASIL, 1880-1912, Flandeau y Zumer (2004); 1913-1979, Taylor (2002a); 1980-2008, IFS; CHILE, 1880-1995, Braun *et al.* (2000); 1996-2008, IFS; MÉXICO, 1880-1947, Taylor (2002a); 1948-2008, IFS.

TIPOS DE CAMBIO NOMINALES. Véase Anexo 2.A. ARGENTINA, 1880-1947, Taylor (2002a); 1948-2008, IFS; BRASIL, 1880-1947, Taylor (2002a); 1948-2008, IFS; CHILE, 1880-1996, Taylor (2002a); 1997-2008, IFS; MÉXICO, 1880-1996, Taylor (2002a); 1997-2008, IFS.

SALDO DE LA BALANZA POR CUENTA CORRIENTE: La fuente principal es, generalmente, Jones y Obstfeld (2001) (J-O, 2001) hasta 1945 (cuenta corriente excluida flujos de oro), Mitchell (1992, 1993) a partir de 1946 y los datos más recientes proceden del FMI (IFS). Se describe a continuación con más precisión la construcción de las series. ALEMANIA: 1870-1945, J-O; 1948-70, Mitchell y 1971-2008, IFS. AUSTRALIA: 1870-1945, J-O; 1946-1959 Mitchell; 1960-2008, IFS. BÉLGICA: 1948-1974, Mitchell; 1975-2008, IFS. CANADÁ: 1870-1945, J-O; 1946-47 Mitchell; 1948-2008, IFS. DINAMARCA: 1874-1945, J-O; 1946-74, Mitchell y 1975-2008, IFS. ESPAÑA: 1870-1913, Prados de la Escosura (2010); 1931-1974, Mitchell y 1975-2008, IFS. ESTADOS UNIDOS: 1870-1945, J-O; 1946-69, Mitchell y 1970-2008, IFS. FINLANDIA: 1870-1945, J-O; 1946-74, Mitchell y 1975-2008, IFS. FRANCIA: 1870-1944, J-O; 1945-1974, Mitchell

y 1975-2008, IFS. ITALIA: 1870-1945, J-O; 1948-74, Mitchell y 1975-2008, IFS. JAPÓN: 1870-1944, J-O; 1945-76, Mitchell y 1977-2008, IFS. HOLANDA: 1930-1966, Mitchell; 1967-2008, IFS. NORUEGA: 1870-1945, J-O; 1946-74, Mitchell y 1975-2008, IFS. PORTUGAL: 1948-74, Mitchell y 1975-2008, IFS. REINO UNIDO: 1870-1945, J-O; 1948-69, Mitchell y 1970-2008, IFS. SUECIA: 1870-1945, J-O; 1946-69, Mitchell y 1970-2008, IFS. SUIZA: 1948-76, Mitchell y 1977-2008, IFS.

EXPORTACIONES (f.o.b.) E IMPORTACIONES (c.i.f.): La fuente principal es Mitchell (1992, 1993) hasta 1979. A partir de 1980, series de exportación de bienes y servicios de *Direction of Trade Statistics* (DOT) del Fondo Monetario Internacional. Todo expresado en millones de dólares americanos (precios corrientes) convertido con los tipos de cambio nominales (ver más arriba) y completados (entre paréntesis) con los tipos de Global Financial Data (GFD): AUSTRALIA: (1939-1945), 1946 interpolación lineal; exportaciones 1948-1979, GFD. BÉLGICA: (1870-1879); 1941-1944, con tipos nominales de 1940. CANADÁ: (1940-1945). DINAMARCA: (1870-1879). FRANCIA: (1870-1879 y 1940-1947). ALEMANIA: (1940-1944); 1920-1923, con tipos de 1924. ITALIA: (1870-1879). JAPÓN: (1870-1879). HOLANDA: (1942-1944). Los datos de exportaciones 1870-1913 provienen de Smits *et al.* (1999). ESPAÑA: tipos nominales de 1936-1946, interpolación lineal. REINO UNIDO: (1939-1945), 1946 interpolación lineal.

EXPORTACIONES BILATERALES: PAÍS *i*-EE.UU.: La fuente principal es Mitchell (1992, 1993) actualizada a partir de 1980 con *Direction of Trade Statistics* (FMI). Los datos 1965-79 corresponden, salvo dicho lo contrario, a la media mensual de *Historical Statistics of Foreign Trade* (1982) de la OCDE multiplicada por 12. Todo expresado en millones de dólares americanos (precios corrientes). Los tipos de cambio nominales utilizados para la conversión son los mismos que los empleados en el apartado exportaciones e importaciones. AUSTRALIA: 1890-1979, Mitchell (1993) ESPAÑA: 1880-1964, Mitchell (1992) (hasta 1959 denominados en Pesetas-oro; convertidas a Pesetas corrientes con las conversiones de exportaciones f.o.b. de Carreras (1989), Cuadro 8.3). Los años 1936 y 1939 corresponden a Almarcha (1975).

EXPORTACIONES BILATERALES: EE.UU. – PAÍS *i*: La fuente principal es *Statistical abstract of the United States* (varios ejemplares: año 1907 (datos de 1870 a 1907), 1916 (1908-1915), 1920 (1916-1920), 1925 (1921-1925), 1931 (1926-1930), 1936 (1931-1935), 1941 (1936-1940), 1947 (1941-1944), 1951 (1945-1946), 1955 (1947-1949), 1957 (1950-1956), 1962 (1957-1961), 1965 (1962-1964), 1968 (1965-1967), 1971 (1968-1969), 1974 (1970-72), 1978 (1973-1974), 1982 (1975-1979)) completado a partir de 1980 con *Direction of Trade Statistics* (FMI). Además: AUSTRALIA: 1870-1906 se ha asumido que el 81% de las exportaciones a ‘British Australasia’ corresponden a Australia. CANADÁ: 1950-1965, Mitchell (1993). FRANCIA: 1950-1965, Mitchell (1993). ALEMANIA: 1950-1965, Mitchell (1993). JAPÓN: 1950-1965, Mitchell (1993). NORUEGA y SUECIA: 1870-1902, como *Statistical abstract of the United States* (1907) ofrece la información agregada, la desagregación se ha realizado del siguiente modo: 1) la serie de exportaciones de Estados Unidos dirigidas a Noruega y Suecia ha sido reconstruida con las tasas de variación de las importaciones en sentido contrario (de Noruega y Suecia procedentes de Estados Unidos) (Mitchell, 1992) convertidas a dólares americanos corrientes; 2) el agregado de ambas ha servido para calcular año a año la participación de cada país en el conjunto de las exportaciones. REINO UNIDO: 1950-1965, Mitchell (1993).

Tabla A3.1. Resumen disponibilidad de datos.

	PIB nominal	M2 nominal	Tipo interés	Tipo cambio	Índice precios
Alemania	1870-2008 	1870-2008 (1914-24) (1939-48)	1870-2008 (1922-23) (1944-47) (1954-55)	1880-2008 	1870-2008 (1915-23) (1945-47)
Australia	1870-2008 	1880-2008 (1939-46)	1870-2008	1870-2008 (1946-)	1870-2008
Bélgica	1870-2008 	1880-2008 (1914-19) (1941-46)	1870-2008 (1914-18)	1880-2008 (1941-43)	1870-2008 (1920-) (1941-45)
Canadá	1870-2008	1871-2008	1880-2008	1870-2008	1870-2008
Dinamarca	1880-2008	1880-2008	1870-2008	1880-2008	1870-2008
España	1880-2008 	1880-2008 (1936-46)	1870-2008	1880-2008 (1936-46)	1880-2008
Estados Unidos	1870-2008	1870-2008	1870-2008		1870-2008
Finlandia	1880-2008	1880-2008	1988-2008	1881-2008	1870-2008
Francia	1870-2008 	1870-2008 (1914-19) (1940-47)	1870-2008 (1940-48)	1880-2008	1880-2008 (1914-20)
Holanda	1870-2008 	1870-2008 (1942-44)	1870-2008	1870-2008	1870-2008
Italia	1870-2008	1880-2008	1880-2008	1880-2008	1870-2008
Japón	1885-2008 	1880-2008 (1945)	1871-2008	1880-2008	1880-2008
Noruega	1870-2008 	1870-2008 (1940-45)	1870-2008	1870-2008	1870-2008 (1940-45)
Portugal	1880-2008	1880-2008	1870-2008	1880-2008	1870-2008
Reino Unido	1870-2008 	1870-2008 (1939-46)	1870-2008	1870-2008 (1946)	1870-2008
Suecia	1870-2008	1871-2008	1870-2008	1880-2008	1870-2008
Suiza	1880-2008	1880-2008	1880-2008	1880-2008	1880-2008

NOTAS: (Entre paréntesis datos no disponibles).

Tabla A3.1. (Continuación)

	Población	Saldo Balanza		Importaciones totales	Exportaciones bilaterales <i>i</i> – EE.UU.	Exportaciones bilaterales EE.UU. - <i>i</i>
		Cuenta Corriente	Exportaciones totales			
AL	1880-2008	1870-2008	1880-2008	1880-2008	1882-2008	1870-2008
		(1914-24)	(1914-19)	(1914-19)	(1916-22)	
		(1939-47)	(1944-47)	(1944-47)	(1944-47)	
AU	1870-2008	1870-2008	1870-2008 (1914)	1870-2008 (1914)	1890-2008	1870-2008
BE	1880-2008	1948-2008	1870-2008 (1914-18)	1870-2008 (1914-18)	1880-2008 (1914-18)	1870-2008
CA	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1873-2008	1870-2008
DI	1880-2008	1874-2008 (1915-20)	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008
ES	1880-2008	1870-2008 (1914-30) (1935-39)	1880-2008 (1936-39)	1880-2008 (1936-38)	1880-2008 (1923) (1937-38)	1870-2008
EU	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008		
FI	1880-2008	1880-2008	1881-2008	1881-2008	1882-2008	1911-2008
FR	1880-2008	1870-2008 (1914-18) (1940-44)	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008
HO	1870-2008	1870-2008 (1914-29) (1940-44)	1870-2008 (1944-45)	1870-2008 (1944-45)	1870-2008 (1944-45)	1870-2008
IT	1880-2008	1870-2008 (1943-46)	1870-2008 (1943-46)	1870-2008 (1943-46)	1870-2008 (1943-47)	1870-2008
JA	1880-2008	1870-2008 (1944-45)	1870-2008 (1944-45)	1870-2008 (1944-45)	1873-2008 (1944-45)	1870-2008
NO	1870-2008	1870-2008 (1940-45)	1870-2008	1870-2008	1870-2008 (1876)	1870-2008 (1943)
PO	1880-2008	1948-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008 (1893-94)	1870-2008
RU	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008	1870-2008 (1935)	1870-2008
SU	1880-2008	1870-2008	1880-2008	1870-2008	1870-2008 (1901-04)	1870-2008
SZ	1880-2008	1948-2008	1885-2008	1885-2008	1885-2008 (1960)	1884-2008

NOTAS: AL denota Alemania, AU Australia, BE Bélgica, CA Canadá, DI Dinamarca, ES España, EU Estados Unidos, FI Finlandia, FR Francia, HO Holanda, IT Italia, JA Japón, NO Noruega, PO Portugal, RU Reino Unido, SU Suecia, SZ Suiza.

Capítulo 4

A vueltas con los tipos de cambio reales en Europa. Un análisis desagregado.

...If the world can be divided into regions within each of which there is factor mobility and between which there is factor immobility, then each of these regions should have a separate currency which fluctuates relative to all other currencies...

Robert A. Mundell (1961)
American Economic Review, 51.

RESUMEN:

Se ha investigado el comportamiento determinista de los TCRs sectoriales durante las tres últimas décadas para un conjunto de países europeos. La aplicación del método propuesto por Perron y Yabu (2009b) revela que la adopción del euro no ha tenido gran impacto sobre ellos. En cambio, la crisis del Sistema Monetario Europeo durante los años 1992-1993 fue un shock que modificó la conducta determinista de los TCRs, con independencia del sector. Sólo Bélgica, Holanda y Reino Unido parece que lograron sortearla. Para estos dos últimos, además, sí parece observarse un tímido efecto euro. Cuando se ha sustituido el marco alemán como numerario por la libra esterlina, el efecto euro es más convincente pero todavía frágil. La estacionariedad de los TCRs ha sido tratada más adelante. Se ha tenido en cuenta que algunos sectores exhibían patrones estacionales empleando una extensión del contraste de Franses y Vogelsang (1998). Asimismo, se ha planteado la hipótesis nula de panel estacionario con múltiples cambios estructurales (Carrion-i-Silvestre *et al.*, 2005). Los resultados indican que los TCRs sectoriales en general han experimentado un proceso de convergencia.

Clasificación JEL: C22; C33; F31.

Palabras Clave: Tipo de cambio real; unión monetaria; índice de precios desagregado; cambio estructural; estacionalidad; raíz unitaria; estacionariedad; panel de datos.

4.1. Introducción.

Hace ya más de una década que las principales economías europeas adoptaron de modo efectivo una moneda común. Sin embargo, el efecto que tal decisión tiene –y ha tenido– sobre el comportamiento de los tipos de cambio reales (TCRs) es, en un primer momento, incierto. Obviamente, renunciar a los tipos nominales significa perder potentes herramientas de política económica con las que luchar ante shocks adversos. Ahora, son los precios relativos, más rígidos por definición, los encargados de efectuar todo el ajuste lo que puede desencadenar importantes desórdenes dentro de las economías nacionales⁵¹.

El proceso de integración económica europea arrancó con la firma del Tratado de Roma en 1957 y, desde entonces, el proceso no ha estado exento de obstáculos. Pero fue a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta, con la adhesión de nuevos socios y la aprobación de la Acta Única Europea, cuando recibió un impulso decisivo. El nacimiento de la moneda común el 1 de enero de 1999 –puesta en circulación tres años más adelante– debe ser entendido como una etapa más, la penúltima, en la formación de un gran mercado europeo⁵². Y es precisamente la creación de ese mercado único, que ha visto cómo de modo progresivo se eliminaban las barreras arancelarias y la volatilidad de los tipos de cambio, la que ha de conducir a que los TCRs retornen más rápidamente a su nivel de equilibrio (Parsley y Wei, 1996). Sin estas fricciones el arbitraje espacial debería trabajar a pleno rendimiento (Chen, 2004).

El desmantelamiento de las barreras arancelarias en Europa significa la evaporación de las fronteras físicas. No sólo son los servicios y las mercancías las que pueden circular libremente por territorio comunitario sino que también lo hacen los capitales y las personas. Es decir, circulan libremente todos los factores de producción como lo hacen, de hecho, en otra unión monetaria más longeva como los Estados Unidos.

⁵¹ La fructífera literatura de las áreas monetarias óptimas arranca con el trabajo seminal de Robert Mundell (1961). Ésta plantea que si existe libertad de movimientos de factores entre dos países y en ausencia de shocks asimétricos, los dos harían bien en unir sus monedas y renunciar a una política monetaria autónoma. En Eichengreen (1991), por ejemplo, puede encontrarse una temprana confrontación entre el caso europeo y el norteamericano. Recientemente Alesina y Barro (2002) ofrecen una extensión de la proposición.

⁵² Eichengreen (1996) discute la hipótesis que la adopción de una moneda común en Europa sea un requisito indispensable en el proceso de integración económica.

Al estudiar la dispersión de los precios entre ciudades de Estados Unidos y Canadá, Engel y Rogers (1996) observaron que la distancia era una variable elemental para explicar esa dispersión, pero el hecho de cruzar la frontera política entre las dos naciones añadía 75.000 millas de distancia más⁵³. Parsley y Wei (2001) añadieron que equivaldría a 6,5 billones de millas si en lugar de cruzar la frontera con Canadá se superara la frontera con Japón. Algo así como la distancia que recorre la luz en un año. Es decir, cruzar la frontera generaría (mucha) persistencia y entorpecería el proceso de ajuste.

Bayoumi y MacDonald (1999) y Chen y Devereux (2003) conciben, después de todo, que los precios relativos dentro de las ciudades de Estados Unidos pueden ser no estacionarios. Pero ambos racionalizan el resultado de modo diferente. Para los primeros, el funcionamiento de los precios relativos dentro de los países, al estar éste dominado exclusivamente por factores de tipo real (shocks tecnológicos, shocks en el mercado laboral, shocks de gasto público, etc.), es racional que exhiban comportamientos no estacionarios. Los TCRs entre países, en cambio, podrían exhibir conductas estacionarias ya que en su comportamiento influye tanto factores de tipo real como factores de carácter nominal⁵⁴. Chen y Devereux (2003), por su parte, señalan que la dispersión del nivel de precios absolutos ha caído con más fuerza a escala intranacional que a escala internacional. Por tanto, este proceso de convergencia, con sus potenciales cambios estructurales, sólo puede ser interpretado como una mayor integración de los mercados y no como evidencia en contra de la hipótesis de la paridad poder adquisitivo (PPA).

En Europa diferentes fases de integración y convergencia han cohabitado durante los años más recientes. La introducción del euro, además, ha servido para reavivar el interés académico por la cuestión. Engel y Rogers (2004), Rogers (2007) y Berka y Devereux (2010), son sólo un puñado de ejemplos. Todos ellos comparten una idea básica. El proceso de convergencia en precios no ha sufrido un impulso adicional como consecuencia de la adopción de la moneda única. Más bien parece todo lo contrario. Desde su instauración el proceso se ha estancado o, incluso, desactivado. Algunos autores al analizar el comportamiento de los TCRs, análisis paralelo al de con-

⁵³ Para el caso europeo, Beck y Weber (2001) han señalado que la eliminación de la volatilidad de los tipos de cambio nominales ha reducido notablemente el efecto frontera.

⁵⁴ Rogers (1999) y Cheng (2004), por ejemplo, observan que la mayor parte de la varianza de los TCRs bilaterales puede explicarse por shocks nominales.

vergencia en precios relativos, no le han quitado mérito a la introducción de la moneda común puesto que los efectos esperados han podido ser anticipados antes del inicio del año 1999 (Engel y Rogers, 2004; Gadea *et al.*, 2004; Lopez y Papell, 2007; Gadea y Gracia, 2009; etc.). Zhou *et al.* (2008) son más bien cautos al afirmar que la adopción de la moneda común puede haber contribuido a incrementar la convergencia durante los últimos años pero es difícil otorgar esta virtud a la utilización del euro. En cambio, Christidou y Panagiotis (2010) y Wu y Lin (2011) coinciden que después de la introducción del euro la evidencia a favor de la hipótesis de la PPA se ha debilitado.

El objetivo de este capítulo es investigar el comportamiento reciente de los TCRs dentro de Europa. Sin asignarle de antemano ese papel protagonista a la introducción del euro. Pero conscientes de la potencial inestabilidad en el proceso generador de los datos. Como ha sido mencionado más arriba, cambios que podrían derivar de las diferentes fases en la formación del mercado europeo (inclusión de nuevos socios, supresión de barreras, eliminación de la volatilidad de los tipos de cambio, etc.). Para tal fin se han empleado los TCRs de 11 países, casi todos ellos pertenecientes al área euro. El periodo de estudio comprende las últimas tres décadas, desde enero de 1981 hasta diciembre de 2010. Se ha tomado el índice de precios al consumo armonizado publicado por Eurostat y llevado hacia atrás con los datos de Chen y Engel (2005) e Imbs *et al.* (2005) a escala desagregada para 19 categorías de bienes. Engel (2000b) insiste que es importante separar cuando se construyen los TCRs dos tipos de bienes: los bienes comercializables, fáciles de arbitrar y, por tanto, deberían costar lo mismo en dos puntos geográficos distintos cuando los precios están denominados en una moneda común. Y los bienes no comercializables, difíciles de arbitrar y que podrían exhibir una raíz unitaria. O'Connell y Wei (2002), para el caso de las ciudades estadounidenses, han observado que algunos servicios pueden no ser estacionarios pero en general el precio relativo de los bienes converge, incluso más rápidamente que a escala internacional, a un equilibrio.

A dos cuestiones que todavía hoy en términos empíricos parecen estar en el aire pretendemos dar respuesta. Uno, ¿ha tenido algún efecto la introducción del euro en el comportamiento determinista de los TCRs? El impacto de la adopción de una política monetaria común, además, quizás ha sido desigual para las diferentes categorías de bienes. Por ejemplo, los bienes más comercializables podrían ser más propensos a capturar estos cambios. Pero es una cuestión que hasta el momento ha pasado

inadvertida. Imbs *et al.* (2005) insisten que la agregación sectorial puede ser una fuente de persistencia pero omiten posibles cambios en la estructura de los datos. Y dos, teniendo en cuenta que el nivel de equilibrio al que revierten los TCRs se ha podido enfrentar a múltiples cambios, ¿son los TCRs dentro de Europa estacionarios? Es decir, fluctúan éstos alrededor de un equilibrio o, por el contrario, están fuera del control de las jurisdicciones económicas. Teóricamente, de acuerdo con la teoría de las áreas monetarias óptimas, la supresión de las diferentes monedas podría haber reforzado la hipótesis de la PPA. Incrementando, por ejemplo, la competencia dentro del área a través del comercio intra-industrial (Bergman, 2006). Crucini *et al.* (2005), en cambio, creen que grandes y persistentes desviaciones respecto de la PPA nunca han sido una representación fiel del comportamiento de los TCRs en Europa.

Para dar respuesta a la primera cuestión se ha aplicado el método de Perron y Yabu (2009b). La elección de éste parece muy conveniente ya que estima los cambios sorteando la polémica sobre la estacionariedad de los TCRs. Los resultados prueban que el efecto euro no ha sido en términos generales muy significativo. Únicamente para unos pocos países podría aceptarse algún tipo de impacto. En cambio, la crisis del Sistema Monetario Europeo (SME) durante los años 1992-1993 ha modificado firmemente la conducta determinista de los TCRs, tanto para bienes comercializables, como para bienes no comercializables. En un segundo momento el numeraario marco alemán ha sido sustituido por la libra esterlina. Ahora sí parece sostenerse el efecto euro pero éste es todavía muy frágil.

En cuanto a la segunda cuestión, se han desarrollado los contrastes de raíz unitaria de Franses (1991) y Franses y Vogelsang (1998) para aquellos TCRs sectoriales que presentaban un patrón estacional. Los resultados indican que aún considerando dos cambios en el equilibrio, la evidencia a favor de la estacionariedad de los TCRs es mixta. De nuevo la crisis del SME vuelve a irrumpir como shock, en especial, para los países periféricos. Para reforzar la potencia de los contrastes se ha planteado la hipótesis de nula de panel estacionario con múltiples cambios (Carrion-i-Silvestre *et al.*, 2005). En general, existe evidencia que los diferentes sectores exhiben comportamientos estacionarios.

Lo que resta de capítulo se organiza como sigue. En la sección 2 se presenta el modelo utilizado para localizar las rupturas. En la sección 3 se describen los datos. Los resultados empíricos se discuten en la sección 4. En la segunda parte del capítulo

se investiga la estacionariedad de los TCRs. En un primer momento, se plantea contrastes de raíz unitaria univariantes teniendo en cuenta los posibles patrones estacionales. Más adelante, en la sección 6, se plantea un panel para cada una de las categorías de bienes. En una sección final se resumen los resultados.

4.2. Modelo.

El comportamiento determinista de los TCRs se ha especificado como habitualmente se ha venido considerando en la literatura (Lothian y Taylor, 1996), con una constante y una tendencia lineal pero permitiendo que ambas fluctúen de un régimen a otro, siguiendo la expresión:

$$\begin{aligned} q_t &= \mu + \beta t + \sum_{i=1}^m \delta_i D U_{i,t} + \sum_{i=1}^m \gamma_i D T_{i,t} + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta u_{t-i} + e_t \quad -1 < \rho \leq 1 \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (4.1)$$

o, enunciado en modo compacto,

$$\begin{aligned} q_t &= x'_t \Phi + u_t \\ u_t &\sim I(0) \text{ o } u_t \sim I(1) \end{aligned} \quad (4.2)$$

$D U_{i,t}$ y $D T_{i,t}$ son variables que toman valor $D U_{i,t} = 1$ y $D T_{i,t} = t - TB_i$ cuando $t > TB_i$, TB_i es el punto de ruptura i -ésimo entre los m puntos de ruptura desconocidos factibles, y toman valor 0 cuando $t \leq TB_i$ ⁵⁵. Perron y Yabu (2009b) recientemente han desarrollado un método para contrastar la significatividad de estas rup-

⁵⁵ Aunque una tendencia determinista vulnera la hipótesis de la PPA por la cual los TCRs revierten a un equilibrio constante en el largo plazo, se ha añadido en la especificación por varios motivos. En primer lugar, es indiferente en un primer momento que los TCRs puedan ser caracterizados por un proceso estacionario o un proceso que exhiba una raíz unitaria. Es decir, que se cumpla o no la teoría de la PPA. La atención se centra únicamente en el comportamiento determinista de los TCRs. Más adelante, cuando se estudie el cumplimiento de la hipótesis de la PPA, se evitará su utilización. Segundo, una inspección general a la representación gráfica de las series de los TCRs para las diferentes categorías de bienes (quizá con más fuerza para los bienes menos comercializables) hace muy difícil aceptar que en el componente determinista sólo se han producido cambios en media. Tercero, unido a lo anterior, ésta puede capturar el efecto Balassa-Samuelson: los precios de los bienes no comercializables crecen más deprisa en los países menos ricos. Y finalmente, una tendencia en Europa, donde durante las últimas tres décadas se ha producido un intenso proceso de armonización en precios, podría ser justificada sin dificultad entre economías que arrancaban desde puntos de partida diferentes (Rogers, 2001).

turas en el cual es innecesario conocer cómo se comportan las perturbaciones u_t . Es decir, es indiferente que éstas puedan ser caracterizadas como procesos estacionarios o como procesos integrados de primer orden. Esta cualidad es muy relevante ya que existe cierta susceptibilidad en cuanto a la aceptación o no del supuesto de estacionariedad como la mejor representación de los TCRs, y más aún, cuando se trabaja con series univariantes que no ocupan un extenso espacio temporal (Taylor (2006) y referencias citadas en los capítulos precedentes).

En el caso de una única ruptura, $m = 1$, el procedimiento consiste en contrastar la hipótesis nula de $\delta_1 = \gamma_1 = 0$ ya que se conjectura que tanto la media como la pendiente del proceso se alteran como consecuencia de un shock. Para las diferentes combinaciones de puntos de ruptura se utiliza un estadístico *Exp-Wald* (Andrews y Ploberger, 1994) con la peculiaridad que aunque las distribuciones asintóticas son diferentes para el caso de perturbaciones $I(1)$ y perturbaciones $I(0)$, los cuartiles relevantes de las dos distribuciones son muy parejos (Perron y Yabu, 2009b):

$$\text{Exp-W}_{FS} = \ln \left[T^{-1} \sum_{\Lambda} \exp \left(\frac{W_{FS}(\lambda'_1)}{2} \right) \right] \quad (4.3)$$

donde Λ denota el periodo potencial donde se acomoda la ruptura, $\Lambda = \{\lambda'_1; \varepsilon \leq \lambda'_1 \leq 1 - \varepsilon\}$, una vez fijado un parámetro de recorte arbitrario ε , siendo λ_1 la fracción de ruptura ($\lambda_1 = TB_1/T$).

El estadístico W_{FS} se define como:

$$W_{FS}(\lambda_1) = \frac{[\hat{R}(\hat{\Phi} - \Phi)]' [\hat{R}(XX')^{-1} R']^{-1} [\hat{R}(\hat{\Phi} - \Phi)]}{s^2} \quad (4.4)$$

siendo $\hat{\Phi}$ la estimación mínimo cuadrática generalizada factible (*MCGF*) de los parámetros de posición en la ecuación (4.2). El orden del proceso autorregresivo p de los residuos se elige atendiendo a cualquier criterio de información. Yabu y Perron (2009b), por ejemplo, recomiendan el criterio de Schwarz con un orden máximo $p_{\max} = 12(T/100)^{1/4}$. Como es bien conocido, la estimación *MCO* del coeficiente auto-

rregresivo de los residuos (o la suma de los coeficientes autorregresivos cuando el orden del proceso es mayor a la unidad) está sesgada en muestras finitas. Perron y Yabu (2009b) proponen, en primer lugar, utilizar una estimación mediano-insesgada del coeficiente ρ siguiendo la propuesta de Roy y Fuller (2001)⁵⁶ para mejorar las propiedades del proceso. En particular, una corrección de sesgo que atiende a la expresión:

$$\hat{\rho}_M = \hat{\rho} + C(t_{\hat{\rho}})\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$$

siendo $t_{\hat{\rho}}$ el t -estadístico que contrasta la hipótesis nula de $\rho = 1$, $\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$ es su desviación típica y

$$C(t_{\hat{\rho}}) = \begin{cases} 0 & \text{si } t_{\hat{\rho}} \leq -(c_1)^{1/2} \\ (p+1)2^{-1}T^{-1}t_{\hat{\rho}} - (r+1)t_{\hat{\rho}}^{-1} & \text{si } -(c_1)^{1/2} < t_{\hat{\rho}} \leq -A \\ (p+1)2^{-1}T^{-1}t_{\hat{\rho}} - (r+1)[t_{\hat{\rho}} + c_2(t_{\hat{\rho}} + A)]^{-1} & \text{si } -A < t_{\hat{\rho}} \leq t_{pct} \\ -t_{\hat{\rho}} & \text{si } t_{\hat{\rho}} > t_{pct} \end{cases}$$

donde $c_1 = (1+r)T$, r denota el número de elementos en el vector Φ en la ecuación (4.2), p el orden del proceso autorregresivo de los residuos, $c_2 = [(r+1)T - t_{pct}^2((p+1)2^{-1} + T)][t_{pct}(A + t_{pct})(p+1)2^{-1} + T]]^{-1}$ y t_{pct} es el percentil 99 (95 si el punto de ruptura fuera conocido) de la distribución asintótica del estadístico $t_{\hat{\rho}}$ que contrasta $\rho = 1$ dada una fracción del punto de ruptura (λ_l) (véase Tabla VI.B en Perron (1989)). Asimismo, al parámetro A se le asigna el valor 10 (Perron y Yabu, 2009b, Kerijwal y Perron, 2010).

En segundo lugar, una vez estimado el parámetro ρ corregido de sesgo ($\hat{\rho}_M$) se aplica el truncamiento propuesto por Perron y Yabu (2009a) para obtener una estimación supereficiente cuando $\rho = 1$:

$$\hat{\rho}_{MS} = \begin{cases} \hat{\rho}_M & \text{si } |\hat{\rho}_M - 1| > T^{-1/2} \\ 1 & \text{si } |\hat{\rho}_M - 1| \leq T^{-1/2} \end{cases}$$

⁵⁶ En la literatura han surgido diferentes métodos de corrección de sesgo en la estimación del parámetro autorregresivo: Andrews (1993), Andrews y Chen (1994) y Hansen (1999) son algunos ejemplos adicionales.

El valor $\hat{\rho}_{MS}$ puede ser ahora utilizado en la estimación mínimo cuadrática generalizada del vector de coeficientes $\hat{\Phi}$ y en la construcción del estadístico de Wald (expresión 4.4).

La estimación de la varianza s^2 no resulta laboriosa cuando $p=1$ ya que $s^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$. Sin embargo, cuando $p > 1$, se asume que los errores siguen un proceso $AR(1)$ lo que lleva a una quasi-estimación $MCGF$ del vector $\hat{\Phi}$. Si los residuos son $I(0)$, s^2 es sustituida por \hat{h}_v , una estimación consistente (2π veces) de la función de densidad espectral en la frecuencia 0 de $v_t = (1 - \alpha L)u_t$. Una de las formas de estimar \hat{h}_v que sugieren los autores es calcular la suma ponderada de las autocovarianzas, definida como $\hat{h}_v = T^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2 + \sum_{j=1}^{T-1} \omega(j, m) \sum_{t=j+1}^T \hat{v}_t \hat{v}_{t-j} \right]$. Se utiliza para tal fin una ventana espectral cuadrática con m seleccionado de acuerdo con el método *plug-in* de Andrews (1991) aplicando una aproximación $AR(1)$. En cambio, si los residuos son $I(1)$, $\hat{\rho}_{MS} = 1$, el asunto se complica un poco más ya que es necesario la realización de algunas correcciones (véase Sección 4 en Perron y Yabu (2009b)).

Como se habrá advertido ya, el proceso permite un tratamiento computacional accesible cuando $m = 1$ pero llega a ser altamente intensivo cuando $m > 2$ ya que el desconocimiento de los puntos de ruptura $\{TB_i\}$ requiere la evaluación del estadístico (4.4) en el orden T^m . De hecho, Perron y Yabu (2009b) sólo ofrecen valores críticos del contraste para $m \leq 2$. Un algoritmo como el propuesto por Bai y Perron (1998, 2003) sería muy ventajoso pero éste es solamente válido para el caso del estadístico *Sup-Wald*⁵⁷. Finalmente, una estimación consistente de los puntos de ruptura resulta de seleccionar aquellos punto(s) que minimiza(n) la suma de los cuadrados de los residuos en la ecuación (4.1), ignorando la conducta de las perturbaciones (Perron y Zhu, 2005; Kerijwal y Perron, 2010).

⁵⁷ Partiendo del trabajo de Perron y Yabu (2009b), Kerjriwal y Perron (2010) desarrollan un procedimiento secuencial a lo Bai y Perron que permite contrastar la hipótesis nula de m rupturas frente a la alternativa de $m+1$. Éste no ha sido aplicado en un primer momento ya que se asume que durante las tres últimas décadas los TCRs en Europa han sufrido como máximo dos grandes shocks.

4.3. Datos.

La muestra reúne al núcleo de países integrantes del euro (Alemania, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Italia, Holanda y Portugal) más otros dos muy próximos a él que de momento se han quedado fuera: Dinamarca y Reino Unido. Se utiliza como índice de precios el índice de precios al consumo armonizado (IPCA) mensual elaborado por Eurostat y recopilado por el Banco Central Europeo (sin corrección de estacionalidad y días trabajados) para el periodo 1995:M1-2010:M12 (salvo Francia y Reino Unido donde las series no arrancan hasta un año más tarde). Las series se han reconstruido hacia atrás con los datos de Chen y Engel (2005), previamente utilizados en Engel (2000a), y se han ultimado con el trabajo de Imbs *et al.* (2005) hasta completar el periodo 1981:M1-2010:M12 (véase Anexo A.4 para más detalles). El índice de precios se disagrega en 19 categorías de bienes aunque con diferente grado de agregación (véase Engel, 2000a). Algunas de estas categorías recogen bienes no comercializables internacionalmente, generalmente servicios como el transporte público, los servicios de comunicación, el ocio o los hoteles. Otras categorías acopian bienes aparentemente más aptos para el comercio internacional como los alimentos (pan y cereales, carne, productos lácteos, fruta), el tabaco, las bebidas, el vestido, el calzado, los combustibles y energía, los muebles, los electrodomésticos, los vehículos, los equipos de imagen y sonido y los libros⁵⁸.

La construcción de los TCRs se ha efectuado como en los capítulos anteriores, utilizando ahora el marco alemán como moneda numerario ya que ésta ha sido la referencia en Europa. Las cotizaciones para las diferentes monedas se han obtenido a través del Bundesbank. Corresponden a la media mensual de la cotización en la plaza de Frankfurt. Además, las conversiones irrevocables de las diferentes monedas con el euro se han utilizado a partir de enero de 1999 (enero de 2001 en el caso de Grecia) para prolongar la vida de las extintas monedas europeas.

⁵⁸ Aunque de modo habitual se establece este tipo de distinción, parece un tanto arbitraria ya que, además del diferente grado de agregación, todos ellos incluyen elementos que son claramente comercializables y componentes que no lo son. Rogers (2001) y Engel y Rogers (2004), por ejemplo, clasifican los combustibles y energía dentro de la cesta de bienes no comercializables mientras que para Berka y Devereux (2010) son un bien comercializable. Crucini *et al.* (2005), entre otros, se inclinan por la proporción de insumos comercializables y no comercializables necesaria para elaborar el bien final.

4.4. Evidencia empírica.

El método de Perron y Yabu (2009b) descrito más arriba ha sido aplicado tomando un parámetro de recorte del 15%. En un primer momento se ha contrastado la hipótesis nula que el comportamiento determinista de los TCRs ha sido estable a lo largo de las tres últimas décadas frente a la alternativa de una única ruptura. Los estadísticos $Exp - W_{FS}$ para las diferentes categorías de bienes y países, detallados en la Tabla 4.1, son por lo general significativos al 1%. Por lo que existe evidencia de al menos un cambio. Solamente para el caso de Reino Unido esta convicción es más débil. De hecho, si se exceptúan los bienes comercializables (pan y cereales, fruta y tabaco) y los servicios de hospedaje (hoteles), una única ruptura no es estadísticamente significativa para el grueso de los TCRs. Cuando sí se ha aceptado esta ruptura, se descubre en el año 1997 (finales de 1996 para el bien fruta). Las paridades fijas e irrevocables con el euro se fijaron el 31 de diciembre de 1998 aunque los países que formarían la unión monetaria surgirían de la cumbre europea de Bruselas unos meses antes, en mayo. La libra esterlina, sin embargo, aunque podría haber cumplido con los criterios exigidos para adoptar la moneda común declinó su incorporación. La estimación de esta ruptura para unos pocos sectores puede estar recogiendo el efecto euro, aunque obviamente la libra esterlina ha seguido conservando su independencia.

También Dinamarca decidió de modo unilateral mantenerse fuera. Pero la evidencia de una ruptura para Dinamarca es más favorable. Localizada, además, con mucha frecuencia en los años 1992-1993. Dinamarca y también Francia –donde se adivina esta ruptura, aunque en menor medida– se vieron inmersas en la crisis del Sistema Monetario Europeo (SME). Una crisis de credibilidad desencadenada por fricciones políticas (reunificación alemana, dudas en la ratificación del tratado de Maastricht que diseñaba el proceso de consecución de la moneda única) y fricciones económicas (libre movilidad de capitales, diferenciales de inflación persistentes, etc.).

Para los casos de España, Finlandia e Italia, la periferia europea, se descubre casi de modo mecánico una ruptura en los TCRs durante los años 1992-1993 con independencia del sector. En España, ésta se localiza en el primer semestre de 1993 y en el segundo semestre de 1992 para Finlandia e Italia. Finlandia en este tiempo no pertenecía a la Comunidad Europea, pero su tipo de cambio sí estaba anclado al ECU

(la cesta de monedas del sistema). Sufrió ataques especulativos como los otros países escandinavos. La vulnerabilidad finlandesa provenía de la desintegración del bloque soviético y los efectos sobre su comercio exterior. En el caso de Italia, la lira abandonó el SME en septiembre de 1992. Lo mismo sucedió con la libra esterlina pero ésta ya no retornaría. De acuerdo con la Tabla 4.1, no parece que este hecho fuera muy relevante en el comportamiento de los TCRs británicos. La libra esterlina se unió muy tarde al Mecanismo de Tipos de Cambio (MTC) –octubre de 1990– y fue la primera en claudicar. España, en cambio, no abandonó el SME pero tuvo que realinear la peseta hasta tres veces a lo largo de la crisis.

En Holanda, sin embargo, no se observa esta inestabilidad. Aunque una ruptura estructural es estadísticamente significativa, las fechas de éstas quedan alejadas de la crisis del SME. De hecho, gran parte de ellas emergen durante los años 1996-97 y 1999-2000, trazando quizá el efecto euro. Esta inmunidad a la crisis del sistema puede venir justificada por el hecho que Holanda ha sido considerada por los mercados como un *länder* más (Eichengreen, 2000). No debió alterar sus bandas de flotación por la crisis. Por otro lado, Bélgica ha seguido siempre de cerca al marco alemán. Pero su patrón de rupturas no es fácilmente identificable. Las rupturas se distribuyen a lo largo de la década de los noventa. Grecia y Portugal, además, parecen compartir el año 1988 como punto de inestabilidad aunque esta fecha es más solvente para el segundo de ellos. Adviértase que Portugal no participaría en el MTC del SME hasta abril de 1992 y Grecia no lo haría hasta el primer trimestre de 1998.

No se observa un cambio cuantitativo entre el comportamiento de los TCRs para los bienes comercializables y no comercializables. Es decir, las rupturas son específicas del país pero no del sector.

Por tanto, esta primera ruptura parece narrar fríamente los acontecimientos ocurridos a lo largo de los años 1992 y 1993. El efecto de la introducción del euro, si éste se ha producido, sería natural poderlo descubrir en una segunda ruptura (Antonucci y Girardi, 2006; Koedijk *et al.*, 2004; etc.). La Tabla 4.2 recoge los estadísticos del contraste para esta alternativa⁵⁹. La evidencia a favor de un doble cambio estruc-

⁵⁹ La distribución empírica del estadístico t_{pct} utilizado en el proceso de corrección de sesgo ha sido computada de acuerdo con el proceso generador de datos: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $t = 1, \dots, T$ con $y_0 = 0$ y $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1)$, $T = 2.000$. Para eliminar los efectos de la condición inicial se han eliminado las 100 primeras observaciones. Todo ello mediante la función RANDN del lenguaje Matlab 7.0. Se han gene-

tural en los TCRs europeos es firme. Pero no modifica la imagen que hasta el momento ha sido relatada. Se han producido, eso sí, algunas alteraciones. En primer lugar, cuando se permiten dos cambios en Reino Unido, éstos son estadísticamente significativos. Para todos los TCRs sectoriales la ruptura 1996-1997 que se planteaba como hipótesis más arriba es significativa. Segundo, la crisis del SME sigue descubriendose igual de importante en la periferia europea al que ahora se ha unido de manera notoria Portugal y, en menor medida, Grecia. Portugal también se vio azotada por la ola especuladora y durante la crisis tuvo que realinear el escudo en un par de ocasiones. Dinamarca y Francia redescubren esta ruptura aunque la frecuencia para Francia crece destacadamente para los TCRs de bienes comercializables. En Italia, en cambio, la estimación de esta segunda ruptura reconfigura la localización de la primera. El patrón para todos los sectores sigue siendo mecánico: primer semestre de 1991 y últimos meses de 1995. Tercero, se localiza una nueva ruptura en el año 1985 para Bélgica, Francia y Grecia y durante el año 1988 para España, Reino Unido y, en menor medida, para Portugal. También, Finlandia parece evidenciar una inestabilidad a lo largo de 1997. En Holanda, por otro lado, es difícil identificar un patrón. Y cuarto, no se puede establecer de modo directo un patrón de rupturas diferente para los bienes comercializables y no comercializables. Pero los TCRs de la categoría de servicios de comunicación y el bien tabaco, descubren, con independencia del país, una sólida ruptura en los primeros meses del año 2000 y durante el 2004, respectivamente. También se descubre un cambio, aunque la evidencia es más débil, durante la crisis del SME en las categorías de bienes comercializables de pan y cereales, bebidas, vestido, muebles y equipos de imagen y sonido.

Resumiendo, es razonable que al menos dos cambios en la estructura determinista de los TCRs europeos han podido convivir en las últimas tres décadas. El efecto de la introducción del euro, sin embargo, no ha sido hallado. Únicamente para Holanda, núcleo duro del SME junto a Alemania, y Reino Unido, cuya excursión por el SME fue fugaz, el euro parece evidenciar cierto impacto. Pero mientras que el florín holandés se integró en la moneda única, la libra esterlina siguió su senda de flotación. Sugerentemente, la estimación de las rupturas señala la crisis del SME como shock que modificó de modo permanente el comportamiento de los TCRs, con independencia del sector. Sólo Bélgica, Holanda y Reino Unido pudieron quedarse al margen de esta perturbación.

rado 10.000 réplicas del proceso. El percentil 99 del estadístico ha sido utilizado tal y como ha sido sugerido por Yabu y Perron (2009b).

Tabla 4.1. Estadístico $Exp-W_{FS}$ en un modelo con una única ruptura. Estimación de los puntos de ruptura.

	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal	Reino Unido
Pan y cereales	4,622*** [08/99]	31,424*** [06/92]	2,158 [08/92]	44,543*** [06/99]	7,632*** [10/85]	20,852*** [06/99]	2,787* [06/99]	35,304*** [09/92]	1,399	3,721** [03/97]
Carne	5,547*** [01/93]	6,565*** [12/90]	2,986* [09/92]	40,859*** [09/92]	5,877*** [06/93]	17,358*** [09/85]	15,226*** [08/00]	41,350*** [09/92]	1,656	1,973
Productos lácteos	0,989 [11/90]	8,939*** [09/92]	3,697** [08/92]	21,392*** [08/92]	1,586 [07/88]	56,204*** [07/88]	0,541 [07/99]	26,687*** [09/92]	31,682*** [09/85]	1,884
Fruta	10,015*** [02/91]	19,340*** [08/96]	6,458*** [01/93]	3,664** [06/95]	14,357*** [03/86]	3,045* [09/94]	17,001*** [07/99]	5,818*** [01/93]	3,610** [08/88]	3,934** [10/96]
Tabaco	9,323*** [03/95]	7,240*** [09/03]	6,200*** [07/96]	10,614*** [02/04]	4,589*** [12/93]	10,417*** [01/88]	8,360*** [11/04]		12,050*** [03/91]	3,406** [05/97]
Bebidas	5,300*** [06/93]	51,635*** [09/92]	7,695*** [05/93]	53,434*** [07/92]	8,429*** [12/98]	19,578*** [10/88]	16,943*** [10/00]	34,646*** [09/92]	4,108*** [09/88]	1,581
Vestido	53,656*** [03/86]	4,108*** [02/88]	4,598*** [04/93]	14,672*** [08/92]	6,591*** [06/93]	4,427** [12/92]	2,609* [12/90]	20,485*** [09/92]	24,238*** [10/88]	0,988
Calzado	30,741*** [06/85]	2,710* [12/00]	1,530 [08/92]	6,922*** [06/93]	17,732*** [02/96]	6,502*** [02/96]	6,660*** [02/96]	20,327*** [09/92]	35,705*** [11/88]	1,467
Alquileres	5,723*** [09/98]	29,061*** [07/93]	7,466*** [06/93]	51,931*** [08/92]	9,469*** [09/94]	80,827*** [12/87]	8,134*** [06/97]	28,564*** [09/92]		1,008
Combustibles	4,526*** [11/95]	87,596*** [03/86]	4,968*** [03/93]		22,813*** [03/99]	13,870*** [12/98]	16,729*** [12/96]	6,800*** [08/92]	15,565*** [09/92]	0,511

Tabla 4.1. (Continuación)

	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal	Reino Unido
Muebles	26,837*** [02/93]	5,897*** [05/93]			20,649*** [06/85]				7,005*** [10/88]	2,076
Electrodomés- ticos	29,882*** [07/93]	4,406** [04/93]			4,704*** [01/97]				8,498*** [04/90]	1,792
Vehículos	9,709*** [12/98]	29,081*** [06/91]	5,737*** [03/93]	27,483*** [12/96]	3,852** [06/91]	30,368*** [08/90]	13,374*** [10/92]	29,026*** [09/92]	13,001*** [01/90]	0,856
Transporte público	1,925	21,750*** [11/92]	2,649* [05/93]	10,183*** [08/92]	2,000	11,047*** [02/90]	2,949* [01/86]	5,083*** [09/92]	0,750	1,848
Comunicaciones	15,627*** [07/96]	10,991*** [06/91]	21,543*** [12/98]	13,401*** [12/98]	14,130*** [12/98]	8,214*** [12/94]	15,623*** [06/96]	7,836*** [09/92]	24,798*** [07/87]	1,388
Equipos de imagen y sonido	2,736*	31,587*** [06/93]	3,183** [09/92]	30,189*** [11/91]	8,788*** [07/97]	4,232** [10/02]	3,026* [09/04]	35,930*** [11/92]		1,392
Ocio	39,430*** [03/02]	26,763*** [12/91]	3,218** [05/93]	29,862*** [08/92]	26,943*** [12/91]	11,711*** [08/87]	310,110*** [12/99]	21,504*** [11/92]	6,735*** [03/88]	2,468
Libros	1,695	10,227*** [08/99]	10,330*** [05/93]	29,569*** [08/92]	2,400	9,189*** [07/88]	0,855	20,375*** [09/92]	2,549* [07/90]	1,322
Hoteles	8,548*** [05/95]	21,449*** [10/97]	12,297*** [04/93]	9,528*** [08/92]	25,844*** [12/94]	8,288*** [02/96]	23,972*** [02/95]	13,507*** [09/92]	9,823*** [04/90]	11,133*** [08/97]

NOTAS: Estimación del modelo (4.1) con una única ruptura estructural seleccionando el número de retardos con el criterio de Schwarz (p máximo = $12^*(T*100^{-1})^{0,25}$). Parámetro de recorte del 15%. Los puntos críticos del contraste son: 2,48, 3,12 y 4,47 al 10, 5 y 1% de significatividad. ***, **, * denota significatividad estadística al 1, 5 y 10%, respectivamente. Las rupturas [entre paréntesis] corresponden a aquellos puntos donde se minimiza la suma de los cuadrados de los residuos (Perron y Zhu, 2005; Keriwal y Perron, 2010).

Tabla 4.2. Estadístico $Exp-W_{FS}$ en un modelo con dos rupturas. Estimación de los puntos de ruptura.

	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal	Reino Unido
Pan y cereales	7,452*** [06/85;09/98][01/88;07/93]	32,628*** [08/92;04/03][07/93;10/04]	2,588 [10/85;08/93][07/97;10/03]	43,930*** [10/85;08/93][04/91;12/95]	11,871*** [08/92;04/03][07/93;10/04]	39,513*** [04/91;12/95][10/87;03/93]	6,052*** [04/91;12/95][10/87;03/93]	101,268*** [03/88;12/96]	6,119*** [03/88;12/96]
Carne	9,897*** [06/85;04/97][11/90;06/99]	7,878*** [12/90;06/95][11/91;01/97]	3,791* [06/93;07/03]	47,381*** [09/85;11/92][06/96;03/03]	10,868*** [09/85;11/92][05/91;11/95]	34,552*** [09/85;11/92][06/96;03/03]	18,059*** [05/91;11/95]	91,477*** [05/91;11/95]	2,113 2,306
Productos lácteos	0,273 [11/90;10/96][09/88;04/93]	9,973*** [08/92;12/02]	5,842** [12/86;12/91]	29,337*** [12/86;12/91]	1,665 [12/86;12/91]	68,615*** [06/91;12/95][09/85;02/03]	0,216 [06/91;12/95][02/88;11/96]	28,397*** [02/88;11/96]	31,205*** [02/88;11/96]
Fruta	19,333*** [03/86;07/01][07/87;06/92]	32,501*** [01/93;08/02][12/92;11/02]	12,775*** [03/86;03/02]	6,368*** [04/87;12/04][03/86;07/01]	20,482*** [03/86;07/01][01/93;07/02][04/87;12/04][03/86;07/01]	6,357*** [01/93;07/02][04/87;12/04][03/86;07/01]	28,901*** [01/93;07/02][04/88;09/98][09/96;12/01]	9,791*** [01/93;07/02][04/88;09/98][09/96;12/01]	19,819*** [01/93;07/02][04/88;09/98][09/96;12/01]
Tabaco	9,340*** [06/85;04/97][09/01;03/06][06/85;02/04]	9,391*** [01/92;02/04][01/93;11/04]	9,952*** [12/87;02/04][01/92;11/04]	17,038*** [12/87;02/04][01/93;11/04]	7,896*** [01/93;11/04]	21,499*** [01/93;11/04]	8,240*** [01/93;11/04]	21,499*** [01/93;11/04]	13,314*** [03/91;02/04][12/95;10/00]
Bebidas	4,680** [04/90;10/96][09/92;09/03][11/88;05/93]	55,087*** [08/92;02/04][07/93;01/05][09/85;12/93]	9,960*** [07/93;01/05][09/85;12/93]	93,904*** [12/95;01/04][01/91;12/95]	17,181*** [12/95;01/04][01/91;12/95]	41,510*** [12/95;01/04][01/91;12/95]	22,037*** [12/95;01/04][01/91;12/95]	22,037*** [12/95;01/04][01/91;12/95]	37,378*** [12/95;01/04][01/91;12/95]
Vestido	54,517*** [06/85;01/92][02/89;08/02][09/87;04/93]	8,452*** [08/92;12/97][06/85;06/93]	5,912*** [06/85;06/93][06/85;06/92]	35,421*** [06/85;06/92][06/87;08/97]	7,704*** [06/85;06/92][06/87;08/97]	7,181*** [06/85;06/92][06/87;08/97]	16,475*** [06/85;06/92][06/87;08/97]	58,665*** [06/85;06/92][06/87;08/97]	39,487*** [06/85;06/92][06/87;08/97]
Calzado	37,984*** [06/85;12/99][02/90;12/00][03/88;04/93]	3,741* [08/92;12/97][06/85;08/03]	5,322** [06/85;05/92][08/95;05/92]	10,241*** [06/85;05/92][08/95;05/92]	19,621*** [06/85;05/92][08/95;05/92]	8,694*** [06/85;05/92][08/95;05/92]	12,054*** [06/85;05/92][08/95;05/92]	54,181*** [06/85;05/92][08/95;05/92]	66,635*** [06/85;05/92][08/95;05/92]
Alquileres	6,961*** [06/85;08/96][10/89;01/96][05/88;04/93]	83,026*** [08/92;10/97][06/93;04/02]	45,217*** [09/85;05/90][06/96;06/04]	120,685*** [09/85;05/90][06/96;06/04]	18,535*** [09/85;05/90][06/96;06/04]	147,268*** [06/96;06/04][06/91;12/95]	101,726*** [06/96;06/04][06/91;12/95]	32,329*** [06/96;06/04][06/91;12/95]	1,364 0,821
Combustibles	8,574*** [12/95;03/03][03/86;12/97][04/93;07/00]	101,005*** [04/90;12/98][12/92;12/04]	5,317** [06/91;03/99][04/93;07/00]	24,553*** [06/91;03/99][04/90;12/98]	28,839*** [06/91;12/95][07/93;03/99]	111,260*** [06/91;12/95][07/93;03/99]	28,839*** [06/91;12/95][07/93;03/99]	-0,094	-0,094

Tabla 4.2. (Continuación)

	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal	Reino Unido
Muebles	26,311*** [07/93;06/99][03/88;04/93]	6,537*** [06/85;06/93]		21,654*** [06/85;04/93]					9,211*** [08/86;04/93]	2,568
Electrodomés- ticos	34,460*** [02/90;12/94][11/88;05/93]	10,185*** [07/93;04/99]		9,828*** [07/93;04/99]					8,262*** [12/86;05/93]	2,298
Vehículos	9,575*** [12/89;06/94][06/91;01/03]	41,092*** [06/87;09/92][10/91;05/01]	10,203*** [06/85;07/95]	30,334*** [07/90;08/99][10/86;04/00]	4,059* [06/91;12/95]	75,246*** [08/87;09/92]	13,431*** [06/91;12/95]	74,176*** [08/87;09/92]	16,257*** [08/87;09/92]	0,993
Transporte público	16,641*** [12/90;08/04][07/92;01/03]	36,898*** [08/92;12/00]	3,132 [12/94;08/04][01/86;12/94]	10,151*** [08/92;12/00]	5,694** [05/90;12/02]	77,005*** [01/86;12/02]	3,593* [06/91;12/95]	27,950*** [06/91;12/95]	0,439 [02/95;06/00]	9,556*** [02/95;06/00]
Comunicaciones	73,719*** [03/91;02/00][06/91;01/00]	17,505*** [06/93;04/02]	28,735*** [08/92;06/00]	20,617*** [03/91;12/98]	22,374*** [06/85;02/96]	14,424*** [03/91;05/00]	104,906*** [09/92;03/00]	10,488*** [07/87;03/00]	26,740*** [07/87;03/00]	1,748
Equipos de imagen y sonido	38,192*** [02/92;06/06][07/93;04/04]	37,787*** [08/92;10/97]	3,319 [06/85;10/97]	30,530*** [06/92;02/04]	12,038*** [06/92;02/04]	45,675*** [06/92;02/04]	3,222 [05/91;11/95]	40,480*** [05/91;11/95]		6,058*** [06/90;11/96]
Ocio	56,732*** [06/85;09/02][12/91;12/98]	98,917*** [03/88;05/93][08/92;10/97]	6,511*** [06/92;04/93]	34,993*** [08/92;04/93]	31,951*** [08/92;05/98]	29,844*** [08/92;05/98]	370,731*** [09/85;12/03]	99,505*** [09/85;12/03]	21,291*** [10/90;05/98]	2,908
Libros	1,793 [02/00;08/04][06/88;04/93]	13,581*** [04/93;08/99]	10,924*** [03/90;10/95]	32,311*** [03/92;12/03]	2,971 [04/89;02/96]	9,712*** [04/89;02/96]	2,738 [06/91;12/95]	44,492*** [10/90;05/98]	3,494* [12/96;06/06]	12,100*** [12/96;06/06]
Hoteles	23,664*** [06/85;03/95][11/92;09/98]	27,368*** [04/93;08/99]	15,160*** [03/90;10/95]	24,579*** [09/85;12/03]	31,625*** [02/95;03/01]	13,029*** [11/92;04/05]	30,616*** [11/88;11/04]	24,915*** [10/96;06/06]	11,662*** [10/96;06/06]	24,750*** [10/96;06/06]

NOTAS: Estimación del modelo (4.1) con dos rupturas estructurales seleccionando el número de retardos con el criterio de Schwarz (p máximo = $12 * (T * 100^{-1})^{0.25}$). Parámetro de recorte del 15%. Los puntos críticos del contraste son: 3,39, 4,14 y 5,88 al 10, 5% y 1% de significatividad. ***, **, * denota significatividad estadística al 1, 5 y 10%, respectivamente. Las rupturas [entre corchetes] corresponden a aquellos puntos donde se minimiza la suma de los cuadrados de los residuos (Perron y Zhu, 2005; Kertiwal y Perron, 2010).

Tabla 4.3. Estadístico $Exp-W_{Fs}$, modelo con una ruptura. Estimación de los puntos de ruptura. Libra esterlina como numerario.

	Alemania	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal
Pan y cereales	3,333** [03/97]	2,567* [03/97]	3,309** [01/97]	0,906	1,102	3,187** [01/97]	3,897** [08/99]	3,881** [01/97]	1,857	1,117
Carne	1,731	1,336	2,323	0,880	1,329	2,224	1,510	1,580	1,191	3,684** [11/96]
Productos lácteos	1,631	1,505	2,809* [10/87]	0,920	1,049	1,611	0,892	1,604	1,703	15,907*** [06/85]
Fruta	3,897** [10/96]	2,095	0,935	1,213	1,528	1,370	3,170** [07/89]	0,968	1,303	6,038*** [03/97]
Tabaco	3,344** [05/97]	6,239*** [06/97]	5,363*** [03/97]	5,017*** [05/99]	5,835*** [10/97]	3,228** [02/99]	10,222*** [02/98]	5,846*** [06/97]		12,064*** [02/99]
Bebidas	1,377	0,911	0,659	0,943	23,538*** [03/97]	1,519	7,398*** [08/99]	1,275	0,706	1,454
Vestido	0,964	23,225*** [02/97]	1,967	1,562	50,394*** [10/99]	0,836	18,290*** [10/99]	2,422	3,013* [02/97]	7,413*** [03/97]
Calzado	1,460	9,118*** [05/97]	0,747	0,960	31,486*** [11/99]	0,978	5,332*** [12/99]	2,365	5,312*** [07/93]	4,377*** [10/97]
Alquileres	0,951	0,936	0,861	1,645	4,265*** [11/99]	1,100	3,643*** [09/91]	0,833	0,504	
Combustibles	0,479	0,503	11,579*** [04/06]	0,564		0,895	6,035*** [03/97]	8,982*** [12/00]	0,722	0,441

Tabla 4.3. (Continuación)

	Alemania	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal
Muebles	2,074		1,403	1,115		1,590			2,037	
Electrodomésticos	1,592		2,014	0,830		1,699			0,912	
Vehículos	0,784	1,144 [06/91]	5,354*** [12/96]	0,978 [01/97]	3,166** [01/97]	0,884 [08/99]	5,783*** [08/99]	0,722 [01/97]	2,500* [01/97]	0,493
Transporte público	1,807	4,758*** [12/96]	2,092	1,189 [03/97]	2,486* [01/97]	2,851* [08/99]	5,644*** [08/99]	3,673*** [01/97]	2,483* [09/87]	1,314
Comunicaciones	1,253	5,986*** [03/99]	1,400 [10/99]	7,674*** [10/91]	3,434*** [10/91]	1,333 [05/93]	9,139*** [05/93]	2,097 [12/99]	0,807 [01/92]	6,709*** [01/92]
Equipos de imagen y sonido	1,260	1,034	1,618	0,834	1,130	1,798 [12/99]	83,375*** [12/99]	0,735 [12/99]	1,900	
Ocio	2,185	5,284*** [01/97]	2,005	0,778	1,678 [03/97]	2,621* [10/99]	2,675* [10/99]	29,812*** [12/99]	7,273*** [07/93]	1,320
Libros	1,228	0,733	4,208** [03/97]	8,542*** [03/97]	0,708 [03/97]	1,351	0,918 [08/92]	0,472 [08/97]	1,211 [02/93]	0,694
Hoteles	11,002*** [08/97]	9,649*** [07/97]	2,746* [01/97]	8,906*** [12/96]	7,218*** [06/00]	3,557*** [03/97]	3,076* [08/92]	4,106** [08/97]	1,418 [02/93]	7,496*** [05/97]

NOTAS: Véase Tabla 4.1.

***, **, * denota significatividad estadística al 1, 5 y 10%, respectivamente.

Tabla 4.4. Estadístico $Exp-W_{rs}$, modelo con dos rupturas. Estimación de los puntos de ruptura. Libra esterlina como numerario.

	Alemania	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal
Pan y cereales	3,875* [03/88;12/96]	3,049 [03/88;01/97]	4,074* [03/88;01/97]	1,282	0,948 [03/88;01/97][08/92;11/99][04/88;12/96]	3,593* [03/88;01/97][08/92;11/99][04/88;12/96]	4,952** [03/88;01/97][08/92;11/99][04/88;12/96]	2,290	16,858*** [10/87;12/96]	
Carne	2,072	1,633 [03/88;11/96][06/86;01/97]	11,618*** [03/88;11/96][06/86;01/97]	26,139*** [02/88;11/96][08/92;12/99]	1,787	5,414** [02/88;11/96][08/92;12/99]	4,781** [02/88;11/96][08/92;12/99]	2,944 [06/86;03/97][04/87;12/96]	13,062*** [06/86;03/97][04/87;12/96]	20,164*** [06/86;03/97][04/87;12/96]
Productos lácteos	5,893*** [02/88;11/96]	1,927 [10/87;01/97][07/89;03/97]	15,471*** [10/87;01/97][07/89;03/97]	4,164*** [10/96;02/02][11/92;05/02]	0,866 [10/96;02/02][11/92;05/02]	6,821*** [02/88;11/96][03/89;11/96]	4,596** [06/87;06/97][08/92;03/97]	1,912 [07/86;04/02][06/85;01/97]	9,901*** [07/86;04/02][06/85;01/97]	53,757*** [07/86;04/02][06/85;01/97]
Fruta	6,523*** [09/96;12/01]	2,875 [10/96;02/02][11/92;05/02]	3,720* [10/96;02/02][11/92;05/02]	22,879*** [10/96;02/02][11/92;05/02]	1,795	1,766 [06/87;06/97][08/92;03/97]	4,747** [01/94;12/02][12/87;03/99]	4,921** [01/94;12/02][12/87;03/99]	26,922*** [02/93;04/02][12/88;03/97]	7,281*** [02/93;04/02][12/88;03/97]
Tabaco	5,706** [12/85;10/00][03/95;10/00]	6,702*** [12/96;06/06][06/95;03/00]	7,976*** [12/96;06/06][06/95;03/00]	9,895*** [03/91;10/99][01/94;12/02][12/87;03/99]	8,860*** [03/91;10/99][01/94;12/02][12/87;03/99]	4,930** [01/94;12/02][12/87;03/99]	15,867*** [10/96;04/01]	7,390*** [10/96;04/01]	26,922*** [02/93;04/02][12/88;03/97]	7,281*** [02/93;04/02][12/88;03/97]
Bebidas	1,597	0,798 [03/91;01/07]	0,273 [03/91;01/07]	1,215 [03/91;01/07]	24,671*** [03/91;01/07]	1,791 [09/92;12/99]	12,601*** [09/92;12/99]	1,270 [09/92;12/99]	2,312 [09/92;12/99]	1,180 [09/92;12/99]
Vestido	1,623 [01/97;06/06][07/86;06/97][04/93;05/00][10/97;06/06]	25,288*** [01/97;06/06][07/86;06/97][04/93;05/00][10/97;06/06]	15,376*** [01/97;06/06][07/86;06/97][04/93;05/00][10/97;06/06]	123,165*** [01/97;06/06][07/86;06/97][04/93;05/00][10/97;06/06]	79,778*** [01/97;06/06][07/86;06/97][04/93;05/00][10/97;06/06]	0,861 [06/85;11/99][05/88;05/97][07/86;05/00][10/96;04/01]	34,231*** [06/85;11/99][05/88;05/97][07/86;05/00][10/96;04/01]	32,094*** [06/85;11/99][05/88;05/97][07/86;05/00][10/96;04/01]	79,185*** [06/85;11/99][05/88;05/97][07/86;05/00][10/96;04/01]	8,396*** [06/85;11/99][05/88;05/97][07/86;05/00][10/96;04/01]
Calzado	2,311 [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	15,014*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	18,936*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	93,440*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	48,610*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	14,500*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	22,929*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	43,866*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	74,992*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]	19,453*** [02/97;06/06][11/96;02/02][05/90;12/00]
Alquileres	0,756	0,512 [06/94;09/00]	0,479 [06/94;09/00]	1,238 [06/94;09/00]	4,656*** [06/94;09/00]	0,824 [09/92;12/99]	4,751** [09/92;12/99]	0,426 [09/92;12/99]	-0,024 [09/92;12/99]	
Combustibles	-0,157	-0,110 [03/86;04/06][12/96;04/06]	11,924*** [04/90;01/97][02/88;05/02]	11,465*** [04/90;01/97][02/88;05/02]	4,838*** [01/97;04/06][04/90;01/97][02/88;05/02]	9,212*** [01/97;04/06][04/90;01/97][02/88;05/02]	10,512*** [01/97;04/06][04/90;01/97][02/88;05/02]	8,848*** [01/97;04/06][04/90;01/97][02/88;05/02]	15,080*** [01/97;04/06][04/90;01/97][02/88;05/02]	

Tabla 4.4. (Continuación)

	Alemania	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Portugal
Muebles	7,895*** [03/88;01/97]	1,787 [04/93;12/00]	69,686*** [10/96;04/01]		8,362*** [09/87;08/99]		0,949 [06/86;05/00]		8,067*** [06/86;05/00]	29,894*** [05/92;05/97]
Electrodomés- ticos	2,042	2,859	1,080		1,885					0,874
Vehículos	0,857	1,838 [12/85;01/97]	7,124*** [12/85;01/97]	1,001	3,151	1,020	11,562*** [09/87;08/99]	0,949	8,067*** [06/86;05/00]	0,511
Transporte público	9,609*** [02/95;06/00] [03/88;12/96]	16,381*** [02/88;06/97]	30,863*** [10/96;08/01]	51,609*** [11/91;01/97]	3,523* [10/96;08/01]	12,671*** [10/91;12/99]	14,102*** [03/88;01/97]	5,596** [07/86;10/99]	3,618* [07/86;10/99]	32,252*** [06/87;01/97]
Comunicaciones	1,581 [12/90;03/97]	7,233*** [07/94;03/02]	1,611 [11/91;12/96]	7,930*** [10/91;12/96]	3,623* [05/93;11/99]	1,493 [05/93;11/99]	14,217*** [12/96;04/02]	2,906 [12/96;04/02]	0,364 [11/87;06/97]	6,336*** [11/87;06/97]
Equipos de imagen y sonido	6,299*** [06/90;11/96]	1,451 [01/97;06/06]	17,205*** [01/97;06/06]	0,562 [10/91;12/96]	4,024* [10/91;12/96]	2,000 [12/96;04/02]	77,034*** [12/96;04/02]	0,748 [12/96;04/02]	2,121 [12/96;04/02]	
Ocio	2,591 [10/96;05/06]	8,616*** [10/96;05/06]	2,490 [11/96;02/06]	0,959 [05/96;11/00]	1,797 [05/96;11/00]	3,453* [05/96;11/00]	4,476*** [05/96;11/00]	35,713*** [02/95;12/99]	7,648*** [02/95;12/99]	1,688
Libros	10,905*** [12/96;06/06]	0,549 [11/96;02/06]	4,344** [05/96;11/00]	9,208*** [05/96;11/00]	0,502 [05/96;11/00]	1,946 [05/96;11/00]	0,825 [05/96;11/00]	0,057 [05/96;11/00]	1,684 [05/96;11/00]	0,277
Hoteles	24,520*** [10/96;06/06] [02/95;08/00]	11,976*** [06/86;04/06]	5,384** [10/89;04/97]	23,850*** [06/91;06/00]	9,581*** [12/96;06/06]	6,332*** [02/95;03/02]	4,749** [08/97;10/05]	4,861** [08/97;10/05]	1,526 [03/97;11/05]	7,712*** [03/97;11/05]

NOTAS: Véase Tabla 4.2.

***, **, * denota significatividad estadística al 1, 5 y 10%, respectivamente.

REFLEXIONES ADICIONALES.

La introducción de la moneda común, al eliminar una importante fricción como la volatilidad de los tipos de cambio, sería razonable pensar que hubiera tenido algún tipo de impacto en el comportamiento determinista de los TCRs (Chen, 2004; entre otros). Más si cabe en aquellos bienes fáciles de transportar y comercializar. Pero gran parte de Europa se desenvolvió, primero, en la Serpiente Monetaria Europea y después en el Sistema Monetario Europeo, antesala de la unión monetaria completa. En otras palabras, como ha sido señalado por Eichengreen y Wyplosz (1993), Europa siempre ha sentido una profunda aversión a la flotación cambiaria. La volatilidad durante gran parte de la muestra permanecía vigilada aunque es cierto que existían válvulas de escape como los realineamientos que, en cierto modo, revocaban estos mecanismos de tutela.

O'Connell (1998) plantea como hipótesis que los TCRs han podido estar expuestos a cambios fortuitos en la media como consecuencia de la crisis del SME (en especial, para España e Italia) y durante 1991 para Finlandia. En este mismo sentido, Koedijk *et al.* (2004) señalaron que la incorporación de la etapa post-tratado de Maastricht (1992) permite rechazar con más fuerza la hipótesis de raíz unitaria. Pero son Lopez y Papell (2007) quienes establecen que el comienzo de la etapa de convergencia arranca en los años de la crisis del SME, mientras que el logro de la hipótesis de la PPA es fruto de las acciones que los estados miembros adoptaron para alcanzar el objetivo de la moneda común. Gadea y Gracia (2009), además, observaron que para la periferia europea, en particular, para España, Finlandia, Grecia, Italia y Portugal, se produce un cambio en la persistencia de los TCRs alrededor de mediados de la década de los noventa. Para otros países europeos este cambio hay que registrarlo en algún punto de la década de los ochenta.

LIBRA ESTERLINA COMO NUMERARIO.

Esta subsección ha sido añadida para comparar los resultados de un cambio en la moneda numerario. En lugar de tomar el marco alemán, la médula de la integración monetaria europea, se ha tomado ahora la libra esterlina, que aunque ha seguido el proceso de integración económica, ha escapado por el momento de la integración monetaria. Zhou *et al.* (2008), por ejemplo, señalaron que la reunificación alemana de los noventa ha podido mermar el ritmo de convergencia hacia la PPA. Obje-

tivamente, el numerario debería intervenir también en la localización de cambios estructurales.

Los estadísticos de contraste y las fechas de ruptura para un único cambio se presentan en la Tabla 4.3. Dos grandes ideas pueden extraerse. Uno, la evidencia de una sola ruptura es muy débil. Únicamente Grecia descubre este cambio de modo generalizado. Y dos, cuando la ruptura resulta estadísticamente significativa, ésta se asienta sin ningún tipo de vacilación en el año 1997 o en el año 1999. Rupturas que corresponden en gran número a los sectores de pan y cereales, tabaco y hoteles.

La evidencia para una doble ruptura es de igual forma muy débil (Tabla 4.4). Solamente en Grecia se puede aceptar en términos generales esta hipótesis. Aunque el patrón de rupturas es más bien difuso, los años 1996-1997 y 1999-2000 son de nuevo las fechas más frecuentes donde situar estos cambios. Tampoco parece existir una diferente conducta entre bienes comercializables y no. Además, para los casos de los TCRs de bebidas, vehículos, electrodomésticos, alquileres y libros, una doble ruptura no es significativa. Se distingue algún patrón específico al sector, como, por ejemplo, una ruptura casi sistemática en abril de 2006 para los combustibles y durante el periodo 1996-1997 para el transporte público y, quizá también, para pan y cereales, carne y productos lácteos.

En definitiva, la evidencia de inestabilidad con la libra esterlina como numerario es muy débil. Especialmente si se confronta con los resultados alcanzados con el marco alemán como referencia. El numerario importa cuando se investiga cambios en la estructura de los datos. Como no podía ser de otra manera. La libra esterlina engrandece el efecto euro pero éste es todavía impreciso, frágil.

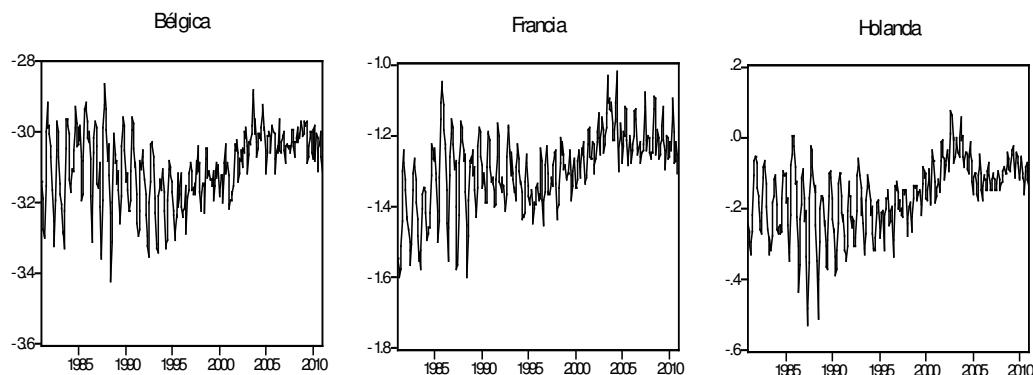
4.5. Estacionariedad y estacionalidad.

Hasta el momento el interés ha residido en examinar si los TCRs para las diferentes categorías de bienes modificaban su conducta determinista, sin atender si éstos podían ser caracterizados por un proceso estacionario o un proceso que exhibe una raíz unitaria. Inicialmente, los TCRs deberían ser estacionarios, al menos en un área como la europea donde la integración económica ha sido un pretexto para patrocinar un futuro en común. Las barreras arancelarias y la volatilidad de los tipos de cambio han podido obstaculizar el proceso de arbitraje espacial de bienes en el pasa-

do pero estas fricciones están totalmente desactivadas hoy. Por tanto, los TCRs deberían revertir en el largo plazo hacia un equilibrio. Y en mayor medida aún para aquellas mercancías fácilmente transportables (Engel, 2000b; Crucini y Shintani, 2008; etc.).

Asimismo, las series de TCR tampoco deberían exhibir un patrón de fluctuación estacional, pues el nivel de equilibrio al que revierten los tipos dependerá de esa estación. Es decir, difícil de justificar. Pero esta contrariedad no es nueva en la literatura. Si el componente estacional no ha sido rectificado, hecho que podría distorsionar alguna de las propiedades de la serie (véase Franses (1996) y las referencias allí citadas), los TCRs lo acostumbran a exteriorizar. Principalmente para ciertos sectores como ilustra el Gráfico 4.1 a modo de ejemplo⁶⁰. Una estrategia de actuación con este componente es no hacer nada. Obviarlo. Como se ha procedido hasta el momento. O como lo han hecho anteriormente Imbs *et al.* (2005) y Chen y Engel (2005), entre otros. La otra opción es admitir la estacionalidad y trabajar con ella. Meese y Rogoff (1983) y Parsley y Wei (1996), por ejemplo, incluyeron variables dummy para capturar el efecto de las estaciones. Y recientemente, Ho (2008) ha aplicado contrastes de raíz unitaria pero teniendo presente la estacionalidad de las series.

Gráfico 4.1. TCRs para la categoría fruta. Bélgica, Francia y Holanda.



El objetivo de este apartado es estudiar la presencia (ausencia) de raíces unitarias tanto en el componente regular como en las frecuencias estacionales de los

⁶⁰ Algunos sectores revelan este mismo patrón pero con una diferencia sustancial. Éste sólo se identifica en los años finales de la muestra lo que hace muy problemático su manejo econométrico (son los casos de los TCRs cuando en su construcción se han utilizado los índices de precios de vestido, calzado y hoteles). Además, para las categorías de vestido y calzado en Dinamarca, Holanda y Grecia, el componente estacional abarca toda la longitud de la muestra. Éstos serán estudiados más adelante.

TCRs. En un primer momento se asume que el proceso generador de los datos no presenta cambios en media. Más adelante se relaja este supuesto.

Apoyado en los contrastes de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1979), Franses (1991) propone contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad utilizando una extensión del contraste HEGY (Helleberg *et al.*, 1990) para datos de frecuencia mensual. Se parte de la regresión auxiliar que puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios (*MCO*):

$$\begin{aligned}\Delta_{12}y_t = & \pi_1y_{1,t-1} + \pi_2y_{2,t-1} + \pi_3y_{3,t-1} + \pi_4y_{3,t-2} + \pi_5y_{4,t-1} + \pi_6y_{4,t-2} \\ & + \pi_7y_{5,t-1} + \pi_8y_{5,t-2} + \pi_9y_{6,t-1} + \pi_{10}y_{6,t-2} + \pi_{11}y_{7,t-1} + \pi_{12}y_{7,t-2} \\ & + \sum_{i=0}^{\ell} \gamma_i \Delta_{12}y_{t-i} + \mu_t + u_t\end{aligned}\quad (4.6)$$

donde $\mu_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{11} \alpha_s D_{s,t}$ recoge los términos deterministas y $D_{s,t}$ es una variable dummy estacional que toma valor 1 en la estación correspondiente y 0 en otro caso. Esta vez no se añade una tendencia determinista por considerar que ésta viola la hipótesis de la PPA (MacDonald, 1995; entre otros). Las variables y_i se definen de acuerdo con los siguientes polinomios:

$$\begin{aligned}y_{1,t} &= (1+L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{2,t} &= -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{3,t} &= -(1-L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{4,t} &= -(1-L^4)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t \\ y_{5,t} &= -(1-L^4)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t \\ y_{6,t} &= -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)y_t \\ y_{7,t} &= -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)y_t \\ \Delta_{12}y_t &= (1-L^{12})y_t\end{aligned}$$

siendo L^s un operador de retardos ($L^s y_t \equiv y_{t-s}$) y Δ_s un filtro de s diferencias ($\Delta_s y_t \equiv y_t - y_{t-s}$). Nótese que el filtro Δ_s puede ser descompuesto en dos partes: $(1-L)$, una parte con una raíz unitaria no estacional, y otra $(1+L+L^2+\dots+L^{s-1})$, con $s-1$ raíces unitarias estacionales. En este caso, como las estaciones son doce

($s = 12$), en las frecuencias π , $\pm\pi/2$, $\mp 2\pi/3$, $\pm\pi/3$, $\mp 5\pi/6$ y $\pm\pi/6$ o, equivalentemente, en los ciclos por año 6, 3, 9, 8, 4, 2, 10, 7, 5, 1 y 11.

Conocida la descomposición del filtro Δ_{12} y planteada la regresión (4.6), el contraste consiste en evaluar la presencia de raíces unitarias para las diferentes frecuencias. Existirá una raíz unitaria en la frecuencia no estacional, en la frecuencia cero, si $\pi_1 = 0$. Igualmente, en la frecuencia de Nyquist existirá una raíz unitaria si $\pi_2 = 0$. Dado que las raíces complejas son conjugadas, las raíces unitarias estarán únicamente presentes si algún par es simultáneamente cero ($\pi_{i-1} = \pi_i = 0$ para $i = 4, 6, \dots, 12$). Que corresponden a las raíces unitarias estacionales en las frecuencias $\pi/2$, $2\pi/3$, $\pi/3$, $5\pi/6$ y $\pi/6$, respectivamente. Para cada caso, los estadísticos de contraste relevantes son un estadístico t -ratio, t_{π_i} para $i = 1, 2$, evaluado en una sola cola y los F -estadísticos que contrastan la hipótesis conjunta para las parejas correspondientes de frecuencias armónicas (denotados por $F_{i-1,i}$, $i = 4, 6, \dots, 12$). Adicionalmente, se plantea un contraste conjunto donde la hipótesis nula es que todas las frecuencias estacionales poseen una raíz unitaria, $\pi_2 = \pi_3 = \dots = \pi_{12} = 0$ ($F_{2, \dots, 12}$). Los estadísticos enunciados siguen distribuciones asintóticas no estándares. Pero pueden encontrarse distribuciones empíricas, por ejemplo, en Franses (1991) y Franses y Hobijn (1997).

Se ha aplicado el contraste HEGY para los TCRs construidos con el índice de precios de la categoría fruta. En la elección de retardos se ha seguido la propuesta de Haldrup *et al.* (2005). Es decir, se ha incluido un máximo de 24 retardos y se ha eliminado en bloque todos aquellos retardos cuyo t -estadístico (con dos colas) resultase no significativo al 10%.

En la Tabla 4.5 se describen los resultados de los contrastes HEGY. La hipótesis nula de raíz unitaria no estacional no puede rechazarse para todos los TCRs con la única excepción de Italia. Sin embargo, la hipótesis nula conjunta que todas las frecuencias estacionales poseen una raíz unitaria es rotundamente rechazada para todos los TCRs. Pero en no pocos casos, no puede rechazarse la hipótesis de raíz unitaria estacional en las frecuencias $\pi/3$ (Bélgica, Dinamarca, Francia y Holanda) y

$\pi/6$ (España y Francia, y Bélgica, Dinamarca y Holanda al 5% de significatividad). Además, en el caso de España se observa una raíz unitaria en la frecuencia π .

Tabla 4.5. Estadísticos del contraste HEGY.

	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{2,\dots,12}$
BE	-0,66	-4,34 ***	11,05 ***	18,34 ***	4,20	16,30 ***	5,69 *	12,16 ***
DI	-1,87	-3,29 **	9,60 ***	15,62 ***	4,20	16,90 ***	6,32 *	10,69 ***
ES	-1,95	-2,43	14,55 ***	13,61 ***	6,62 **	11,01 ***	5,11	10,21 ***
FI	-2,46	-5,96 ***	36,54 ***	27,72 ***	19,39 **	22,92 ***	13,42 ***	125,54 ***
FR	-1,41	-4,37 ***	7,02 **	18,09 ***	1,72	15,29 ***	3,67	10,37 ***
GR	-1,03	-5,16 ***	18,79 ***	18,93 ***	14,95 ***	13,89 ***	9,14 ***	16,52 ***
HO	-0,99	-3,46 ***	6,41 **	16,10 ***	2,71	9,06 ***	6,23 *	6,31 ***
IT	-2,91 **	-4,29 ***	16,08 ***	23,84 ***	8,58 ***	19,21 ***	11,92 ***	17,52 ***
PO	-2,43	-5,30 ***	22,32 ***	19,02 ***	14,55 ***	22,94 ***	14,99 ***	21,04 ***
RU	-2,17	-3,55 ***	13,14 ***	13,90 ***	14,39 ***	15,68 ***	9,02 ***	13,89 ***

NOTAS: Abreviaturas: BE: Bélgica (1, 11, 22, 23); DI: Dinamarca (1, 12); ES: España (1, 2, 10, 13, 22, 23); FI: Finlandia (15, 22); FR: Francia (1, 11, 13); GR: Grecia (1); HO: Holanda (1, 9, 12, 13, 14); IT: Italia (1, 13, 17, 23); PO: Portugal (1, 22, 23, 24); RU: Reino Unido (1, 13, 14). (Entre paréntesis retardos incluidos en la ecuación 4.6).

*, **, *** Denotan significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente (valores críticos Tabla A4.2).

Con todo, como señaló Perron (1989, 1990) para el caso de raíces unitarias no estacionales, y generalizado por Franses y Vogelsang (1998) para el caso de raíces unitarias estacionales, la presencia de éstas puede deberse meramente a que no han sido considerados cambios estructurales en la media. En particular, en la media de las estaciones.

Se sigue aquí el mismo enfoque HEGY previo pero permitiendo m rupturas en la media de cada estación⁶¹. Se modifica la regresión auxiliar (4.6) sustituyendo el término determinista por:

$$\mu_t = \sum_{s=1}^{12} \alpha_s D_{s,t} + \sum_{m=1}^M \sum_{s=1}^{12} \delta_{m,s} DU_{ms,t} + \sum_{m=1}^M \sum_{s=1}^{12} \phi_{m,s} D(TB'_m)_{s,t} \quad (4.7)$$

donde M es el número máximo de rupturas que se admiten y TB'_m el punto de ruptura m -ésimo que se asume desconocido con $1 < TB'_1 < \dots < TB'_M < T$. $DU_{ms,t}$ toma valor igual a $D_{s,t}$ cuando $t > TB'_m$ y valor 0 en otro caso, y $D(TB'_m)_{s,t} = \Delta_{12} DU_{ms,t}$. De

⁶¹ Esta propuesta es desarrollada por Franses y Vogelsang (1998) para una única ruptura y datos de frecuencia trimestral.

esta manera los cambios son tratados como graduales, el denominado modelo *Innovational Outlier*.

Los estadísticos de interés son los mismos que previamente. Éstos son utilizados además para estimar los puntos de ruptura. Se sigue dos criterios complementarios: uno, minimizando $t_{\pi_i}\{TB_m\}$, y dos, maximizando $F_{i-1,i}\{TB_m\}$ y $F_{2,\dots,12}\{TB_m\}$ para el punto o combinación de puntos de ruptura factibles:

$$\begin{aligned} \{\hat{TB}_m(t_{\pi_i})\} &= \arg \min_{\{TB_m\}} t_{\pi_i}\{TB_m\} \quad \text{para } m = 1, \dots, M \text{ e } i = 1, 2 \\ \{\hat{TB}_m(F_{i-1,i})\} &= \arg \max_{\{TB_m\}} F_{i-1,i}\{TB_m\} \quad \text{para } m = 1, \dots, M \text{ e } i = 4, 6, \dots, 12 \\ \{\hat{TB}_m(F_{2,\dots,12})\} &= \arg \max_{\{TB_m\}} F_{2,\dots,12}\{TB_m\} \quad \text{para } m = 1, \dots, M \end{aligned} \quad (4.8)$$

Es decir, se seleccionan aquellos puntos de ruptura que descubren mayor evidencia en contra de la hipótesis nula de raíz unitaria para cada frecuencia.

Nótese que el método no requiere fijar un parámetro de recorte arbitrario⁶² (Franses y Vogelsang, 1998). La distribución de los estadísticos de mínimo y máximo es no estándar. Una aproximación a la distribución límite para los estadísticos t_{π_1} y t_{π_2} puede encontrarse, por ejemplo, en Perron y Vogelsang (1992) (una ruptura) y Clemente *et al.* (1998) (dos rupturas). De todos modos, las distribuciones empíricas para todos ellos han sido computadas y resumidas en la Tabla A4.2 del Anexo 4.B.

Las Tablas 4.6 y 4.7 recogen la información correspondiente a la aplicación de este método para $M = 1$ y $M = 2$, respectivamente. De acuerdo con la Tabla 4.6, la evidencia a favor de raíces unitarias estacionales se desvanece al tener presente potenciales cambios estructurales. Un único shock, cuyo efecto es permanente sobre las fluctuaciones estacionales, permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria en cada estación. Este shock no exhibe un patrón claro de localización pero merece la pena destacar, como ha sido señalado en el apartado anterior, que en España e Italia los años 1992-1993 alteraron notablemente el nivel de equilibrio estacional de los TCRs. Sin embargo, la hipótesis de raíz unitaria no estacional no puede rechazarse

⁶² Se han impuesto las restricciones técnicas $s < TB_i \leq T^*$ y $TB_i + 2s \leq TB_{i+1}$ con $T^* = T - (\ell - \max(\ell_0, s))$, T denota el tamaño de la muestra, ℓ el número de retardos máximo (24), ℓ_0 el retardo de mayor orden incluido en la regresión y s el número de estaciones. Además, la selección de retardos es dependiente de la combinación de puntos de ruptura $\{TB_i\}$.

embargo, la hipótesis de raíz unitaria no estacional no puede rechazarse teniendo presente un único shock. Solamente para los casos de Portugal y Dinamarca (este último al 10% de significatividad) puede rechazarse la hipótesis nula.

Tabla 4.6. Contrastes HEGY con una ruptura estructural en media. Estadísticos y estimación de los puntos de ruptura.

	Mínimo		Máximo					
	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{2,\dots,12}$
BE	-2,81	-6,31 *** [05/98]	29,22 *** [12/07]	37,92 *** [05/98]	15,06 ** [07/97]	41,95 *** [09/94]	21,86 *** [06/89]	48,97 *** [10/92]
DI	-4,13 * [07/96]	-5,14 *** [07/89]	23,92 *** [02/97]	38,66 *** [01/04]	19,03 *** [07/96]	34,48 *** [12/03]	21,22 *** [05/94]	95,70 *** [06/96]
ES	-3,89	-6,15 *** [05/93]	44,30 *** [12/92]	47,95 *** [06/93]	30,46 *** [02/94]	48,12 *** [02/94]	36,21 *** [06/93]	187,31 *** [11/93]
FI	-3,35	-6,01 *** [10/08]	40,37 *** [04/90]	29,24 *** [07/90]	30,65 *** [11/03]	25,55 *** [11/94]	20,52 *** [12/95]	143,49 *** [06/02]
FR	-3,45	-6,35 *** [09/00]	25,51 *** [05/04]	42,93 *** [05/00]	15,01 ** [06/95]	32,84 *** [02/97]	24,77 *** [06/95]	73,28 *** [05/94]
GR	-3,65	-6,60 *** [11/97]	40,30 *** [10/93]	43,99 *** [12/00]	26,44 *** [04/96]	26,47 *** [10/97]	19,18 *** [08/92]	76,24 *** [09/96]
HO	-3,18	-5,97 *** [01/03]	25,47 *** [11/91]	53,22 *** [10/98]	17,69 *** [04/95]	33,28 *** [02/98]	21,74 *** [04/91]	83,59 *** [04/96]
IT	-3,50	-6,80 *** [04/90]	31,23 *** [10/03]	48,20 *** [05/90]	25,31 *** [06/93]	31,82 *** [04/90]	27,84 *** [10/92]	253,50 *** [03/92]
PO	-4,91 *** [06/89]	-7,16 *** [03/90]	49,96 *** [02/90]	46,52 *** [03/90]	29,01 *** [06/89]	47,47 *** [02/90]	48,06 *** [01/90]	280,71 *** [03/90]
RU	-2,53	-5,75 *** [04/94]	30,19 *** [03/96]	31,46 *** [07/00]	32,37 *** [07/93]	31,49 *** [03/94]	34,31 *** [04/94]	177,41 *** [06/94]

NOTAS: Abreviaturas: BE: Bélgica; DI: Dinamarca; ES: España; FI: Finlandia; FR: Francia; GR: Grecia; HO: Holanda; IT: Italia; PO: Portugal; RU: Reino Unido. [Entre corchetes estimación del punto de ruptura].

*, **, *** Denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente (valores críticos Tabla A4.2).

Cuando se admiten dos cambios en la estructura de los datos (Tabla 4.7), la evidencia en contra de la presencia de una raíz unitaria no estacional se agiganta. Los TCRs de Italia recuperan la estacionariedad en la frecuencia no estacional (advírtase que con una única ruptura no se rechaza la hipótesis nula). Asimismo, existe evidencia de estacionariedad para los TCRs de Bélgica, Dinamarca, Grecia y Portugal. Los puntos de ruptura estimados que sostienen la estacionariedad de los TCRs en el componente regular son finales del año 1989 (Portugal), año 1991 (Bélgica y Dinamarca), 1993 para Italia, 1995-1996 (Grecia y Dinamarca), año 2002 (Bélgica, Grecia e Italia) y mediados de 2003 para Portugal. Además, los puntos de ruptura estimados para las frecuencias estacionales no están muy alejados de aquellos puntos

estimados bajo el supuesto de una única ruptura. Pero para la mitad de la muestra la hipótesis nula de raíz unitaria no estacional sigue estando vigente. El efecto de cualquier shock para estos últimos no se desvanece en el tiempo.

**Tabla 4.7. Contrastes HEGY con dos rupturas en media.
 Estadísticos y estimación de los puntos de ruptura.**

	Mínimo		Máximo					
	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{2,\dots,12}$
BE	-5,39 **	-6,98 ***	34,08 ***	39,82 ***	20,45 ***	45,33 ***	30,07 ***	55,69 ***
	[11/91]	[10/91]	[07/89]	[05/98]	[07/94]	[10/91]	[12/91]	[12/94]
	[06/02]	[04/02]	[10/08]	[11/10]	[10/99]	[04/02]	[08/02]	[07/99]
DI	-5,02 *	-6,41 ***	34,16 ***	52,94 ***	24,84 ***	40,95 ***	35,94 ***	106,19 ***
	[12/91]	[07/89]	[08/86]	[06/89]	[11/88]	[01/89]	[01/89]	[01/89]
	[07/96]	[02/96]	[02/92]	[06/05]	[06/97]	[02/95]	[02/95]	[03/96]
ES	-3,87	-6,35 ***	50,29 ***	62,10 ***	34,83 ***	51,33 ***	51,45 ***	197,97 ***
		[05/93]	[06/88]	[04/90]	[12/93]	[02/93]	[08/89]	[02/87]
		[10/10]	[07/91]	[11/93]	[09/06]	[11/06]	[11/92]	[05/93]
FI	-4,63	-6,40 ***	40,84 ***	32,51 ***	39,71 ***	33,76 ***	21,79 ***	147,36 ***
		[10/92]	[04/90]	[04/91]	[08/95]	[07/96]	[04/90]	[02/98]
		[11/07]	[02/10]	[05/95]	[07/03]	[10/02]	[11/95]	[05/02]
FR	-4,58	-6,67 ***	35,55 ***	45,99 ***	23,21 ***	39,57 ***	32,42 ***	78,69 ***
		[10/88]	[08/92]	[03/88]	[09/91]	[07/96]	[10/89]	[03/91]
		[12/98]	[12/03]	[06/01]	[08/98]	[07/09]	[06/94]	[07/95]
GR	-5,39 **	-7,27 ***	42,78 ***	44,99 ***	35,67 ***	33,60 ***	28,72 ***	84,39 ***
		[06/95]	[12/90]	[04/86]	[07/01]	[06/95]	[10/97]	[06/95]
		[06/02]	[11/97]	[11/91]	[07/08]	[05/03]	[07/06]	[06/04]
HO	-3,60	-7,01 ***	30,86 ***	57,03 ***	21,54 ***	39,03 ***	30,72 ***	94,06 ***
			[08/88]	[01/90]	[08/89]	[04/95]	[12/89]	[01/89]
			[07/93]	[10/95]	[09/98]	[05/02]	[01/98]	[02/93]
IT	-5,32 **	-6,81 ***	37,89 ***	52,17 ***	30,64 ***	37,29 ***	30,18 ***	266,40 ***
		[10/93]	[04/90]	[05/88]	[05/87]	[01/90]	[02/90]	[03/86]
		[11/02]	[02/95]	[08/06]	[03/91]	[05/96]	[03/10]	[10/90]
PO	-6,34 ***	-7,71 ***	62,96 ***	74,64 ***	45,99 ***	57,57 ***	60,84 ***	372,88 ***
		[07/89]	[11/87]	[03/90]	[04/90]	[01/90]	[05/87]	[08/89]
		[07/03]	[03/90]	[02/06]	[01/94]	[02/94]	[02/90]	[06/95]
RU	-3,20	-6,49 ***	37,47 ***	33,10 ***	36,44 ***	36,67 ***	38,49 ***	184,79 ***
			[12/90]	[07/88]	[09/89]	[12/87]	[03/94]	[10/88]
			[05/99]	[07/02]	[06/98]	[06/99]	[11/08]	[04/94]

NOTAS: Véase Tabla 4.6.

*, **, *** Denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente (valores críticos Tabla A4.2).

En balance, los TCRs analizados aquí, en los que el componente que no puede arbitrarse ha sido sustraído (Engel, 2000b), circulando, además, en un área integrada económicamente, deberían ser estacionarios. Pero la evidencia empírica no respalda en absoluto esta proposición. Aún cuando han sido considerados dos cambios

estructurales, que quizá pudieran reflejar hitos en el grado de integración económica europea entre los países individuales (Engel y Rogers, 2004), la mitad de los TCRs analizados siguen sin revertir hacia un nivel de equilibrio en el largo plazo. Para éstos deja de cumplirse la hipótesis de la PPA, refutando una rama de la literatura que afirma que existe una mayor evidencia de su cumplimiento dentro de Europa (Jorion y Sweeney, 1996; Papell, 1997; etc.). Los resultados aquí expuestos confirman el argumento de Baum *et al.* (1999) para quienes el cambio estructural por sí sólo no puede impedir que gran parte de los TCRs sigan exhibiendo una raíz unitaria⁶³.

EVIDENCIA ADICIONAL.

En esta subsección se han examinado las series que presentaban también un fuerte componente estacional. De nuevo, son series construidas con índices de precios de bienes denominados comercializables aunque el grado de agregación es ahora mayor. En particular, se analiza los TCRs en Dinamarca, Grecia y Holanda para la categoría de vestido y calzado. Los resultados cuando se considera una doble ruptura en la media de las estaciones se presentan en la Tabla 4.8. La evidencia es consonante con la enumerada más arriba. Una única ruptura estructural no permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el componente regular. Es más, a diferencia de antes, un solo cambio en la media de las estaciones no permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en alguna de las frecuencias estacionales. Sin embargo, esta última hipótesis puede rechazarse cuando se contemplan dos cambios en la media de las estaciones. Cambios que suelen ser descubiertos unos años antes de la adopción de la moneda común en un país fuera del euro como Dinamarca y en los años 1992-1993 en el caso de Grecia. Para Holanda, la primera ruptura no parece mostrar una pauta identificable pero los tres evidencian un segundo cambio en la etapa más reciente, durante los años 2007 a 2010, resultado quizá de la Gran Crisis. Por otro lado, únicamente los TCRs de Holanda exhiben estacionariedad en el componente regular permitiendo dos cambios en media.

⁶³ Se ha añadido una tercera ruptura estacional para el resto de TCRs donde no se ha podido rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en el componente regular (España, Finlandia, Francia, Holanda y Reino Unido). Los *t* – estadísticos son: -6,28, -4,84, -4,77, -4,74 y -4,71, respectivamente. Aunque por su extrema intensidad computacional no se dispone de su distribución empírica, podemos conjeturar que resulta difícil rechazar la hipótesis nula para la mayor parte de ellos tomando, a modo de referencia, los valores críticos del contraste para $M = 2$ (Tabla A4.2 del Anexo 4.B).

Tabla 4.8. Contrastes HEGY con dos rupturas. Evidencia adicional.

	Mínimo		Máximo					
	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{2,\dots,12}$
Vestido								
DI	-4,05	-4,97 *	48,41 ***	61,07 ***	45,43 ***	18,00 ***	15,84 ***	85,61 ***
		[08/05]	[07/96]	[03/96]	[10/94]	[03/96]	[04/97]	[08/96]
		[08/09]	[04/06]	[09/08]	[02/09]	[05/04]	[08/08]	[08/09]
GR	-3,03	-6,41 ***	58,54 ***	49,17 ***	97,93 ***	22,63 ***	31,09 ***	217,38 ***
		[01/05]	[12/93]	[03/04]	[05/92]	[09/93]	[06/91]	[07/93]
		[08/07]	[02/02]	[01/09]	[02/99]	[05/05]	[03/07]	[10/05]
HO	-5,08 **	-6,53 ***	40,62 ***	53,77 ***	30,02 ***	20,27 ***	27,34 ***	59,02 ***
	[11/87]	[02/97]	[08/00]	[08/00]	[10/86]	[07/91]	[08/92]	[03/91]
	[03/09]	[03/10]	[07/09]	[07/09]	[01/09]	[05/10]	[06/96]	[01/07]
Calzado								
DI	-4,12	-6,25 ***	48,14 ***	66,84 ***	51,16 ***	32,93 ***	26,96 ***	171,28 ***
		[09/05]	[12/07]	[11/06]	[10/94]	[02/96]	[02/97]	[01/96]
		[01/09]	[08/10]	[12/08]	[04/09]	[09/08]	[12/03]	[07/05]
GR	-3,76	-6,84 ***	45,61 ***	55,54 ***	96,91 ***	43,08 ***	55,01 ***	255,32 ***
		[12/85]	[02/87]	[08/86]	[07/88]	[09/93]	[09/86]	[09/93]
		[03/05]	[09/99]	[10/08]	[05/99]	[04/05]	[01/92]	[12/04]
HO	-5,02 *	-4,59	38,09 ***	38,84 ***	37,54 ***	21,77 ***	25,55 ***	58,11 ***
	[07/88]		[02/91]	[12/88]	[08/86]	[09/90]	[01/92]	[02/91]
	[09/00]	[03/07]	[04/99]	[08/07]	[01/97]	[01/07]	[01/07]	[07/95]

NOTAS: Abreviaturas: DI: Dinamarca; GR: Grecia; HO: Holanda.

*, **, *** Denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente (valores críticos Tabla A4.2).

Finalmente, cuando los TCRs se construyen con el índice de precios de fruta pero tomando como numerario la libra esterlina en lugar del marco alemán, las conclusiones, a grandes rasgos, no sufren modificación⁶⁴. Como antes, cuando se tiene en cuenta una sola ruptura en la media, las hipótesis nulas de raíz unitaria en las frecuencias estacionales se rechazan en todos los casos. Pero la hipótesis nula de raíz unitaria en el componente regular sólo puede rechazarse para el caso de Portugal al holgado 10% de significatividad. Además, ésta sólo puede rechazarse para los TCRs de Grecia cuando se considera dos cambios en media.

Por consiguiente, la evidencia a favor de la estacionariedad de los TCRs y del cumplimiento de la teoría de la PPA, si ésta llega a producirse, no parece guardar mucha relación con la selección de la moneda numerario. En este caso, parece indiferente utilizar la moneda referencia en la unión monetaria o una moneda como la libra esterlina muy próxima a ella. Una cuestión que merece la pena plantearse es si esta insensibilidad se sigue sosteniendo cuando se elige como numerario una moneda

⁶⁴ Para salvar espacio, los resultados no se presentan.

fuera de Europa como el dólar americano o el yen japonés. Asunto que de momento dejamos pendiente para el futuro. Sin embargo, los shocks o las rupturas estructurales, como no podía ser de otra forma, sí parecen estar en manos de este numerario.

4.6. ¿Convergen los TCRs en Europa?

Para terminar con el estudio de la estacionariedad de los TCRs sectoriales se realiza éste desde un enfoque de panel de datos. Al aunar información de la dimensión temporal y transversal de las series, los paneles aumentan la potencia de los contrastes.

Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005) plantean la hipótesis nula de panel estacionario donde se permiten múltiples rupturas frente a la alternativa de raíz unitaria. Partamos de la regresión auxiliar (4.1) extendida para el caso de panel de datos pero permitiendo esta vez únicamente cambios en la media del proceso:

$$q_{i,t} = \mu_i + \sum_{k=1}^{m_i} \delta_{i,k} D_{U_{i,k,t}} + u_{i,t} \quad k = 1, \dots, m_i; \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (4.9)$$

donde, al igual que antes, $D_{U_{i,k,t}}$ es una variable que toman igual a 1 cuando $t > TB_{i,k}$ y valor 0 en otro caso. $TB_{i,k}$ denota el punto de ruptura k -ésimo de la serie individual i -ésima. Obsérvese que la especificación es lo suficientemente flexible para permitir que el número y la localización de las rupturas sea específico a cada serie temporal dentro del panel.

Los autores toman el estadístico propuesto por Hadri (2000) para contrastar la hipótesis nula de panel estacionario. Éste es sencillamente el promedio del estadístico del contraste de estacionariedad para series univariantes desarrollado por Kwiatkowski *et al.* (1992):

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right) \quad (4.10)$$

donde λ denota el vector de fracciones de puntos de ruptura al igual que en la sección 4.4, $\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^t u_{i,j}$ es la suma parcial de los residuos *MCO* en (4.9) y $\hat{\omega}_i^2$ es una

estimación consistente de la varianza a largo plazo de $u_{i,t}$ que se asume heterogénea entre las series individuales del panel.

El estadístico para contrastar la hipótesis nula de panel estacionario con múltiples cambios en media se define como:

$$Z(\hat{\lambda}) = \frac{\sqrt{N}(LM(\hat{\lambda}) - \bar{\xi})}{\bar{\zeta}} \quad (4.11)$$

que se distribuye como una $N(0,1)$ si se asume independencia mutua entre los residuos de las series. $\bar{\xi}$ y $\bar{\zeta}$ son la media y la varianza del término $\eta_i(\hat{\lambda}_i) = \hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2$ en (4.10). Al igual que en la sección 4.4, la suma de los cuadrados de los errores es utilizada para estimar el vector de fracciones de los puntos de ruptura $(\hat{\lambda})$. Los autores sugieren utilizar la metodología de Bai y Perron (1998, 2003) para obtener una estimación consistente de este vector.

En la Tabla 4.9 se presentan los resultados del contraste de estacionariedad para cuatro paneles diferentes. Tomando a Alemania como numerario, el panel A incluye a los países firmantes del Tratado de Roma con la excepción de Luxemburgo (Bélgica, Francia, Holanda e Italia). El panel B contiene el panel A más Dinamarca y Reino Unido que aunque éstos últimos no han adoptado la moneda común sí firmaron su adhesión a la Comunidad Europea (CE) en 1973. En el caso de Dinamarca, además, su tipo de cambio sigue puntualmente atado al euro a través del MTC-II. El panel C lo forman el panel A más los países procedentes de la segunda y tercera ampliación de la CE en la década de los ochenta: Grecia (1981) y España y Portugal (1986). Todos ellos han adoptado la moneda común desde un primer momento aunque en el caso de Grecia no se fijó su tipo irrevocable hasta enero de 2001. Y por último, los nueve TCRs están reunidos en el panel D. Finlandia, por otro lado, ha sido descartada del análisis ya que no existen datos para los meses anteriores a enero de 1985 y, aunque adoptó la moneda común desde el primer momento, no se incorporó a la Unión Europea hasta el 1 de enero de 1995.

Los estadísticos del contraste de estacionariedad para aquellos TCRs sectoriales donde el componente estacional parece estar ausente se presentan en la Tabla 4.9. Se ha utilizado el algoritmo de programación dinámica de Bai y Perron para ob-

tener una minimización global de la suma de los cuadrados de los errores en la expresión (4.9) fijando un parámetro de recorte de 0,15 y un número de rupturas máximo igual a 5. La elección del número de rupturas se ha confiado al criterio de información de Liu *et al.* (1997). En la estimación de la varianza a largo plazo, heterogénea entre los diferentes TCRs, se ha seguido a Sul *et al.* (2005). Se ha especificado un proceso $AR(p)$ con $p_{\max} = 24$ retardos seleccionados de acuerdo con el criterio de información de Schwarz para la primera etapa de pre-blankeo de los residuos en (4.9). La ventana espectral de Bartlett seleccionando la amplitud de la banda de modo automático ha sido utilizada. Finalmente, debido a la interdependencia en el comportamiento de los TCRs dentro del panel, se ha calculado la distribución bootstrap del estadístico (4.11) para realizar inferencia.

Algunas lecciones pueden extraerse de la Tabla 4.9. En primer lugar, en general, los TCRs sectoriales exhiben estacionariedad cuando se permiten múltiples cambios en el equilibrio hacia el que revierten en el largo plazo⁶⁵. O dicho de otro modo, parecen converger dentro de Europa cuando se permite diferentes niveles de equilibrio. En segundo lugar, Europa ha llegado a ser supuestamente un bloque económico integrado por lo que el análisis de diferentes paneles no debería modificar en exceso las conclusiones alcanzadas una vez estudiado uno de ellos. Sin embargo, esto no es siempre así. El panel B, compuesto por seis de los primeros integrantes de la unión, con mayor frecuencia no rechaza la hipótesis nula de panel estacionario con múltiples cambios. Sólo cuando los TCRs han sido construidos con los precios de los vehículos puede rechazarse la hipótesis nula. El panel C, que incluye a países integrantes de la unión monetaria, en cambio, rechaza con mayor frecuencia la hipótesis nula. No obstante, es preciso señalar que cuando Grecia se excluye del panel C la frecuencia de rechazos de la nula cae notoriamente⁶⁶. Los TCRs para algunos sectores como el tabaco, los alquileres, el transporte público y los equipos de imagen y sonido en Grecia no parece que han experimentado un proceso de convergencia con el resto de los socios comunitarios.

⁶⁵ Obsérvese que si se tomara la distribución estándar para realizar inferencia (no se tuviera en cuenta la dependencia transversal de los residuos) la evidencia a favor de la estacionariedad de los paneles sería desigual. Sólo los TCRs para las categorías de carne, productos lácteos, bebidas, energía, comunicaciones y ocio exhibirían estacionariedad.

⁶⁶ Zhou y Kutan (2011) señalan que la evidencia a favor de la PPA en Europa es más robusta para aquellos países que han vivido un periodo más extenso de integración.

Tabla 4.9. Contraste de estacionariedad en los paneles de datos con múltiples rupturas estructurales.

Sector	Panel A	Panel B	Panel C	Panel D
Pan y cereales	1,807 ***	1,998	2,592 ***	2,750 **
Carne	1,252	0,245	-0,199	-0,631
Productos lácteos	-0,882	-1,088	-0,875	-1,046
Tabaco (1)	2,396	0,693	3,176 ***	1,546 ***
Bebidas	1,195	0,318	1,127	0,379
Alquileres (2)	3,283	4,351	3,553 ***	4,561 ***
Combustibles y energía	0,048	0,002	0,731	0,642
Vehículos	3,178 ***	3,160 ***	2,339 ***	2,378 ***
Transporte público	2,964 ***	3,159	5,166 ***	4,961 ***
Comunicaciones	-1,061	-1,272	-0,989	-1,193
Equipo imagen y sonido (2)	2,064 *	1,183	2,365 **	1,571
Ocio	0,056	0,696	-0,815	-0,304
Libros	1,933	2,212	1,775	2,047

NOTAS: Panel A: Bélgica, Francia, Holanda, Italia; Panel B: Panel A más Dinamarca y Reino Unido; Panel C: Panel A más España, Grecia y Portugal; Panel D: Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Grecia, Holanda, Italia, Portugal y Reino Unido. (1) denota la no-inclusión de Italia y (2) la no-inclusión de Portugal.

Número de rupturas seleccionado de acuerdo con el criterio de información de Liu *et al.* (1997) fijando el número de rupturas máximo igual a 5 y un parámetro de recorte igual al 15% (véase Bai y Perron, 1998, 2003). La varianza a largo plazo se ha estimado de acuerdo con Sul *et al.* (2005) utilizando un proceso $AR(p)$ en la etapa inicial de pre-blanqueo de los residuos en (4.9) con $p_{\max} = 24$ y seleccionado de acuerdo con el criterio de información de Schwarz. Se utiliza la ventana espectral de Bartlett seleccionando la amplitud de ventana de modo automático. A la hora de destacar la significatividad del estadístico (4.11) se ha empleado los valores críticos de la distribución bootstrap ejecutada con 2.000 réplicas (ver Carrion-i-Silvestre *et al.*, 2005).

* , ** , *** Denotan significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente.

Y en tercer lugar, la tradicional dicotomía entre bienes comercializables y no comercializables no parece muy relevante⁶⁷. Engel (2000b), en cambio, señaló que estos últimos incorporan un componente no estacionario ya que la condición de arbitraje difícilmente puede trabajar. Tomando como ejemplo el Panel D que rechaza con más frecuencia la hipótesis de estacionariedad, los estadísticos indican que servicios como el transporte público o los alquileres muestran un patrón no estacionario pero el ocio y los servicios de comunicación, por ejemplo, exhiben un comportamiento estacionario. Y lo mismo puede decirse para los bienes comercializables: la carne, los productos lácteos, las bebidas, los combustibles y energía, los equipos de imagen y sonido o los libros, son estacionarios mientras que el pan y los cereales, el tabaco y los vehículos no lo son. Quizá la no estacionariedad para estos últimos bien podría

⁶⁷ Obstfeld y Rogoff (2001) señalaron que esta distinción no era muy útil y recientemente Crucini y Shintani (2008) han mostrado que la evidencia a favor de esta codificación tomando bienes finales es limitada y definitivamente variada. Resultado respaldado por Mayoral y Gadea (2011).

razonarse por el hecho que se trata de bienes no homogéneos o que en la formación de los precios influye desproporcionadamente otros factores como, por ejemplo, la diferente carga fiscal (el tabaco, en particular, y en cierta medida también, los vehículos). Crucini *et al.* (2005), por ejemplo, observaron que las diferencias entre los precios en Europa son muy reducidas cuando los impuestos y el efecto Balassa-Samuelson han sido descontados. Pero Mayoral y Gadea (2011) arguyen que son un puñado de sectores los altamente persistentes y los que gobiernan la persistencia en el ámbito agregado.

Por tanto, el análisis de panel descubre que la hipótesis de estacionariedad de los TCRs es cierta para los diferentes sectores, independientemente que se trate de bienes más o menos comercializables. Generalmente, los diferentes precios convergen en Europa. Pero para un reducido número de sectores la hipótesis de estacionariedad no parece garantizada. Sin embargo, hay que tener muy presente que un único país, incluso en un área monetaria como la europea, puede ser el responsable máximo de la conclusión alcanzada. En este caso, Grecia explicaría gran número de los bienes para los cuales no se ha podido aceptar la hipótesis de estacionariedad de los TCRs dentro de la unión monetaria.

4.7. Conclusiones.

La introducción de una moneda única en Europa ha reactivado el interés académico por el comportamiento de los TCRs en esta área. Pero aunque la unión monetaria es un sueño que se materializó hace poco más de una década, la intención siempre ha estado encima de la mesa desde la propia constitución de la comunidad. Sólo así se entiende las experiencias de la Serpiente Monetaria Europea y el Sistema Monetario Europeo. Si los TCRs han experimentado un cambio en su comportamiento, éste sería razonable descubrirlo cuando la volatilidad ha desaparecido ya en su totalidad. Cuando los tipos de cambio han sido eliminados como origen de riesgo y opacidad de precios. El análisis empírico, sin embargo, revela que la crisis del Sistema Monetario Europeo durante los años 1992-1993 –con la ratificación del Tratado de Maastricht que perfilaba el proceso de integración de fondo– inequívocamente alteró los TCRs dentro de Europa de manera permanente. Este primer resultado de modo directo hace necesario reexaminar las conclusiones alcanzadas por Imbs *et al.* (2005) y Chen y Engel (2005). Y de todos los análisis que no han considerado el efecto

de potenciales cambios en la estructura de los datos. El efecto euro, por otro lado, se ha revelado muy frágil. Los años próximos a 1999 no se distinguen como fechas que perturbaran de manera decisiva el comportamiento de los TCRs. Únicamente cuando se ha tomado la libra esterlina como referencia la evidencia parece un poco más convincente. En consecuencia, la moneda numerario importa a la hora de buscar estos shocks que perturban el funcionamiento de los TCRs de manera permanente.

Además, no se descubre un diferente patrón de rupturas para los bienes comercializables y no comercializables. Pero, como arguyen Imbs *et al.* (2005), por ejemplo, los bienes se diferencian en cuanto a su facilidad en ser comercializados, sus costes de transporte o en la manera en la que se fijan los precios dentro del sector. Esto es, sería razonable pensar que no solamente la velocidad a la que los shocks se desvanecen pueda ser heterogénea entre sectores sino que también la localización de los shocks. Llegándose quizá a observar algún tipo de patrón entre sectores. De momento, los resultados indican que ésta es tan solo una hipótesis de trabajo que necesita más investigación. Una mejor calidad de los datos en cuanto al nivel de desagregación, entre otros aspectos, sería deseable.

Bergman (2006), entre otros, ha destacado la importancia del comercio entre los socios para fortalecer la flexibilidad de los precios. En particular, del comercio intra-industrial pues éste hace al mercado en su conjunto más competitivo y a los TCRs menos persistentes. La hipótesis de integración del mercado europeo o de estacionariedad de los TCRs sectoriales ha sido evaluada a través de contrastes de raíz unitaria con estacionalidad y mediante un panel de datos, permitiendo múltiples cambios en el equilibrio. Si se tiene en cuenta la correlación contemporánea entre los residuos de los diferentes TCRs, la evidencia a favor de la estacionariedad parece sólida. Ya sean bienes más o menos comercializables. Pero, al igual que señalaron Mayoral y Gadea (2011), para un mínimo grupo de sectores la persistencia es infinita.

La inclusión de nuevos socios, como ha sido el caso de Grecia, puede desencadenar comportamientos no estacionarios de los precios relativos en algunos sectores. Es decir, un desafío no sólo para la política monetaria común sino también para las diferentes políticas económicas nacionales. Una mayor flexibilidad de los precios es un requisito esencial una vez que los tipos de cambio han desaparecido del proceso de ajuste. Como oportunamente señaló Obstfeld (1997), la apuesta europea en el largo plazo sólo saldrá victoriosa si convergen objetivos políticos y económicos. Si la inde-

terminación política que acostumbra aemerger cíclicamente se desbloquea y promueve reformas en el mercado laboral y en el ámbito fiscal de sus estados miembros.

4.8. Agradecimientos.

Agradezco a Charles Engel (Universidad de Wisconsin), Helena Schäfer (Bundesbank), Christian Lindeskov (Oficina de Estadística de Dinamarca) y a la Oficina de Estadística de Portugal su ayuda en la elaboración de la base de datos.

4.9. Anexos.

ANEXO 4.A: Base de Datos.

La base de datos incluye países pertenecientes a la moneda común (Alemania, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Italia y Portugal) y países que, de momento, han quedado fuera (Dinamarca y Reino Unido). Para la construcción de los TCRs se han utilizado:

TIPOS DE CAMBIO NOMINALES: Se toman las tasas de conversión (promedio mensual) del Bundesbank definidos en unidades de moneda extranjera (Marco alemán) por 100 unidades de moneda nacional (excepto Italia (1.000 unidades) y Reino Unido, 1 unidad). Asimismo, a partir de 1999:M1 las tasas de conversión irrevocables Euro – moneda nacional son utilizadas para los países pertenecientes a la moneda única (Alemania: 1€ = 1,95583 Marcos; Bélgica: 1€ = 40,3399 Francos; España: 1€ = 166,386 Ptas.; Grecia: 1€ = 340,750 Dracmas (a partir de enero de 2001); Finlandia: 1€ = 5,94573 Marcos; Francia: 1€ = 6,55957 Francos; Holanda: 1€ = 2,20371 Florines; Italia: 1€ = 1.936,27 Liras y Portugal: 1€ = 200,482 Escudos. Las conversiones Euro – Libra esterlina y Euro – Corona danesa proceden del Banco Central Europeo (promedio mensual). Los datos para Grecia (hasta 1998:M12) han sido facilitados directamente por Helena Schäfer (Bundesbank), corresponden a Dracmas por Marco alemán (datos de enero 1985 y agosto 1985 interpolados). A partir de enero de 1999, se utilizan los factores de conversión Euro-Dracma (Eurostat). Finalmente se han traducido a unidades de moneda nacional por moneda extranjera (Marco alemán).

Los tipos bilaterales con la libra esterlina se han tomado del Banco de Inglaterra: unidades de moneda nacional por Libra esterlina (tipo de cambio spot, media mensual).

ÍNDICE DE PRECIOS: Se utiliza el índice de precios al consumo armonizado (IPCA) mensual (base 2005) elaborado por Eurostat y obtenido a través del Banco Central Europeo para el periodo 1995:M1-2010M12 (excepto para Francia y Reino Unido donde no se dispone de información hasta un año más tarde, 1996:M1), sin corregir de efectos calendario y estacionalidad. No se utiliza el índice global sino que solamente se recoge información para los siguientes 19 sectores: ALIMENTOS: 1) Pan y cereales, 2) Carne, 3) Productos lácteos, 4) Fruta; BEBIDAS Y TABACO: 5) Tabaco, 6) Bebidas; VESTIDO Y CALZADO: 7) Prendas de vestir, 8) Calzado; VIVIENDA: 9) Alquileres, 10) Combustible y energía; MENAJE: 11) Muebles, 12) Electrodomésticos; TRANSPORTE: 13) Vehículos, 14) Transporte público; COMUNICACIONES: 15) Comunicaciones; OCIO Y CULTURA: 16) Equipos de imagen y sonido, 17) Ocio, 18) Libros; HOTELES, CAFÉS Y RESTAURANTES: 19) Hoteles. Se han reconstruido las series hacia atrás, por lo general, con los datos de Chen y Engel (2005) e Imbs *et al.* (2005) hasta abarcar el periodo 1981:M1-2010:M12.

En la Tabla A4.1 a continuación se ofrece una explicación más detallada de la construcción de los TCRs.

Tabla A4.1. Construcción de la base de datos.

Código\País	AL	BE	DI	ES	FI	FR	GR	HO	IT	PO	RU
1111	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1b)	(1)	(1)	(2)
1112	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1)	(2)
1114	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1b)	(2)
1116	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1b)	(2)
1140	(1b)	(1b)	(1b)	(1b)	(3)	(2d)	(3)	(1b)		(1b)	(2d)
1150	(1)	(1)	(1b)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1)	(2)
1210	(1)	(1)	(1b)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1)	(2)
1220	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1)	(2)
1310	(1b)	(1b)	(1b)	(1b)	(3)	(2d)	(3)	(1b)	(1b)		(2d)
1330	(1)	(1)	(1)	(1)		(2)	(3)	(1)	(1)	(1)	(2)
1410	(1c)		(1c)	(1c)		(2c)				(1c)	(2c)
1420	(1c)		(1c)	(1c)		(2c)				(1c)	(2c)
1610	(1)	(1)	(1b)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1b)	(2)
1630	(1a)	(1b)	(1a)	(1a)	(3)	(2a)	(3)	(1a)	(1a)	(1b)	(2a)
1640	(1b)	(1b)	(1b)	(1b)	(3)	(2d)	(3)	(1b)	(1b)	(1b)	(2d)
1710	(1)	(1)	(1b)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)		(2)
1720	(1b)	(1)	(4)	(1b)	(3)	(2b)	(3)	(1)	(1b)	(1)	(2b)
1730	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1b)	(2)
1830	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(3)	(1)	(1)	(1)	(2)

NOTAS: Países: AL denota Alemania, BE Bélgica, DI Dinamarca, ES España, FI Finlandia, FR Francia, GR Grecia, HO Holanda, IT Italia, PO Portugal, RU Reino Unido.

Códigos (Chen y Engel, 2005; Imbs *et al.*, 2005):

1111 Pan y cereales.

1112 Carne.

1114 Productos lácteos (IPCA: Leche, queso y huevos).

1116 Fruta.

1140 Tabaco.

1150 Bebidas no alcohólicas y alcohólicas. (IPCA: con los correspondientes pesos anuales)

1210 Vestido.

1220 Calzado.

1310 Alquileres.

1330 Combustible y energía (IPCA: Electricidad, gas y otros combustibles).

1410 Muebles (IPCA: Muebles y mobiliario).

1420 Electrodomésticos.

1610 Vehículos (IPCA: Compra de vehículos).

1630 Transporte público.

1640 Comunicaciones. (IPCA: Servicios de comunicación)

1710 Equipos de imagen y sonido (IPCA: Equipos recepción, grabación y reproducción de sonido e imagen).

1720 Ocio (IPCA: Servicios culturales y recreativos).

1730 Libros.

1830 Hoteles (IPCA: Servicios de alojamiento).

Claves:

(1) 1981:M1-1995:M1, Chen y Engel (2005).

(1a) 1981:M1-1982:M3, Imbs *et al.*, (2005); 1982:M4-1995:M1, Chen y Engel (2005).

(1b) 1981:M1-1995:M1, Imbs *et al.*, (2005).

(1c) 1994:M11-1995:M1, IPC (RPI en RU): oficinas de estadística nacionales.

(2.) Denota lo mismo que (1.) con la diferencia que la muestra finaliza en 1996:M1 en lugar de 1995:M1.

(2d) 1996:M1, IPC: INSEE (FR); RPI: Office for National Statistics (RU).

(3) 1985:M1-1995:M1, Imbs *et al.*, (2005).

(4) 1981:M1-1995:M12, Imbs *et al.*, (2005); 1996:M1, Institutos de estadística nacionales.

Se han observado algunas observaciones atípicas en las series de precios: 1830 (Portugal: junio-2004 [Eurocopa de Fútbol]), 1710 y 1720 (Grecia: febrero-1995 y febrero-1997, respectivamente). Estos valores han sido eliminados y estimados con TRAMO-SEATS (Gómez y Maravall, 1996). El valor del tipo de cambio bilateral entre Finlandia y Alemania para febrero de 1990 también ha sido interpolado.

ANEXO 4.B: Tablas.

**Tabla A4.2. Distribución empírica de los estadísticos
 del contraste HEGY con datos de frecuencia mensual.
 Puntos de ruptura desconocidos.**

ε (*)	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{2,\dots,12}$
1. Modelo sin rupturas								
0,01	-3,35	-3,35	8,38	8,44	8,55	8,40	8,62	5,24
0,05	-2,80	-2,79	6,33	6,34	6,41	6,35	6,34	4,46
0,10	-2,51	-2,51	5,34	5,30	5,41	5,34	5,34	4,08
Mínimo								
ε (*)	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{2,\dots,12}$
2. Modelo con una ruptura en media								
0,01	-4,70	-4,67	15,18	14,61	15,14	15,39	15,47	8,70
0,05	-4,19	-4,17	12,47	12,29	12,36	12,65	12,46	7,64
0,10	-3,94	-3,90	11,22	11,05	11,08	11,25	11,28	7,14
3. Modelo con dos rupturas en media								
0,01	-5,48	-5,49	22,14	21,49	20,76	20,88	20,52	11,62
0,05	-5,10	-5,06	18,01	17,66	17,95	17,97	17,59	10,69
0,10	-4,84	-4,82	16,33	16,49	16,64	16,54	16,43	10,07

NOTAS: Valores críticos obtenidos a través de 25.000, 5.000 y 1.000 simulaciones de Monte Carlo, Modelo 1, 2 y 3, respectivamente. Proceso generador de los datos: $\Delta_{12}y_t = e_t$, $e_t \sim N(0,1)$. Generado con la ayuda de la función RANDN en el lenguaje MATLAB 7.0. Número de observaciones $T = 360$, una vez que se han eliminado las 120 primeras (condiciones iniciales: $y_0 = y_{-1} = \dots = y_{-11} = 0$). Las regresiones auxiliares (4.6) y (4.7) con $\ell = 0$ retardos han sido utilizadas. En la localización de los puntos de ruptura se ha impuesto las siguientes condiciones: $s < TB_i \leq T - s$ y $TB_i + 2s \leq TB_{i+1}$, $TB_0 = 1$ y $TB_3 = T$, T denota el tamaño de la muestra y s el número de estaciones, 12.

(*) A los F – estadísticos les corresponde el nivel de significatividad $1 - \varepsilon$.

Capítulo 5

**Consideraciones
finales.**

Este trabajo no ha podido escapar de lo que se ha denominado en la literatura como el ‘sesgo del supervisor’. Es decir, se ha estudiado mayoritariamente el comportamiento de los TCRs para países industrializados. Y se ha renunciado a analizar el comportamiento de aquellos TCRs donde la disponibilidad o calidad de los datos resultara más deficiente. Las conclusiones presentadas, por tanto, deben ser juzgadas bajo este principio.

En el primer ensayo se descubren diferentes regímenes monetarios, que parecen acomodarse en los bien conocidos acuerdos institucionales. Pero poco conocemos aún sobre lo que hay detrás en ese proceso de transición de un régimen a otro. Rose (2011), por ejemplo, ha señalado que estos cambios de régimen pueden venir motivados por crisis financieras u otros factores. A lo largo de los tres ensayos el cambio estructural ha estado presente en el análisis pero el desconocimiento sobre las fuerzas que guían estos cambios es absoluto. Es más, en el segundo ensayo cuando se ha investigado el efecto de los fundamentos económicos sobre la persistencia de los TCRs, el resultado ha sido algo confuso. Algunas variables macroeconómicas fundamentales desvelaban un sólido impacto sobre la probabilidad que los TCRs se desenvuelvan de acuerdo con la hipótesis de la PPA, pero esto no es lo más habitual. Por tanto, una vez conocidos estos shocks, el paso inmediato es averiguar qué fenómenos los precipitan. Qué variables económicas pueden desencadenar estos cambios.

Al analizar las propiedades de los TCRs, en particular, la persistencia, únicamente durante el periodo de entreguerras –una etapa de intensa actividad en política monetaria y comercial–, parece venir explicada por los modelos teóricos que asumen rigidez de precios nominales. Pero para el resto de regímenes, para la mayor parte del siglo XX estudiado, este tipo de modelos no es adecuado a menos que se realicen supuestos poco realistas (Chari *et al.*, 2002). Esta anomalía en la persistencia precisa un esfuerzo supplementario para su justificación.

El análisis de la persistencia ha sido retomado en el segundo ensayo. La conexión entre fundamentos y la persistencia de los TCRs es tentadora porque desafía el *exchange rate disconnect puzzle* señalado por Obstfeld y Rogoff (2001). Pero Obstfeld y Rogoff también discuten que los costes de comercio pueden ayudar a desenmarañar el *PPP puzzle*. Los resultados aquí presentados no ofrecen evidencia a favor de esta conjectura. Por el contrario, los costes de comercio son una variable desconcertante a la hora de explicar los patrones de persistencia.

Tampoco la distinción entre factores macro de tipo real y nominal ha sido plenamente satisfactoria. Es cierto que las grandes variables macroeconómicas arrojan luz al debate pero no consiguen ofrecer una explicación completa al problema. McNown y Wallace (1989), entre otros muchos, señalaron que los TCRs de aquellos países con fuertes presiones inflacionistas acostumbran a presentar menor grado de persistencia. Pero esta explicación para el mundo desarrollado sólo puede ser útil en un contexto histórico muy limitado. Además, se pretende explicar por completo las particularidades de una variable con otra variable que ha sido utilizada en la construcción de esta primera. Sería más efectivo utilizar algún tipo de instrumento. Es decir, es bien conocido que la correlación entre los tipos nominales y reales está próxima a la unidad (Taylor y Taylor, 2004; MacDonald, 1999a; etc.), lo que parece indicar que los precios relativos son parte del problema. De este modo, a la estructura del mercado, por ejemplo, le correspondería un pujante papel como determinante de la persistencia de los TCRs (Bergman, 2006).

Otra vía sensata podría consistir en considerar que un diferente menú de fundamentos explica los regímenes estacionarios y los regímenes no estacionarios. En el sentido de Sarno y Valente (2009) quienes con el objetivo de predecir el comportamiento de los tipos de cambio nominales discuten un procedimiento por el cual el conjunto de variables explicativas cambia en el tiempo.

Además, la persistencia ha sido y tiende a ser tratada en términos de una raíz unitaria autorregresiva. Aún cuando todavía no se conoce muy bien la contribución de los precios relativos y los tipos nominales en el comportamiento de los TCRs (Sarno, 2005), un camino interesante a explorar es investigar la persistencia a través de modelos fraccionalmente integrados (Diebold *et al.*, 1991; Henry y Olekalns, 2002; etc.). Pero conscientes que la *long memory* de los TCRs puede estar causada por el cambio estructural, o viceversa. Como, también, la evidencia de una raíz unitaria puede ser una manifestación del cambio estructural, y viceversa (Perron, 2006). En resumen, como ha quedado recogido a lo largo de la tesis, los cambios estructurales presionan la persistencia de las series. Es decir, se trataría de modelos que competen entre sí. Los modelos no lineales son una alternativa adicional.

Es bien conocido el efecto de la agregación sectorial en el comportamiento de los TCRs (Imbs *et al.*, 2005). En el tercer ensayo se trató esta cuestión junto con el concepto de cambio estructural. El cambio estructural siempre ha sido abordado en

términos agregados porque se entiende que es más representativo. Aunque en el ensayo no se ha observado un patrón identificable de rupturas para los diferentes sectores, no está claro el impacto que estas rupturas sectoriales pueden causar en los TCRs agregados. Bien sea en la propia estimación de las rupturas como después en el análisis de la persistencia. Ésta puede ser una cuestión sensible a análisis, en términos empíricos y econométricos.

Finalmente, un resultado provocativo de este último ensayo es que la crisis del Sistema Monetario Europeo durante los años 1992-1993 ha tenido un impacto más significativo en el comportamiento de los TCRs que la propia introducción de la moneda única. Una pregunta relevante que subyace bajo este resultado es si la crisis financiera precipitó la coordinación de políticas entre los estados miembros. O en otros términos, si la formación del mercado único y la coordinación de políticas económicas, si esto ha sido así, han podido canibalizar el denominado efecto euro. Paródicamente, para un país muy próximo en términos ‘europeos’ a Alemania como Holanda y otro más alejado como el Reino Unido, el efecto euro parece adquirir cierta entidad.

Capítulo 6

Referencias.

- [1] ABILDGREN, K., 2008. ***A 'first go' on financial accounts for Denmark 1875-2005***. Scandinavian Economic History Review, 56: 103-121.
- [2] ABUAF, N. y JORION, P., 1990. ***Purchasing power parity in the long run***. The Journal of Finance, 45: 157-174.
- [3] ALESINA, A. y BARRO, R. J., 2002. ***Currency unions***. Quarterly Journal of Economics, 46: 409-436.
- [4] ALMARCHA, A., 1975. ***Estadísticas básicas de España, 1900-1970***. Madrid: Confederación de Cajas de Ahorros.
- [5] ALOY, M. y GENTE, K., 2009. ***The role of demography in the long-run Yen/USD real exchange rate appreciation***. Journal of Macroeconomics, 31: 654-667.
- [6] ALQUIST, R. y CHINN, M. D., 2008. ***Conventional and unconventional approaches to exchange rate modelling and assessment***. International Journal of Finance and Economics, 13: 2-13.
- [7] ANDERSON, J. E. y VAN WINCOOP, E., 2004. ***Trade costs***. Journal of Economic Literature, XLII: 691-751.
- [8] ANDERSON, J. E. y VAN WINCOOP, E., 2003. ***Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle***. American Economic Review, 93: 170-192.
- [9] ANDREWS, D. W. K., 1993. ***Exactly median-unbiased estimation of first order autoregressive/unit root models***. Econometrica, 61: 139-165.
- [10] ANDREWS, D. W. K., 1991. ***Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation***. Econometrica, 59: 817-858.
- [11] ANDREWS, D. W. K. y CHEN, H.-Y., 1994. ***Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models***. Journal of Business and Economic Statistics, 12: 187-204.
- [12] ANDREWS, D. W. K. y PLOBERGER, W., 1994. ***Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative***. Econometrica, 62: 1383-1414.
- [13] ANTONUCCI, D. y GIRARDI, A., 2006. ***Structural changes and deviations from the purchasing power parity within the euro area***. Applied Financial Economics, 16: 185-198.
- [14] ARTUS, J. R. y YOUNG, J. H., 1979. ***Fixed and flexible rates: a renewal of the debate***. NBER Working Paper Series. Working Paper No. 367.
- [15] ASEAN, P. K. y CORDEN, W. M., 1994. ***The Balassa-Samuelson model: an overview***. Review of International Economics, 2: 244-267.
- [16] AUITO, J., 1996. ***Money supply in Finland 1868-1980***. Bank of Finland Discussion Papers 31/96.
- [17] BAHMANI-OSKOOEE, M. y HEGERTY, S., 2007. ***Exchange rate volatility and trade flows: a new article***. Journal of Economic Studies, 34: 211-255.

- [18] BAI, J. 1999. **Likelihood ratio test for multiple structural changes.** Journal of Econometrics, 91: 299-323.
- [19] BAI, J. 1997a. **Estimating Multiple Breaks One at a Time.** Econometric Theory, 13: 315-352.
- [20] BAI, J. 1997b. **Estimation of a change point in multiple regression models.** The Review of Economics and Statistics, 79: 551-563.
- [21] BAI, J., LUMSDAINE, R. L., y WATSON, J. H., 1998. **Testing for and dating common breaks in multivariate time series.** Review of Economic Studies, 65: 395-432.
- [22] BAI, J. y PERRON, P., 2003. **Computation and analysis of multiple structural change models.** Journal of Applied Econometrics, 18: 1-22.
- [23] BAI, J. y PERRON, P., 1998. **Estimating and testing linear models with multiple structural changes.** Econometrica, 66: 47-78.
- [24] BAILLE, R. T., 1996. **Long memory processes and fractional integration in econometrics.** Journal of Econometrics, 73: 5-59.
- [25] BALASSA, B., 1964. **The purchasing power parity doctrine: a reappraisal.** Journal of Political Economy, 72: 584-596.
- [26] BALKE, N. S. y GORDON, R. J., 1986. **Appendix B. Historical Data.** En R. J. Gordon (Ed.). *The American business cycle. Continuity and change.* Pp. 781-850. The National Bureau of Economic Research. Studies in Business Cycles. Vol. 25. London: University of Chicago Press.
- [27] BARBIERI, K., KESHK, O., y POLLINS, B., 2008. **Correlates of War Project Trade Data Set Codebook, Version 2.01.** Online: <http://correlatesofwar.org>.
- [28] BARRO, R. J. y URSÚA, J. F., 2008. **Macroeconomic crisis since 1870.** Brookings Papers on Economic Activity, 39: 255-350.
- [29] BAUM, C. F., BARKOULAS, J. T. y CAGLAYAN, M., 1999. **Long memory or structural breaks: can either explain nonstationary real exchange rates under the current float?** Journal of International Financial Markets, 9: 359-376.
- [30] BAXTER, M., 1994. **Real exchange rates and real interest rate differentials: have we missed the business cycle relationship?** Journal of Money Economics, 33: 5-37.
- [31] BAXTER, M. y STOCKMAN, A. C., 1988. **Business cycles and the exchange rate system: some international evidence.** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 2689.
- [32] BAYOUMI, T. y MACDONALD, R., 1999. **Deviations of exchange rates from purchasing power parity: a story featuring two monetary unions.** IMF Staff Papers, 46: 89-102.
- [33] BECK, G. y WEBER, A. A., 2001. **How wide are European borders? New evidence on the integration effects of monetary unions.** CFS Working Paper No. 2001/07.

- [34] BENIGNO, G., 2004. ***Real exchange rate persistence and monetary policy rules***. Journal of Monetary Economics, 51: 473-502.
- [35] BERDIEV, A. N., KIM, Y. y CHANG, C. P., 2011. ***The political economy of exchange rate regimes in developed and developing countries***. European Journal of Political Economy. En prensa.
- [36] BERGIN, P. R. y FEENSTRA, R. C., 2001. ***Pricing-to-market, staggered contracts, and real exchange rate persistence***. Journal of International Economics, 54: 333-359.
- [37] BERGMAN, M., 2006. ***Sectoral real exchange rate adjustment in Europe***. Mimeo. University of Copenhagen, Denmark.
- [38] BERKA, M. y DEVEREUX, M. B., 2010. ***What determines European real exchange rates?*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 15753.
- [39] BLEANEY, M., 1998. ***Purchasing power parity in the 1920s: evidence for the Swiss franc***. Applied Economics Letters, 5: 239-241.
- [40] BORDO, M., EICHENGREEN, B., KLINGEBIEL, D. y MARTÍNEZ-PERÍA, M. S., 2001. ***Is the crisis problem growing more severe?*** Economic Policy, 16: 53-82.
- [41] BORDO, M. D. y JONUNG, L., 2001. ***A return to the convertibility principle? Money and fiscal regimes in historical perspective. The international evidence***. En A. Leijonhufund (Ed.) *Money theory as a basis for monetary policy*. International Economic Association. Conference Volume No. 132. Cap. 8. New York: Palgrave.
- [42] BRAUN, J., BRAUN, M., BRIONES, I. y DÍAZ, J., 2000. ***Economía chilena 1810-1995. Estadísticas históricas***. Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Documento de Trabajo, Nº 187.
- [43] CALVO, G. A. y REINHART, C. M., 2002. ***Fear of floating***. Quarterly Journal of Economics, CXVII: 379-408.
- [44] CAMPA, J. M. y WOLF, H. C., 1997. ***Is real exchange rate mean reversion caused by arbitrage?*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 6162.
- [45] CAPIE, F. y WEBBER, A., 2006. ***A monetary history of the United Kingdom, 1870-1982. Data, sources and methods***. Great Britain: Routledge.
- [46] CAPIE, F. y WEBBER, A., 1985. ***Monetary of the United Kingdom, 1870-1970***. London: Allen & Unwin. A través de UK Data Archive.
- [47] CAPORALE, G. M., CERRATO, M. y SPAGNOLO, N., 2005. ***Measuring half-lives: using a non-parametric bootstrap approach***. Applied Financial Economics Letters, 1: 1-4.
- [48] CAPOLARE, G. M., KALYVITIS, S. y PITTIS, N., 1994. ***Persistence in real variables under alternative exchange regimes. Some multi-country evidence***. Economics Letters, 45: 93-102.

- [49] CARRERAS, A. (Coord.), 1989. ***Estadísticas históricas de España: siglos XIX-XX***. Madrid: Fundación Banco Exterior.
- [50] CARRION-I-SILVESTRÉ, J. L., DEL BARRIO-CASTRO, T. y LÓPEZ-BAZO, E., 2005. ***Breaking the panels: An application to the GDP per capita***. *Econometrics Journal*, 8: 159-175.
- [51] CASHIN, P. y MCDERMOTT, C. J., 2006. ***Parity reversion in real exchange rates: fast, slow, or not at all?*** *IMF Staff Papers*, 53: 89-119.
- [52] CASHIN, P. y MCDERMOTT, C. J., 2003. ***An unbiased appraisal of purchasing power parity***. *IMF Staff Papers*, 50: 321-351.
- [53] CATÃO, L. A. y SOLOMON, S. N., 2005. ***Effective exchange rates and the Classical Gold Standard adjustment***. *American Economic Review*, 95: 1259-1275.
- [54] CAVALIERE, G., 2005. ***Limited time series with a unit root***. *Econometric Theory*, 21: 907-945.
- [55] CECCHETTI, S. G., MARK, N. C. y SONORA, R. J., 2002. ***Price index convergence among United States cities***. *International Economic Review*, 43: 1081-1099.
- [56] CERRA, V. y SAXENA, S. C., 2010. ***The monetary model strikes back: evidence from the world***. *Journal of International Economics*, 81: 184-196.
- [57] CHAMBERS, M. J., 2005. ***The purchasing power parity puzzle, temporal aggregation, and half-life estimation***. *Economics Letters*, 86: 193-198.
- [58] CHARI, V. V., KEHOE, P. J. y MCGRATTAN, E. R., 2002. ***Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates?*** *Review of Economic Studies*, 69: 533-563.
- [59] CHEN, L. L. y DEVEREUX, J., 2003. ***What can US city price data tell us about purchasing power parity?*** *Journal of International Money and Finance*, 22: 213-222.
- [60] CHEN, N., 2004. ***The behaviour of relative prices in the European Union: A sectoral analysis***. *European Economic Review*, 48: 1257-1286.
- [61] CHEN, Y.-C., ROGOFF, K. S. y ROSSI, B., 2010. ***Can exchange rates forecast commodity prices?*** *Quarterly Journal of Economics*, 125: 1145-1194.
- [62] CHENG, S.-S., 2004. ***Real exchange rates fluctuations and monetary shocks: a revisit***. *International Journal of Finance and Economics*, 9: 25-32.
- [63] CHENG, S.-S. y ENGEL, C., 2005. ***Does ‘aggregation bias’ explain the PPP puzzle?*** *Pacific Economic Review*, 10: 49-72.
- [64] CHEUNG, Y.-W. y LAI, K. S., 2008. ***Nominal exchange rate flexibility and real exchange rate adjustment: New evidence from dual exchange rates in developing countries***. *Japan and the World Economy*, 20: 415-434.

- [65] CHEUNG, Y.-W. y LAI, K. S., 2000a. ***On cross-country differences in the persistence of real exchange rates***. Journal of International Economics, 50: 375-397.
- [66] CHEUNG, Y.-W. y LAI, K. S., 2000b. ***On the purchasing power parity puzzle***. Journal of International Economics, 52: 321-330.
- [67] CHINN, M. D. y JOHNSON, L. D., 1997. ***Real exchange rate levels, productivity and demand shocks: evidence from a panel of 14 countries***. IMF Working Paper 97/66.
- [68] CHOI, C.-Y., MARK, N. C. y SUL, D., 2006. ***Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data***. Journal of Money, Credit and Banking, 38: 921-938.
- [69] CHONG, T. T-L., 2001. ***Structural change in AR(1) models***. Econometric Theory, 17: 87-155.
- [70] CHOWDHURY, I. y SARNO, L., 2003. ***The behaviour of the real exchange rate: evidence from an alternative price index***. Economic Notes, 32: 295-333.
- [71] CHRISTIDOU, M. y PANAGIOTIDIS, T., 2010. ***Purchasing power parity and the European single currency: some new evidence***. Economic Modelling, 27: 1116-1123.
- [72] CLARIDA, R., GALÍ, J. y GERTLER, M., 2000. ***Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory***. Quarterly Journal of Economics, CXV: 147-180.
- [73] CLEMENTE, J., MONTAÑÉS, A. y REYES, M., 1998. ***Testing for a unit root in variables with a double change in the mean***. Economic Letters, 59: 175-182.
- [74] COAKLEY, J., KELLAR, N. y SNAITH, S., 2005. ***The PPP debate: price matters!*** Economic Letters, 88: 209-213.
- [75] COCHRANE, J. H., 1988. ***How big is the random walk in GNP?*** The Journal of Political Economy, 96: 893-920.
- [76] COMIN, D. y HOBIJN, B., 2004. ***Cross-country technological adoption: making the theories face the facts***. Journal of Monetary Economics, 51: 39-83.
- [77] COOPER, R. N., 1999. ***Exchange rate choices***. En J. S. Little y G. P. Olibei. *Rethinking the international monetary system*. Federal Reserve Bank of Boston. Conference Series 43.
- [78] CRUCINI, M. J., TELMER, C. I. y ZACHARIADIS, M., 2005. ***Understanding European real exchange rates***. American Economic Review, 95: 724-738.
- [79] CRUCINI, M. J. y SHINTANI, M., 2008. ***Persistence in law of one price deviations: evidence from micro-data***. Journal of Monetary Economics, 55: 629-644.
- [80] CUDDINGTON, J. T. y LIANG, H., 2000. ***Purchasing power parity over two centuries?*** Journal of International Money and Finance, 19: 753-757.

- [81] CULVER, S. E. y PAPELL, D. H., 1995. ***Real Exchange rates under the gold standard: can they be explained by the trend break model?*** Journal of International Money and Finance, 14: 539-548.
- [82] DE GREGORIO, J. y WOLF, H. C., 1994. ***Terms of trade, productivity and the real exchange rate.*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 4807.
- [83] DE GREGORIO, J., GIOVANNINI, A. y WOLF, H. C., 1994. ***International evidence on tradables and nontradables inflation.*** European Economic Review, 38: 1225-1244.
- [84] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A., 1979. ***Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.*** Journal of the American Statistical Association, 74: 427-431.
- [85] DIEBOLD, F. X., HUSTED, S. y RUSH, M., 1991. ***Real exchange rates under the gold standard.*** Journal of Political Economy, 99: 1252-1271.
- [86] DORNBUSCH, R., 1988. ***Purchasing power parity.*** En R. Dornbusch, *Exchange rates and inflation*. Pp. 265-292. London: Massachusetts Institute of Technology Press.
- [87] DORNBUSCH, R., 1976. ***Expectations and exchange rate dynamics.*** Journal of Political Economy, 84: 1161-1176.
- [88] DORNBUSCH, R. y FISCHER, S., 1980. ***Exchange rates and the current account.*** American Economic Review, 70: 960-971.
- [89] DORNBUSCH, R. y KRUGMAN, P., 1976. ***Flexible exchange rates in the short run.*** Brookings Papers an Economic Activity, 3: 537-575.
- [90] DUMAS, B., 1992. ***Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world.*** Review of Finance Studies, 5: 153-180.
- [91] EDWARDS, S., 1989. ***Real exchange rates in the developing countries: concepts and measurement.*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 2950.
- [92] EICHENGREEN, B., 2000. ***The EMS crisis in retrospect.*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 8035.
- [93] EICHENGREEN, B., 1996. ***A more perfect union? The logic of economic integration.*** Essays in International Finance, Nº 198. New Jersey: Princeton University.
- [94] EICHENGREEN, B., 1991. ***Is Europe an optimal currency area?*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 3579.
- [95] EICHENGREEN, B., 1988. ***Real exchange rate behaviour under alternative international monetary regimes. Interwar evidence.*** European Economic Review, 32: 363-371.
- [96] EICHENGREEN, B. y WYPLOSZ, C., 1993. ***The unstable EMS.*** Brookings Papers on Economic Activity, 24: 51-144.

- [97] EITRHEIM, Ø, KLOVLAND, J. T. y QVIGSTAD, J. F. (Eds.), 2004. ***Historical monetary statistics for Norway, 1819-2003***. Norges Bank Occasional Paper No. 35.
- [98] ELLIOTT, G. y PESAVENTO, E., 2006. ***On the failure of purchasing power parity for bilateral exchange rates after 1973***. Journal of Money, Credit and Banking, 38: 1405-1430.
- [99] ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J. y STOCK, J. H., 1996. ***Efficient tests for an autoregressive unit root***. Econometrica, 64: 813-836.
- [100] ENGEL, C., 2001. ***Comment***. Obstfeld, M. y Rogoff, K., *The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?* En B. S. Bernanke y K. Rogoff (Eds.). *NBER Macroeconomics 2000*, Volume 15. Pp. 403-412. Cambridge: MIT Press.
- [101] ENGEL, C., 2000a. ***Local-currency pricing and the choice of exchange-rate regime***. European Economic Review, 44: 1449-1472.
- [102] ENGEL, C., 2000b. ***Long-run PPP may not hold after all***. Journal of International Economics, 57: 243-273.
- [103] ENGEL, C. y ROGERS, J. H., 2004. ***European product market integration after the euro***. Economic Policy, 19: 347-384.
- [104] ENGEL, C. y ROGERS, J. H., 1996. ***How wide is the border?*** American Economic Review, 86: 1112-1125.
- [105] ENGEL, C., WEST, K. D., 2005. ***Exchange rates and fundamentals***. Journal of Political Economy, 113: 485-517.
- [106] FLANDREAU, M. y ZUMER, F., 2004. ***The making of global finance 1880-1913***. OECD: Development Center Studies.
- [107] FLOOD, R. P. y ROSE, A. K., 1999. ***Understanding exchange rate volatility without the contrivance of macroeconomics***. The Economic Journal, 109: 660-672.
- [108] FLOOD, R. P. y ROSE, A. K., 1995. ***Fixing exchange rates. A virtual quest for fundamentals***. Journal of Monetary Economics, 36: 3-37.
- [109] FRANKEL, J. A., 1999. ***No single currency regime is right for all countries or all times***. Essays in International Finance. No. 215. Princeton University.
- [110] FRANKEL, J. A., 1979. ***On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest differentials***. American Economic Review, 69: 610-622.
- [111] FRANKEL, J. A. y ROSE, A. K., 1996. ***A panel projection on purchasing power parity: mean reversion within and between countries***. Journal of International Economics, 40: 209-224.
- [112] FRANKEL, J. A. y ROSE, A. K., 1995. ***Empirical research on nominal exchange rates***. En G. M. Grossman y K. Rogoff (Eds.). *Handbook of International Economics*. Volume 3. Pp. 1689-1729. Amsterdam, New York y Oxford: Elsevier, North-Holland.

- [113] FRANSES, P. H., 1996. ***Recent advances in modeling seasonality***. Journal of Economic Surveys, 10: 299-345.
- [114] FRANSES, P. H., 1991. ***Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series***. International Journal of Forecasting, 7: 199-208.
- [115] FRANSES, P. H. y HALDRUP, N., 1994. ***The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration***. Journal of Business and Economic Statistics, 12: 471-478.
- [116] FRANSES, P. H. y HOBIJN, B., 1997. ***Critical values for unit root tests in seasonal time series***. Journal of Applied Statistics, 24: 25-47.
- [117] FRANSES, P. H. y VOGELSANG, T. J., 1998. ***On seasonal cycles, unit roots, and mean shifts***. The Review of Economics and Statistics, 80: 231-240.
- [118] FRENKEL, J. A., 1976. ***A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence***. Scandinavian Journal of Economics, 78: 200-224.
- [119] FRIEDMAN, M. y SCHWARTZ, A. J., 1982. ***Velocity and the demand for money***. En M. Friedman y A. J. Schwartz. *Money trends in the United States and United Kingdom: the relation to income, prices and interest rates, 1867-1975*. Pp. 205-304. Chicago: University of Chicago Press.
- [120] FROOT, K. A. y ROGOFF, K., 1995. ***Perspectives on PPP and long-run real exchange rates***. En G. M. Grossman y K. Rogoff (Eds). *Handbook of International Economics*. Volume 3. Pp. 1647-1688. Amsterdam, New York y Oxford: Elsevier, North-Holland.
- [121] GADEA, M. D. y GRACIA, A. B., 2009. ***European monetary integration and persistence of real exchange rates***. Finance Research Letters, 6: 242-249.
- [122] GADEA, M. D. y MAYORAL, L., 2009. ***Aggregation is not the solution: the PPP puzzle strikes back***. Journal of Applied Econometrics, 24: 875-894.
- [123] GADEA, M. D., MONTAÑES, A. y REYES, M., 2004. ***The European Union currencies and the US dollar: from post-Bretton-Woods to the Euro***. Journal of International Money and Finance, 23: 1109-1136.
- [124] GÓMEZ, V. y MARAVALL, A., 1996. ***Programs TRAMO (Time Series Regression with Arima noise, Missing observations and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the user***. Working Paper 9628. Servicio de Estudios, Banco de España.
- [125] GRABOWSKY, W., 2007. ***Integrated time series in binary choice models***. Mimeo. University of Lodz.
- [126] GRANGER, C. W. J., 2000. ***Current perspectives on long memory processes***. Academic Economic Papers, 28: 1-16.
- [127] GRANGER, C. W. J., 1999. ***Aspects of research strategies for time series analysis***. Outline of presentation to the Conference on New Development in Time Series Economics, New Haven. October 1999.

- [128] GRANGER, C. W. J. y SWANSON, N. R., 1999. ***An introduction to stochastic unit-root processes.*** Journal of Econometrics, 80: 35-62.
- [129] GRILLI, V. y KAMINSKY, G., 1989. ***Nominal exchange rate regimes and the exchange rate evidence from the US and Britain, 1886-1986.*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 3067.
- [130] GROEN, J. J. J., 2000. ***The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon.*** Journal of International Economics, 52: 299-319.
- [131] HADRI, K., 2000. ***Testing for stationarity in heterogeneous panel data.*** Econometrics Journal, 3: 148-161.
- [132] HALDRUP, N., MONTAÑES, A., y SANSO, A., 2005. ***Measurement errors and outliers in seasonal unit root testing.*** Journal of Econometrics, 127: 103-128.
- [133] HALL, A., 1994. ***Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection.*** Journal of Business & Economic Statistics, 12: 461-470.
- [134] HANSEN, B. E., 2001. ***The new econometrics of structural change: dating breaks in U.S. labor productivity.*** Journal of Economic Perspectives, 15: 117-128.
- [135] HANSEN, B. E., 1999. ***The grid bootstrap and the autoregressive model.*** The Review of Economics and Statistics, 81: 594-607.
- [136] HASAN, S. y WALLACE, M., 1996. ***Real exchange rate volatility and exchange rate regimes: Evidence from long-term data.*** Economics Letters, 52: 67-73.
- [137] HEGWOOD, N. D. y PAPELL, D. H., 2002. ***Purchasing power parity under the Gold Standard.*** Southern Economic Journal, 69: 72-91.
- [138] HEGWOOD, N. D. y PAPELL, D. H., 1998. ***Quasi purchasing power parity.*** International Journal of Finance and Economics, 3: 279-289.
- [139] HENRY, Ó. T. y OLEKALNS, N., 2002. ***Does the Australian dollar real exchange rate display mean reversion?*** Journal of International Money and Finance, 21: 651-666.
- [140] HO, T.-W., 2008. ***Testing seasonal mean-reversion in the real exchange rates: an application of nonlinear IV estimator.*** Economics Letters, 99: 314-316.
- [141] HOFFMANN, M. y MACDONALD, R., 2009. ***Real exchange rates and real interest rate differentials: a present value interpretation.*** European Economic Review, 53: 952-970.
- [142] HOMER, S. y SYLLA, R., 2005. ***A history of exchange rates.*** Rutgers: Rutgers University Press.
- [143] HOOPER, P. y MORTON, J., 1982. ***Fluctuations in the Dollar: a model of nominal and real exchange rate determination.*** Journal of International Money and Finance, 1: 39-56.

- [144] HOSMER, D. W. y LEMESHOW, S., 2000. ***Applied logistic regression***. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- [145] HU, L. y DE JONG, R., 2006. ***Nonstationary censored regression***. Mimeo. Ohio State University.
- [146] HU, L. y PHILLIPS, P. C. B., 2004. ***Nonstationary discrete choice***. Journal of Econometrics, 120: 103-138.
- [147] HYLLEBERG, S., ENGEL, R. F., GRANGER, C. W. J. y YOO, B. S., 1990. ***Seasonal integration and cointegration***. Journal of Econometrics, 44: 215-238.
- [148] IMBS, J., MUMTAZ, H., RAVN, M. O. y REY, H., 2005. ***PPP strikes back: aggregation and the real exchange rate***. Quarterly Journal of Economics, CXX: 1-43.
- [149] JACKS, D. S., MEISSNER, C. M. y NOVY, D., 2008. ***Trade costs, 1870-2000***. American Economic Review: Papers and Proceedings, 98: 529-534.
- [150] JACKS, D. S., MEISSNER, C. M. y NOVY, D., 2007. ***Trade costs in the first wave of globalisation***. Mimeo. Simon Fraser University, Canada.
- [151] JEANNE, O., 2001. ***Comment***. Obstfeld, M. y Rogoff, K., *The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?* En B. S. Bernanke y K. Rogoff (Eds.). *NBER Macroeconomics 2000*, Volume 15. Pp. 390-403. Cambridge: MIT Press.
- [152] JOHRI, A. y LAHIRI, A., 2008. ***Persistent real exchange rates***. Journal of International Economics, 76: 223-236.
- [153] JONES, M. T. y OBSTFELD, O., 2001. ***Saving, investment, and gold: a reassessment of historical current account data***. en G. A. Calvo, R. Dornbusch y M. Obstfeld, (Eds.). *Money, capital mobility, and trade: Essays in honor of Robert Mundell*. Pp. 303-363. Cambridge, MA: MIT Press.
- [154] JORDÁ, O., SCHULARICK, M. y TAYLOR, A. M., 2010. ***Financial crisis, credit booms and external imbalances: 140 years of lessons***. International Monetary Fund, 11th Jackes Polak Annual Research Conference. November 4-5, 2010.
- [155] JORION, P. y SWEENEY, R. J., 1996. ***Mean reversion in real exchange rates: evidence and implications for forecasting***. Journal of International Money and Finance, 15: 535-550.
- [156] KANAS, A., 2009. ***Real exchange rate, stationarity, and economic fundamentals***. Journal of Economics & Finance, 33: 393-409.
- [157] KEJRIWAL, M. y PERRON, P., 2010. ***A sequential procedure to determine the number of breaks in trend with an integrated or stationary noise component***. Journal Time Series Analysis, 31: 305-328.
- [158] KEJRIWAL, M., PERRON, P. y ZHOU, J., 2009. ***Wald tests for detecting multiple structural changes in persistence***. Mimeo. University of Boston.

- [159] KEYNES, J. M., 1936. ***The general theory of employment, interest and money***. London: Macmillan.
- [160] KILIAN, L., 1998. ***Small-sample confidence intervals for impulse response functions***. The Review of Economics & Statistics, 80: 218-230.
- [161] KIM, H. y MOH, Y.-K., 2010. ***A century of purchasing power parity confirmed: the role of nonlinearity***. Journal of International Money and Finance, 29: 1398-1405.
- [162] KIVIET, J. F., PHILLIPS, G. D.A. y SCHIPP, B., 1995. ***The bias of OLS, GLS and ZEF estimators in dynamic seemingly unrelated regression models***. Journal of Econometrics, 69: 241-266.
- [163] KOEDIJK, K. G., TIMS, B. y VAN DIJK, M. A., 2011. ***Why panel test of purchasing power parity should allow for heterogeneous mean reversion***. Journal of International Money and Finance, 30: 246-267.
- [164] KOEDIJK, K. G., TIMS, B. y VAN DIJK, M. A., 2004. ***Purchasing power parity and the euro area***. Journal of International Money and Finance, 23: 1081-1107.
- [165] KRUGMAN, P., 1990. ***Equilibrium exchange rates***. En W. H. Branson, J. A. Frenkel y M. Goldstein (Eds.). *International policy coordination and exchange rate fluctuations*. Pp. 159-196. London: The University of Chicago Press.
- [166] KRUGMAN, P., 1983. ***Oil shocks and exchange rate dynamics***. En J. A. Frenkel (Ed.). *Exchange rates and international macroeconomics*. Pp. 259-284. Chicago: University of Chicago Press.
- [167] KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C.B., SCHMIDT, P. y SHIN, Y., 1992. ***Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root?*** Journal of Econometrics, 54: 159-178.
- [168] LANE, P. R. y MILESI-FERRETTI, G. M., 2004. ***The transfer problem revisited: net foreign assets and real exchange rates***. The Review of Economics and Statistics, 86: 841-857.
- [169] LANE, P. R. y MILESI-FERRETTI, G. M., 2002. ***External wealth, trade balance, and the real exchange rate***. European Economic Review, 46: 1049-1071.
- [170] LEE, J. y CHINN, M. D., 2006. ***Current account and real exchange rate dynamics in the G7 countries***. Journal of International Money and Finance, 25: 257-274.
- [171] LEE, M., 1976. ***Purchasing power parity***. New York: Marcel Dekker.
- [172] LEVY-YEYATI, E. y STURZENEGGER, F., 2005. ***Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words***. European Economic Review, 49: 1603-1635.
- [173] LEYBOURNE, S., KIM, T-H. y TAYLOR, A.M. R., 2007. ***Detecting multiple changes in persistence***. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, 11: Article 2.

- [174] LIANG, H., 1998. ***Real exchange rate volatility: does the nominal exchange rate regime matter?*** Working Paper of the International Monetary Fund, WP/98/147.
- [175] LIESNER, T., 1996. ***One hundred years of economic statistics: United Kingdom, United States of America, Australia, Canada, France, Germany, Italy, Japan, Sweden***. New York: Thelma Liesner.
- [176] LIM, G. C., 1992. ***Testing for the fundamental determinants of the long run real exchange rates***. Journal of Banking and Finance, 16: 625-642.
- [177] LIU, J., WU, S. y ZIDEK, J. V., 1997. ***On segmented multivariate regressions***. Statistica Sinica, 7: 497-525.
- [178] LO, M. y WONG, S., 2006. ***What explains the deviations of purchasing power parity across countries? International evidence from macro data***. Economic Letters, 91: 229-235.
- [179] LOPEZ, A., 2008. ***Nonlinearities or outliers in real exchange rates?*** Economic Modelling, 25: 714-730.
- [180] LOPEZ, C., MURRAY, C. J. y PAPELL, D. H., 2005. ***State of the art unit root test and purchasing power parity***. Journal of Money, Credit and Banking, 37: 361-369.
- [181] LOPEZ, C. y PAPELL, D. H., 2007. ***Convergence to purchasing power parity at the commencement of the euro***. Review of International Economics, 15: 1-16.
- [182] LOTHIAN, J. R., 2006. ***Institutions, capital flows and financial integration***. Journal of International Money and Finance, 25: 358-369.
- [183] LOTHIAN, J. R., 1998. ***Some new stylized facts of floating exchange rates***. Journal of International Money and Finance, 17: 29-39.
- [184] LOTHIAN, J. R., y McCARTHY, C. H., 2002. ***Real exchange-rate behavior under fixed and floating exchange rate regimes***. The Manchester School, 70: 229-245.
- [185] LOTHIAN, J. R. y TAYLOR, M. P., 2008. ***Real exchange rates over the past two centuries: how important is the Harrod-Balassa-Samuelson effect?*** The Economic Journal, 118: 1742-1763.
- [186] LOTHIAN, J. R. y TAYLOR, M. P., 2000. ***Purchasing power parity over two centuries: strengthening the case for real exchange rate stability: A reply to Cuddington and Liang***. Journal of International Money and Finance, 19: 759-764.
- [187] LOTHIAN, J. R. y TAYLOR, M. P., 1996. ***Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries***. Journal of Political Economy, 104: 488-509.
- [188] MACDONALD, R., 1999a. ***What do really know about real exchange rates?*** En R. MacDonald y J. L. Stein (Eds.) *Equilibrium exchange rates*. Norwell, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers. Pp. 19-65.

- [189] MACDONALD, R., 1999b. ***Exchange rate behaviour: are fundamentals important?*** The Economic Journal, 109: 673-691.
- [190] MACDONALD, R., 1998. ***What determines real exchange rates? The long and the short of it.*** Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 8: 117-153.
- [191] MACDONALD, R., 1995. ***Long-run exchange rate modeling: a survey of the recent evidence.*** International Monetary Fund Working Paper. WP/95/14.
- [192] MACDONALD, R. y MARSH, I. W., 1997. ***On fundamentals and exchange rates: a Casselian perspective.*** The Review of Economics and Statistics, 79: 655-664.
- [193] MACDONALD, R. y TAYLOR, M. P., 1992. ***Exchange rate economics: A survey.*** IMF Staff Papers, 39: 1-57.
- [194] MALLIAROPULOS, D., PANOPOLOU, E., PITIS, N. y PANTELIDIS, T., 2006. ***The contribution of growth and interest rate differentials to the persistence of real exchange rates.*** IIIS Discussion Paper No. 135.
- [195] MARK, N. C., 1995. ***Exchange rates and fundamentals: evidence on long-horizon predictability.*** American Economic Review, 85: 201-218.
- [196] MARK, N. C. y SUL, D., 2001. ***Nominal exchange rates and monetary fundamentals. Evidence from a small post-Bretton Woods panel.*** Journal of International Economics, 53: 29-52.
- [197] MARTÍN-ACEÑA, P., 1995. ***Spain during the classical gold standard years, 1880-1914.*** En Martín-Aceña, P. y Simpson, J.: *Economic development of Spain since 1870*. Aldershot: Edward Elgar Publishing Limited.
- [198] MATA, E. y VALÉRIO, N., 1994. ***História Económica de Portugal. Una perspectiva global.*** Lisboa: Editorial Prensa.
- [199] MAYORAL, L. y GADEA, M. D., 2011. ***Aggregate real exchange rate persistence through the lens of sectoral data.*** Journal of Monetary Economics, 58: 290-304.
- [200] MCKENZIE, M. D., 1999. ***The impact of exchange rate volatility on international trade flows.*** Journal of Economic Surveys, 13: 71-106.
- [201] MCNOWN, R. y WALLACE, M. 1989. ***National price levels, purchasing power parity and cointegration: a test of four high inflation economies.*** Journal of International Money and Finance, 8: 533-546.
- [202] MEESE, R. A. y ROGOFF, K., 1988. ***Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating rate period.*** Journal of Finance, 43: 933-948.
- [203] MEESE, R. A. y ROGOFF, K., 1983. ***Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample?*** Journal of International Economics, 14: 3-24.
- [204] METCALFT, C., REDISH, A. y SHEARER, R., 1996. ***New estimates of the Canadian money stock: 1871-1967.*** Discussion Paper No.: 96-17. De-

- partment of Economics. The University of British Columbia. Vancouver, Canada.
- [205] MICHAEL, P., NOBAY, A. R. y PEEL, D. A., 1997. ***Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation.*** The Journal of Political Economy, 105: 862-879.
- [206] MITCHELL, B. R., 2003. ***International Historical Statistics: Africa, Asia and Oceania, 1750-1988.*** New York: Stockton Press.
- [207] MITCHELL, B. R., 1993. ***International Historical Statistics: The Americas, 1750-1988.*** New York: Stockton Press.
- [208] MITCHELL, B. R., 1992a. ***International Historical Statistics: Africa and Asia, 1750-1988.*** New York: Stockton Press.
- [209] MITCHELL, B. R., 1992b. ***International Historical Statistics: Europe, 1750-1988.*** New York: Stockton Press.
- [210] MITCHELL, B. R., 1988. ***British Historical Statistics.*** Cambridge: Cambridge University Press.
- [211] MOORE, M. J. y ROCHE, M. J., 2008. ***Volatile and persistent real exchange rates with or without sticky prices.*** Journal of Monetary Economics, 55: 423-433.
- [212] MUNDELL, R. A., 1991. ***Do exchange rates work? Another view.*** International Monetary Found. Working Paper 91/37.
- [213] MUNDELL, R. A., 1963. ***Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates.*** The Canadian Journal of Economics and Political Science, 29: 475-485.
- [214] MUNDELL, R. A., 1961. ***A theory of optimum currency areas.*** American Economic Review, 51: 657-665.
- [215] MURRAY, C. J. y PAPELL, D. H., 2005a. ***Do panels help solve the purchasing power parity puzzle?*** Journal of Business and Economic Statistics, 23: 410-415.
- [216] MURRAY, C. J. y PAPELL, D. H., 2005b. ***The purchasing power parity puzzle is worse than you think.*** Empirical Economics, 30: 783-790.
- [217] MURRAY, C. J. y PAPELL, D. H., 2002. ***The purchasing power parity paradigm.*** Journal of International Economics, 56: 1-19.
- [218] MUSSA, M., 1986. ***Nominal exchange rate regimes and the behavior of exchange rates: evidence and implications.*** Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25: 117-214.
- [219] MUSSA, M., 1984. ***The theory of exchange rate determination.*** En J. F. O. Bilson y R. C. Marston (Eds.) *Exchange rate theory and practice.* Pp. 13-78. Chicago: University Chicago Press.
- [220] MUSSA, M., 1976. ***The exchange rate, the balance of payments, and monetary policy under a regime of controlled floating.*** Scandinavian Journal of Economics, 78: 229-248.

- [221] NAKAGAWA, H., 2002. ***Real exchange rates and real interest differentials: implications of nonlinear adjustment in real exchange rates.*** Journal of Monetary Economics, 49: 629-649.
- [222] NELSON, C. R. y PLOSSER, C. I., 1982. ***Trends and random walks in macroeconomic time series.*** Journal of Monetary Economics, 10: 139-162.
- [223] NG, S. y PERRON, P., 2001. ***Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power.*** Econometrica, 69: 1519-1554.
- [224] NG, S. y PERRON, P., 1995. ***Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag.*** Journal of the American Statistical Association, 90: 268-281.
- [225] NOVY, D., 2010. ***Gravity redux: measuring international trade costs with panel data.*** Mimeo. University of Warwick.
- [226] NUNES, A. B., VALÉRIO, N. y MARTINS DE SOUSA, R., 2005. ***The long-run behaviour of the income velocity of money in Portugal: 1854-1992.*** GHES, Gabinete de História Económica e Social. Portugal.
- [227] OBERHOFER, W. y KMENTA, J., 1974. ***A general procedure for obtaining maximum likelihood estimates in generalized regression models.*** Econometrica, 42: 579-590.
- [228] OBSTFELD, M., 1997. ***Europe's gamble.*** Brookings Papers on Economic Activity, 2: 241-300.
- [229] OBSTFELD, M., 1993. ***Model trending real exchange rates.*** CIDER Working Paper No. C93-011.
- [230] OBSTFELD, M. y ROGOFF, K., 2003. ***Risk and exchange rates.*** En E. Helpman y E. Sadka (Eds.) *Economic policy in the international economy: Essays in honor of Assaf Razin.* Pp. 74-118. United Kingdom: Cambridge University Press.
- [231] OBSTFELD, M. y ROGOFF, K., 2001. ***The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?*** En B. S. Bernanke y K. Rogoff (Eds.). *NBER Macroeconomics 2000*, Volume 15. Pp. 339-390. Cambridge: MIT Press.
- [232] OBSTFELD, M. y ROGOFF, K., 1996. ***Foundations of international macroeconomics.*** Cambridge, Mass.: MIT Press.
- [233] OBSTFELD, M., SHAMBAUGH, J. C. y TAYLOR, A. M., 2005. ***The trilemma in history: tradeoffs among exchange rates, money policies and capital mobility.*** The Review of Economics and Statistics, 87: 423-438.
- [234] O'CONNELL, P. G.J., 1998. ***Market frictions and real exchange rates.*** Journal of International Money and Finance, 17: 71-95.
- [235] O'CONNELL, P. C.J. y WEI, S.-J., 2002. ***"The bigger they are, the harder they fall": Retail price differences across U.S. cities.*** Journal of International Economics, 56: 21-53.

- [236] OECD, 1982. ***Historical Statistics of foreign trade: 1965-1980***. Paris: OECD.
- [237] OFFICER, L. H., 1976. ***The purchasing-power parity theory of exchange rates: a review article***. IMF Staff Papers, 23: 1-60.
- [238] OZER-BALLI, H., MURRAY, C. J. y PAPELL, D. H., 2010. ***Median-unbiased estimation of structural change models: an application to PPP***. Mimeo. University of Houston.
- [239] PAPELL, D. H., 1997. ***Searching for stationarity: purchasing power parity under the current float***. Journal of International Economics, 43: 313-332.
- [240] PAPELL, D. H. y PRODAN, R., 2006. ***Additional evidence of long run purchasing power parity with restricted structural change***. Journal of Money, Credit, and Banking, 38: 1329-1349.
- [241] PAPELL, D. H. y THEODORIDIS, H., 2001. ***The choice of numeraire currency in panel test of purchasing power parity***. Journal of Money, Credit, and Banking, 33: 790-803.
- [242] PARK, J. Y. y PHILLIPS, P. C. B., 2000. ***Nonstationary binary choice***. Econometrica, 68: 1249-1280.
- [243] PARSLEY, D. C. y WEI, S.-J., 2001. ***Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs, and geography***. Journal of International Economics, 55: 87-105.
- [244] PARSLEY, D. C. y WEI, S.-J., 1996. ***Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations***. Quarterly Journal of Economics, 111: 1211-1236.
- [245] PAVLIDIS, E. G., PAYA, I.. y PEEL, D. A., 2011. ***Real exchange rates and time-varying trade costs***. Journal of International Money and Finance, 30: 1157-1179.
- [246] PERRON, P., 2006. ***Dealing with structural breaks***. En T. C. Mills y K. Patterson (Eds.). *Palgrave Handbook of Econometrics*. Vol. I: Econometric Theory. Pp. 278-352. Palgrave Macmillan.
- [247] PERRON, P., 1990. ***Testing for a unit root in a time series with a changing mean***. Journal of Business and Economic Statistics, 8: 153-162.
- [248] PERRON, P., 1989. ***The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis***. Econometrica, 57: 1361-1401.
- [249] PERRON, P. y QU, Z., 2006. ***Estimating restricted structural change models***. Journal of Econometrics, 134: 373-399.
- [250] PERRON, P. y RODRÍGUEZ, G., 2003. ***Searching for additive outliers in nonstationary time series***. Journal of Time Series Analysis, 24: 193-220.
- [251] PERRON, P. y VOGELSANG, T. J., 1992. ***Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity***. Journal of Business and Economic Statistics, 10: 301-320. Corrección: 1992, 10: 467-470.

- [252] PERRON, P. y YABU, T., 2009a. ***Estimating deterministic trends with an integrated or stationary noise component***. Journal of Econometrics, 151: 56-69.
- [253] PERRON, P. y YABU, T., 2009b. ***Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component***. Journal of Business and Economic Statistics, 27: 369-396.
- [254] PERRON, P. y ZHU, X., 2005. ***Structural breaks with deterministic and stochastic trends***. Journal of Econometrics, 151: 56-69.
- [255] PESAVENTO, E. y ROSSI, B., 2007. ***Impulse response confidence intervals for persistent data: What have we learned?*** Journal of Economic Dynamics & Control, 31: 2398-2412.
- [256] PHILLIPS, P. C. B., 2003. ***Laws and limits of econometrics***. The Economic Journal, 113: C26-C52.
- [257] PHILLIPS, P. C. B., JIN, S. y HU, L., 2007. ***Nonstationary discrete choice: a corrigendum and addendum***. Journal of Econometrics, 141: 1115-1130.
- [258] PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P., 1988. ***Testing for a unit root in time series regression***. Biometrika, 75: 335-346.
- [259] POZO, S., 1992. ***Are flexible exchange rates really more volatile? Evidence from the early 1900s***. Applied Economics, 24: 1213-1218.
- [260] PRADOS DE LA ESCOSURA, L., 2010. ***Spain's international position, 1850-1913***. Journal of Iberian and Latin American Economic History, 28: 173-215.
- [261] QU, Z. y PERRON, P., 2007. ***Estimating and testing structural changes in multivariate regressions***. Econometrica, 75: 459-502.
- [262] RAPACH, D. E. y WOHAR, M. E., 2002. ***Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data***. Journal of International Economics, 53: 29-52.
- [263] REINHART, C. M. y ROGOFF, K. S., 2011. ***From financial crash to debt crisis***. American Economic Review, 101: 1676-1706.
- [264] REINHART, C. M. y ROGOFF, K. S., 2004. ***The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation***. Quarterly Journal of Economics, 119: 1-48.
- [265] RIDDEL, M., 2003. ***Finite sample properties of nonstationary binary response models: A Monte Carlo analysis***. Journal of Statistical Computation and Simulation, 73: 203-222.
- [266] ROGERS, J. H., 2007. ***Monetary union, price level convergence, and the inflation: How close is Europe to the USA?*** Journal of Monetary Economics, 54: 785-796.
- [267] ROGERS, J. H., 2001. ***Price level convergence, relative prices, and inflation in Europe***. International Finance Discussion Papers. Number 699. Board of Governors of the Federal Reserve System.

- [268] ROGERS, J. H., 1999. ***Monetary shocks and real exchange rates.*** Journal of International Economics, 49: 269-288.
- [269] ROGOFF, K., 2009. ***Exchange rates in the modern floating era: what do we really know?*** Review of World Economics, 145: 1-12.
- [270] ROGOFF, K., 1996. ***The purchasing power parity puzzle.*** Journal of Economic Literature, 34: 647-668.
- [271] ROGOFF, K., 1992. ***Traded goods consumption smoothing and the random walk behavior of the real exchange rate.*** NBER Working Paper Series. Working Paper No. 4119.
- [272] ROGOFF, K., 1991. ***Oil, productivity, government spending and the real yen-dollar exchange rate.*** Federal Reserve Bank of San Francisco. Working Paper 91-06.
- [273] ROGOFF, K. S, y STAVRAKEVA, V., 2008. ***The continuing puzzle of short horizon exchange rate forecasting.*** NBER. Working Paper 14071.
- [274] ROMER, D., 1993. ***Openness and inflation: theory and evidence.*** Quarterly Journal of Economics, 108: 869-903.
- [275] ROSE, A. K., 2011. ***Exchange rate regimes in the modern era: fixed, floating and flaky.*** Journal of Economic Literature, XLIX: 652-672.
- [276] ROSSI, B., 2005. ***Confidence intervals for half-life deviations from purchasing power parity.*** Journal of Business & Economic Statistics, 23: 432-442.
- [277] ROY, A. y FULLER, W. A., 2001. ***Estimation for autoregressive processes with a unit root near one.*** Journal of Business and Economic Statistics, 19: 482-493.
- [278] SABATÉ, M., GADEA, M. D. y SERRANO, J. M., 2003. ***PPP and structural breaks. The peseta-sterling rate, 50 years of a floating regime.*** Journal of International Money and Finance, 22: 613-627.
- [279] SAID, S. E. y DICKEY, D. A., 1984. ***Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order.*** Biometrika, 71: 599-607.
- [280] SAMUELSON, P. A., 1964. ***Theoretical notes on trade problems.*** The Review of Economics and Statistics, 46: 145-154.
- [281] SARNO, L. y TAYLOR, M. P., 2003. ***The economics of exchange rates.*** Cambridge Books, Cambridge University Press.
- [282] SARNO, L. y TAYLOR, M. P., 2002. ***Purchasing power parity and real exchange rate.*** IMF Staff Papers, 49: 65-105.
- [283] SARNO, L. y VALENTE, G., 2009. ***Exchange rates and fundamentals: footloose or evolving relationship?*** Journal of the European Economic Association, 7: 786-830.
- [284] SARNO, L. y VALENTE, G., 2006. ***Deviations from purchasing power parity under different exchange rate regimes: Do they revert and, if so, how?*** Journal of Banking & Finance, 30: 3147-3169.

- [285] SARNO, L., VALENTE, G. y WOHAR, M. E., 2004. ***Monetary fundamentals and exchange rate dynamics under different nominal regimes***. Economic Inquiry, 42: 179-193.
- [286] SERCU, P., UPPAL, C. y HULLE, C. V., 1995. ***The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity***. Journal of Finance, 50: 1309-1319.
- [287] SHAMAN, P. y STINE, R. A., 1988. ***The bias of autoregressive coefficient estimators***. Journal of the American Statistical Association, 83: 842-848.
- [288] SHAMBAUGH, J., 2004. ***The effect of fixed exchange rates on monetary policy***. Quarterly Journal of Economics, 119: 301-352.
- [289] SHILLER, R. J. y PERRON, P., 1985. ***Testing the random walked hypothesis: power versus frequency of observation***. Economics Letters, 18: 381-386.
- [290] SMITS, J.-P., HORLINGS, E. y VAN ZANDEN, J. L., 1999. ***Dutch GNP and its components, 1800-1913***. Groningen Growth and Development Centre. Monograph series no. 5.
- [291] SMITS, J. P., WOLTJER, P. J. y MA, D., 2009. ***A Dataset on Comparative Historical National Accounts, ca. 1870-1950: A Time-Series Perspective***. Groningen Growth and Development Centre Research Memorandum GD-107, Groningen: University of Groningen.
- [292] STOCK, J. H. y WATSON, M. W, 2002. ***Has the business cycle changed and why?*** En M. Gertler y K. Rogoff (Eds.). *NBER Macroeconomics 2002*, Volume 17. Pp. 159-230. Cambridge: MIT Press.
- [293] STOCK, J. H. y WATSON, M. W, 1996. ***Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations***. Journal of Business and Economic Statistics, 14: 11-30.
- [294] STOCKMAN, A. C., 1998. ***New evidence connecting exchange rates to business cycle***. Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Quarterly, 84: 73-89.
- [295] SUL, D., PHILLIPS, P. C.B. y CHOI, C. Y., 2005. ***Prewhitenning bias in HAC estimation***. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67: 517-546.
- [296] SUMMERS, R. y HESTON, A., 1991. ***The Penn World Table (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988***. Quarterly Journal of Economics, 106: 327-368.
- [297] TANIZAKI, H., 2000. ***Bias correction of OLSE in the regression model with lagged dependent variables***. Computational Statistics & Data Analysis, 34: 495-511.
- [298] TAYLOR, A. M., 2002a. ***A century of purchasing power parity***. The Review of Economics and Statistics, 84: 139-150.
- [299] TAYLOR, A. M., 2002b. ***A century of current account dynamics***. Journal of International Money and Finance, 21: 725-748.

- [300] TAYLOR, A. M., 2001. *Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price*. *Econometrica*, 69: 473-498.
- [301] TAYLOR, A. M. y TAYLOR, M. P., 2004. *The purchasing power parity debate*. *Journal of Economic Perspectives*, 18: 135-158.
- [302] TAYLOR, M. P., 2006. *Real exchange rates and purchasing power parity: mean reversion in economic thought*. *Applied Financial Economics*, 16: 1-17.
- [303] TAYLOR, M. P., 1995. *The economics of exchange rates*. *Journal of Economics Literature*, 33: 13-47.
- [304] TAYLOR, M. P. y MCMAHON, P. C., 1988. *Long-run purchasing power parity in the 1920s*. *European Economic Review*, 32: 179-197.
- [305] TAYLOR, M. P., PEEL, D. A. y SARNO, L., 2001. *Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles*. *International Economic Review*, 42: 1015-1042.
- [306] TAYLOR, M. P. y SARNO, L., 1998. *The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period*. *Journal of International Economics*, 46: 281-312.
- [307] TERÄSVIRTA, T., 1994. *Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models*. *Journal of the American Statistical Association*, 89: 208-218.
- [308] URQUHART, M. C., 1986. *New estimates of Gross National Product, Canada, 1870-1926: some implications for Canadian development*. En S. L. Engerman y R. E. Gallman (Eds.). *Long-term factors in American economic growth*. Pp. 9-94. Chicago: University of Chicago Press.
- [309] VALÉRIO, N., 1986. *Expectativas dos credores externos sobre a solvabilidade do estado português, 1881-1910*. *Revista de História Económica e Social*, 18: 1-8.
- [310] WEI, S.-J. y PARSLEY, D. C., 1995. *Purchasing power disparity during the floating rate period: exchange rate volatility, trade barriers and other culprits*. NBER Working Paper Series. Working Paper No. 5032.
- [311] WU, Y.-H. y LIN, E. S., 2011. *Does purchasing power parity hold following the launch of the euro? Evidence from the panel unit root test*. *Applied Economics Letters*, 18: 167-172.
- [312] XU, Z., 2003. *Purchasing power parity, price indices, an exchange rate forecasts*. *Journal of International Money and Finance*, 22: 105-130.
- [313] YOON, G., 2009. *Are real exchange rates more likely to be stationary during the fixed nominal exchange rate regimes?* *Applied Economics Letters*, 16: 17-22.
- [314] YOON, G., 2008. *Further evidence on purchasing power parity over two centuries with multiple changes in persistence*. *Applied Economics Letters*, 15: 1093-1096.

- [315] ZELLNER, A., 1962. ***An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias.*** Journal of the American Statistical Association, 57: 348-368.
- [316] ZHOU, S., BAHMANI-OSKOOEE, M. y KUTAN, A. M., 2008. ***Purchasing power parity before and after the adoption of the euro.*** Review of World Economics, 144: 134-150.
- [317] ZHOU, S. y KUTAN, A. M., 2011. ***Is the evidence for PPP reliable? A sustainability examination of the stationarity of real exchange rates.*** Journal of Banking & Finance, 35: 2479-2490.

