

RENTA Y TIPOS DE CAMBIO REALES: ¿ES NEUTRAL EL RÉGIMEN CAMBIARIO?

Ana R. Martínez Cañete*
Dpto. Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
Campus de Somosaguas, 28223 (Madrid)
Teléfono: +34913942584
Fax: +34913942582
e-mail: anrmarti@ccee.ucm.es

Resumen

En este trabajo analizamos si la influencia de la renta relativa sobre las fluctuaciones de los tipos de cambio reales depende del régimen cambiario que presentan las economías. El interés de esta hipótesis reside en que, de ser así, la volatilidad del tipo de cambio nominal podría ser una posible fuente de no linealidad en el conocido efecto Balassa-Samuelson y constituir una explicación alternativa a las propuestas al respecto por Bergin *et al.* (2006), Taylor y Taylor (2004) y Lothian y Taylor (2008). Para contrastar esta hipótesis empleamos, en un conjunto de economías europeas y asiáticas, la metodología de cointegración con múltiples cambios estructurales propuesta por Kejriwal y Perron (2008, 2010) y Kejriwal (2008) y el modelo de cointegración *Smooth Transition Regression* (STR) desarrollado por Saikkonen y Choi (2004) y Choi y Saikkonen (2010), utilizando como variable de transición la volatilidad del tipo de cambio nominal. Los resultados obtenidos indican que, en general, la renta explica en mayor medida los tipos de cambio reales en los periodos de mayor estabilidad cambiaria.

Clasificación JEL: F31, F40, C22

*Agradezco los comentarios y sugerencias recibidos de M. León-Ledesma en la realización de este trabajo. Cualquier posible error es de mi entera responsabilidad.

1. INTRODUCCIÓN

El conocido artículo de Engel (1999) muestra que la práctica totalidad de las fluctuaciones en los tipos de cambio reales obedece a las fluctuaciones en el precio relativo de los bienes comerciables, mientras que el peso del precio relativo de los no comerciables es prácticamente nulo. Además, estos resultados se mantienen con independencia de que el periodo muestral se corresponda con una etapa de tipos de cambio fijos o de tipos de cambio flotantes. Sin embargo, tras este trabajo, otros artículos han destacado que el régimen cambiario no es neutral a la hora de establecer la importancia del precio relativo de los no comerciables en las fluctuaciones del tipo de cambio real. Así por ejemplo, Mendoza (2000) señala que la influencia de los no comerciables fue claramente mayor en el periodo en el que México tuvo algún tipo de acuerdo cambiario con Estados Unidos. Iwatsubo (2004) apunta lo mismo para una serie de economías asiáticas. También Naknoi (2004, 2008) obtiene evidencia al respecto¹.

Si la importancia de los bienes y servicios no comerciables a la hora de explicar los tipos de cambio reales aumentara en períodos de estabilidad cambiaria, sería de esperar que las variables que determinan el precio de los no comerciables explicasen también en mayor medida la evolución de los tipos de cambio reales en dichos periodos. En la literatura al respecto es habitual encontrar como variables explicativas del precio de los no comerciables a las productividades sectoriales relativas (como indica, desde el lado de la oferta, el conocido efecto Balassa-Samuelson, BS) y a la renta relativa, que recoge los efectos de la demanda sobre el precio de los no comerciables (si bien es bastante habitual utilizar también la renta como proxy de las productividades sectoriales relativas en los trabajos destinados a contrastar el efecto BS desde una perspectiva de series temporales).

En consecuencia, la hipótesis a contrastar en este trabajo es la siguiente: ¿explica mejor la renta relativa la evolución de los tipos de cambio reales en los periodos de mayor estabilidad cambiaria? Hasta donde sabemos, esta hipótesis no ha sido previamente contrastada.

El interés de esta hipótesis radica en que la volatilidad del tipo de cambio nominal podría ser una posible fuente de no linealidad en la relación entre los tipos de cambio reales y las productividades sectoriales relativas (el efecto BS) o entre los tipos de cambio reales y la renta per capita relativa. De ser así, constituiría una explicación alternativa a las proporcionadas al respecto por Bergin *et al.* (2006), Taylor y Taylor (2004) y Lothian y Taylor (2008). Además, podría explicar por qué mientras que la mayor parte de la literatura empírica sobre el efecto BS obtiene una relación de cointegración entre los precios sectoriales relativos y las productividades sectoriales relativas dentro de cada país, fracasa en muchas ocasiones a la hora de encontrar cointegración entre las diferencias de productividad sectoriales entre países y los tipos de cambio reales (o entre la renta relativa y los tipos de cambio reales) cuando se emplean metodologías de cointegración lineales.

Como paso previo a la contrastación de nuestra hipótesis, en este trabajo hemos analizado distintas medidas de descomposición de la varianza de los tipos de cambio reales para estudiar si la importancia de los no comerciables aumenta en los periodos de mayor estabilidad cambiaria. Para ello, hemos utilizado tipos de cambio reales bilaterales frente al marco alemán para un conjunto de países europeos, y tipos de cambio reales bilaterales

¹ Por otra parte, Betts y Kehoe (2008) dejan pendiente para una futura investigación analizar si los resultados que obtienen al descomponer la varianza del tipo de cambio real podrían verse afectados por el régimen cambiario vigente en cada momento.

frente al dólar estadounidense para una serie de países asiáticos. Hemos obtenido que, en general, en los periodos de mayor estabilidad del tipo de cambio es mayor el peso de los no comerciables en la volatilidad del tipo de cambio real, en contra de lo que señala Engel (1999). Estos hechos estilizados nos han permitido plantear la hipótesis objeto de contrastación en este trabajo.

La metodología empírica utilizada ha consistido en aplicar, en primer lugar, un análisis de cointegración que posibilite la existencia de múltiples cambios estructurales en la relación entre los tipos de cambio reales y la renta relativa. Para ello, empleamos la metodología de Kejriwal y Perron (2008, 2010) y los tests de cointegración de Kejriwal (2008). El objetivo que se persigue es analizar si la fecha de esos cambios, determinada endógenamente por los datos, se corresponde con las fechas de los regímenes cambiarios *de facto* proporcionadas por Ilzetzki *et al.* (2011), y si en en los periodos de tipos de cambio fijo la renta explica mejor la evolución de los tipos de cambio reales.

Ahora bien, la principal crítica que podría hacerse a esta metodología es que con ella no podemos asegurar que los cambios estructurales obedezcan a la mayor estabilidad cambiaria, ya que podrían venir explicados por otro u otros factores que se hubieran desarrollado paralelamente a dicha estabilidad (como puede ser, en el caso de los países europeos considerados, la mayor integración de los mercados como consecuencia del Mercado Único). Por esta razón, para contrastar la robustez de los resultados, en segundo lugar hemos aplicado una metodología de cointegración *Smooth Transition Regression* (STR) propuesta por Saikkonen y Choi (2004) y Choi y Saikkonen (2010) para analizar si existe cointegración no lineal entre los tipos de cambio reales y la renta, utilizando como variable de transición la volatilidad del tipo de cambio nominal.

Los resultados muestran que, en gran parte de los países en los que se ha encontrado cointegración, las fechas de los cambios estructurales obtenidos coinciden, en términos generales, con los regímenes de mayor estabilidad cambiaria. En dichos períodos, se observa que la renta explica en mayor medida los tipos de cambio reales (bien porque el coeficiente de la renta estimado es positivo y significativo cuando en otro caso no lo era o bien porque, si ya lo era, dicho coeficiente es superior en los regímenes de mayor estabilidad). La aplicación del modelo STR parece corroborar estos resultados puesto que, también en la mayoría de los países de la muestra en los que no puede rechazarse la existencia de cointegración, el coeficiente asociado a la renta es menor cuando la volatilidad del tipo de cambio nominal excede el *threshold* estimado.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el apartado 2 se presentan los resultados de la descomposición de la varianza de los tipos de cambio reales, en el apartado 3 se revisa la relación teórica entre la renta, el precio de los no comerciables y los tipos de cambio reales, en el 4 se describen los datos, en el 5 la metodología econométrica, en el 6 se muestran los resultados y, finalmente, en el apartado 7 se ofrecen las principales conclusiones.

2. LA DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES. ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS

Consideremos el tipo de cambio real como:

$$rer_t = e_t + p_t - p_t^* \quad (1)$$

donde todas las variables están expresadas en logaritmos; e_t refleja el tipo de cambio nominal definido como el precio en moneda extranjera de una unidad de moneda nacional, p_t y p_t^* indican el nivel de precios nacional y exterior, respectivamente. Podemos definir el nivel de precios nacional y exterior como una media ponderada de los precios de los bienes y servicios comerciables p_{T_t} y de los que no comerciables, p_{N_t} :

$$p_t = \alpha_t p_{T_t} + (1 - \alpha_t) p_{N_t} \quad (2)$$

$$p_t^* = \alpha_t^* p_{T_t}^* + (1 - \alpha_t^*) p_{N_t}^* \quad (3)$$

donde α y α^* representan el peso del sector comerciable en la economía nacional y en el exterior, respectivamente.

Sustituyendo (2) y (3) en (1) obtenemos:

$$rer_t = (e_t + p_{T_t} - p_{T_t}^*) + (1 - \alpha_t^*)(p_{N_t} - p_{T_t}) - (1 - \alpha_t^*)(p_{N_t}^* - p_{T_t}^*) \quad (4)$$

Si consideramos para simplificar que $\alpha_t = \alpha_t^*$, entonces

$$rer_t = (e_t + p_{T_t} - p_{T_t}^*) + (1 - \alpha_t)[(p_{N_t} - p_{T_t}) - (p_{N_t}^* - p_{T_t}^*)] \quad (5)$$

Es decir,

$$rer_t = trer_t + nrer_t \quad (6)$$

donde $trer_t$ representa el tipo de cambio real de los bienes y servicios comerciables y $nrer_t$ la parte del tipo de cambio real asociada a los no comerciables.

Una vez calculados rer_t y $trer_t$ podemos obtener $nrer_t$ como un residuo. Proceder de esta manera no está exento de problemas, aunque es una práctica habitual. Entre estos problemas Engel (1999) destaca que $trer_t$ y $nrer_t$ estarían negativamente correlacionados; por esta razón la descomposición de rer_t depende de cómo se traten los co-movimientos entre $trer_t$ y $nrer_t$.

Las medidas que utilizamos para determinar el peso de los no comerciables en las fluctuaciones de rer_t son las siguientes:

- a) el ratio de las desviaciones estándar $\frac{std(nrer)}{std(rer)}$
- b) una medida de descomposición de la varianza $\frac{var(nrer)}{var(nrer) + var(trer)}$
- c) como proponen Burstein *et al.* (2006) calculamos un *lower bound*, L_N , de la importancia de los movimientos en $nrer_t$, atribuyendo el término de covarianza a las fluctuaciones en el precio de los bienes comerciables (no comerciables) cuando la covarianza estimada es positiva (negativa):

$$L_N = \left\{ \begin{array}{l} \frac{\text{var}(nrer)}{\text{var}(rer)} \quad \text{si } \text{cov}(trer, nrer) > 0 \\ \frac{\text{var}(nrer)}{\text{var}(rer)} + \frac{2 \text{cov}(trer, nrer)}{\text{var}(rer)} \quad \text{si } \text{cov}(trer, nrer) < 0 \end{array} \right\}$$

y un *upper bound*, U_N , de la importancia de los movimientos en $nrer_t$, atribuyendo el término estimado de covarianza a las fluctuaciones en el precio de los bienes no comerciables (comerciables) cuando la varianza estimada es positiva (negativa):

$$U_N = \left\{ \begin{array}{l} \frac{\text{var}(nrer)}{\text{var}(rer)} + \frac{2 \text{cov}(trer, nrer)}{\text{var}(rer)} \quad \text{si } \text{cov}(trer, nrer) > 0 \\ \frac{\text{var}(nrer)}{\text{var}(rer)} \quad \text{si } \text{cov}(trer, nrer) < 0 \end{array} \right\}$$

- d) Una medida basada en el error cuadrático medio propuesta por Engel (1999), pero en nuestro caso aplicado a los bienes no comerciables:

$$B2 = \frac{MSE(nrer_t - nrer_{t-n}) + \text{media}(nrer_t - nrer_{t-n})\text{media}(trer_t - trer_{t-n}) + \text{cov}(nrer_t - nrer_{t-n}, trer_t - trer_{t-n})}{MSE(rer_t - rer_{t-n})}$$

donde:

$$MSE(nrer_t - nrer_{t-n}) = \text{var}(nrer_t - nrer_{t-n}) + \text{media}[(nrer_t - nrer_{t-n})]^2$$

Esta medida atribuye la mitad de los co-movimientos a $nrer_t$.

Puesto que nuestro objetivo es analizar si el régimen cambiario influye en la importancia de las fluctuaciones de $nrer$ sobre rer , hemos calculado las cuatro medidas arriba señaladas para cada uno de los regímenes cambiarios *de facto* obtenidos de Reinhart y Rogoff (2004) e Ilzetzki *et al.* (2011), de acuerdo con la clasificación “coarse”. Para asegurarnos de que las series utilizadas son estacionarias, hemos diferenciado el logaritmo de las mismas.

En las tablas 1 y 2 se muestran los resultados para la diferencia mensual. Para construir el tipo de cambio real rer_t hemos utilizado datos mensuales de IPC. El tipo de cambio nominal empleado es el tipo medio del mes con respecto al marco alemán (en el caso de los países europeos) y con respecto al dólar estadounidense (para los países asiáticos). Para medir el $trer_t$ hemos utilizado datos mensuales del Índice de Precios de Producción (PPI)². Todos los datos se han obtenido de la base International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. A partir de rer_t y $trer_t$ hemos obtenido $nrer_t$ como un residuo³.

² La ventaja que tienen estos índices de precios es que están disponibles para un conjunto amplio de países y con una dimensión temporal suficientemente larga.

³ Aunque calcular como un residuo $nrer_t$ es una forma de proceder absolutamente habitual, no puede olvidarse que, como consecuencia de ello, el precio de los comerciables (medido a través de los PPI) y el de los no comerciables (obtenido como residuo a partir de los IPC) proceden de encuestas distintas.

En los países europeos, el análisis empieza en 1973m1, salvo en España e Irlanda, donde comienza en 1981m1 y 1979m4, pues con anterioridad sus monedas estaban vinculadas al dólar y a la libra esterlina, respectivamente. En el resto de los casos, el estudio comienza cuando la disponibilidad de los datos lo ha permitido. Hemos terminado el estudio de la descomposición de los tipos de cambio reales en 2007m9, para no incluir en el análisis el periodo correspondiente a la crisis financiera⁴. En el caso de las economías asiáticas, los datos también empiezan en 1973m1 salvo en Malasia, donde comienzan en 1986m1 pues con anterioridad no hay datos disponibles de los PPI. El análisis termina en 2010m12 pues, además de que estas economías se han visto menos afectadas por la crisis, de esta forma disponemos de más observaciones a la hora de aplicar los tests de cointegración cuyos resultados se muestran en el apartado 6.

En general se observa que, con la mayor parte de las medidas utilizadas, el peso de $nrer_t$ a la hora de explicar las fluctuaciones de rer_t es mayor en los periodos caracterizados por regímenes de tipos de cambio fijo o casi fijo. Estos resultados están en línea con los obtenidos por Mendoza (2000) para el caso de Méjico e Iwatsubo (2004) para una serie de economías asiáticas. También Naknoi (2004, 2008) obtiene evidencia al respecto.

De acuerdo con los modelos de precios rígidos (Dornbusch, 1976; Frankel, 1979; Mussa, 1982; Roll, 1979), los movimientos del tipo de cambio real se deben a las fluctuaciones del tipo de cambio nominal. El tipo de cambio nominal reacciona ante shocks monetarios y financieros (en particular ante los diferenciales de tipos de interés), lo que en presencia de rigideces en los precios —debidos a costes de menú (véase Delgado, 1991; Dixit, 1989) o a grados de traslación incompletos del tipo de cambio nominal sobre los precios de importación— provoca fluctuaciones en los tipos de cambio reales. En consecuencia, uno esperaría que en periodos de mayor estabilidad cambiaria las fluctuaciones de rer_t asociadas al componente de los bienes comerciables $trer_t$ fueran menores, y aún menores con una moneda común⁵, algo que los resultados mostrados en las tablas 1 y 2 parecen avalar.

3. RENTA, PRECIO DE LOS NO COMERCIABLES Y TIPOS DE CAMBIO REALES

Partiendo de los hechos estilizados mostrados en la sección anterior, si como decimos la importancia del componente $nrer_t$ a la hora de explicar rer_t ha aumentado en periodos de estabilidad cambiaria, es de esperar que las variables que determinan la evolución del precio de los no comerciables expliquen también en mayor medida la

⁴ Los datos de PPI en Francia no estaban disponibles en la base International Financial Statistics del FMI. Se consiguieron del Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), pero sólo estaban disponibles desde 1990. Puesto que de acuerdo con la clasificación “coarse” de Ilzetzki *et al.* (2011) desde esa fecha no hubo cambios en el régimen cambiario de Francia, no se han calculado en la tabla 1 las medidas del peso de $nrer_t$ en rer_t para este país. Aunque los datos de Bélgica sí estaban disponibles, según dicha clasificación “coarse” esta economía no ha experimentado cambios en su régimen cambiario *de facto* desde 1973, por lo que tampoco se incluye en la tabla 1.

⁵ Paralelamente, otro factor que previsiblemente ha contribuido a reducir las fluctuaciones de $trer_t$ en el caso de las economías europeas ha sido el desarrollo del Mercado Único, al eliminar en gran medida los factores que dificultaban el arbitraje de los bienes comerciables (barreras arancelarias, etc). Rogers (2001) obtuvo que en los años noventa la dispersión de precios de los bienes comerciables en la zona del euro se redujo a la mitad; en cambio, la dispersión de precios en el caso de los servicios no comerciables seguía siendo elevada. Engel y Rogers (2004) y Angeloni *et al.* (2006) también encuentran evidencia a favor de la convergencia de precios de los bienes comerciables en los países europeos en los noventa.

evolución de los tipos de cambio reales en dichos periodos.

A la hora de analizar los factores de los que dependen los precios de los no comerciables, la literatura se centra, por el lado de la oferta, en el conocido efecto Balassa-Samuelson (BS), según el cual aquellos países que presenten una mayor productividad relativa en el sector de los bienes comerciables mostrarán un mayor nivel de precios de los no comerciables y, como consecuencia de ello, un mayor nivel de precios agregado en las comparaciones internacionales cuando estos precios se expresan en moneda común⁶.

Ahora bien si, a diferencia de lo que asume el modelo BS, el trabajo no puede ser transferido instantáneamente entre sectores o existen restricciones a la movilidad internacional de capitales, el precio relativo de los no comerciables estaría determinado por la interacción tanto de la oferta como de la demanda de los mismos (véase Froot y Rogoff, 1995). El efecto de los factores de demanda sería más intenso si, como señalan algunos autores, los bienes y servicios no comerciables presentaran una elasticidad-renta de la demanda superior a la unidad (Bergstrand, 1991). Esta relación se verá reforzada también por el hecho de que el gasto de los gobiernos tiende a recaer especialmente sobre ellos. Por otra parte, si relajamos otro de los supuestos en los que se apoya el efecto BS y consideramos la existencia de competencia imperfecta, los márgenes de beneficio estarían, en principio, condicionados por las presiones de la demanda, por lo que los factores de demanda a los que acabamos de referirnos también pueden actuar sobre el precio relativo de los no comerciables a través de su impacto sobre los márgenes.

Si son las diferencias en las productividades sectoriales relativas y/o la renta los factores que explican el precio relativo de los no comerciables, partiendo de la base de que hemos observado que $nrer_t$ determina en mayor medida la evolución de rer_t en los regímenes de mayor estabilidad cambiaria, podemos preguntarnos si las productividades relativas y/o la renta explican mejor los tipos de cambio reales en dichos periodos. Esta será nuestra hipótesis a contrastar en un marco de series temporales.

De ser así, la volatilidad del tipo de cambio nominal podría ser una posible fuente de no linealidad en la relación entre los tipos de cambio reales y las productividades sectoriales relativas (el efecto BS) o entre los tipos de cambio reales y la renta per capita relativa. Esta podría ser una explicación alternativa a la proporcionada por Taylor y Taylor (2004), Lothian y Taylor (2008) y Bergin *et al.* (2006) cuando se refieren a que el efecto BS podría ser no lineal. Los dos primeros trabajos apuntan a que el efecto BS ha podido variar en el tiempo, bien porque haya aumentado el porcentaje de no comerciables en las economías o bien porque haya cambiado la productividad relativa de los comerciables frente a los no comerciables. Por su parte, Bergin *et al.* (2006) observan que la relación entre niveles de precios y renta per capita relativa es más intensa en los últimos años. La explicación que ofrecen a este hecho es que el efecto BS es en realidad endógeno, pues las industrias convierten sus productos en comerciables tras beneficiarse de un shock de productividad⁷.

El hecho de que la volatilidad del tipo de cambio nominal pueda ser una fuente de no linealidad en la relación entre las productividades relativas y los tipos de cambio reales

⁶ El efecto BS da por sentado que se verifica la PPA en el sector comerciable. Ahora bien, si consideramos que es más probable que se verifique la PPA en el sector comerciable cuanto mayor es la estabilidad del tipo de cambio, dicha estabilidad debiera contribuir a que los movimientos del rer_t vinieran en mayor medida explicados por el componente $nrer_t$.

⁷ En el trabajo de estos autores, como en tantos otros, el efecto BS se aproxima mediante la utilización de la renta per capita relativa en lugar de las productividades sectoriales relativas.

(o entre la renta relativa y los tipos de cambio reales) podría explicar por qué mientras que la mayor parte de la literatura empírica sobre el efecto BS obtiene una relación de cointegración entre los precios sectoriales relativos y las productividades sectoriales relativas dentro de cada país, a menudo no encuentra una relación de largo plazo entre las diferencias de productividad sectoriales entre países y los tipos de cambio reales (o entre la renta relativa y los tipos de cambio reales) cuando se utilizan metodologías de cointegración lineales⁸. Además, también podría confirmar, desde un enfoque de series temporales, los resultados de Broda (2006). Este autor obtiene que comparando economías con niveles similares de renta, los niveles de precios son mayores en los países con tipos de cambio fijo, frente a los que presentan tipos de cambio flexibles⁹.

4. LOS DATOS

Nuestro estudio se centra, por un lado, en países europeos que pertenecen a la zona del euro en los que, obviamente, la estabilidad cambiaria con respecto al marco alemán fue aumentando hasta desembocar en la unificación monetaria. En concreto, los países incluidos en la muestra son Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Holanda, Irlanda, Italia y Portugal. En este caso, hemos utilizado tipos de cambio reales bilaterales con respecto al marco alemán y la renta real per capita la hemos expresado en términos relativos con respecto a la de Alemania. Por otro lado, consideramos un grupo de economías asiáticas, para los que tanto el tipo de cambio real como la renta relativa se expresan con respecto a EEUU.

A través de la renta relativa recogemos el efecto de los factores de demanda sobre el precio de los no comerciables, aunque también es habitual utilizar esta variable como proxy de las productividades sectoriales relativas y, en consecuencia, de los factores de oferta que propone el efecto BS (ver Lane y Milesi-Ferretti, 2004; y Drine and Rault, 2003, entre otros). Utilizar datos de renta permite disponer de periodos muestrales más extensos y emplear datos trimestrales.

La renta se ha medido como PIB a precios de mercado. Los datos son trimestrales y se han expresado en términos reales utilizando el deflactor del PIB. Para calcular los PIB per capita, los datos de población se han obtenido de la base International Financial Statistics (IFS) del FMI. Eran datos anuales y se han interpolado para convertirlos en trimestrales.

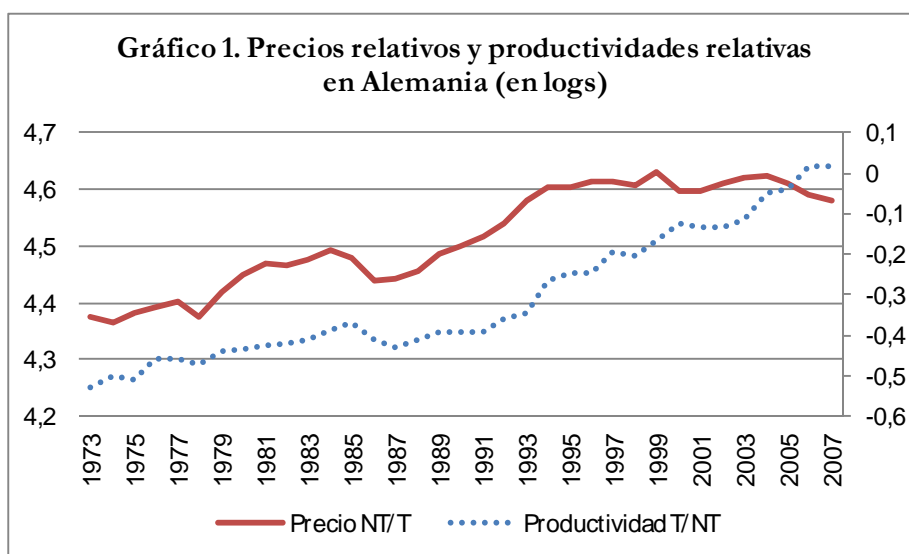
En el caso de los países europeos, los datos de PIB provienen de la OCDE, así como los deflatores del PIB. Para calcular los tipos de cambio reales trimestrales, se han utilizado los tipos de cambio nominales bilaterales frente al DM (media del trimestre) obtenidos de la base IFS. Los índices de precios utilizados son los deflatores del PIB. La volatilidad del tipo de cambio nominal con respecto al marco alemán se ha medido como la desviación estándar de la variación semanal de los tipos de cambio nominales en cada trimestre. Los datos semanales de los tipos de cambio nominales han sido proporcionados

⁸ Como sucede, por ejemplo, en el trabajo de Faria y León-Ledesma (2003).

⁹ Broda (2006) obtiene que este hecho, aunque se pone más claramente de manifiesto en los países en vías de desarrollo, también se observa en los países industrializados. Como posibles explicaciones al respecto este autor señala: (i) la posible tendencia a llevar a cabo políticas expansivas, que en los regímenes de tipos de cambio fijos conducen a inflación en el largo plazo y a apreciaciones del tipo de cambio real (Froot and Rogoff, 1995); (ii) la inercia que presenta la inflación en los países que anclan sus tipos de cambio para estabilizarla (Goldfajn y Valdes, 1999); y (iii) la varianza de las perturbaciones económicas (Obstfeld and Rogoff, 2000).

por el Banco de España. Hemos optado por utilizar datos semanales en lugar de los mensuales del FMI para disponer de más observaciones en cada trimestre a la hora de calcular la desviación estándar.

El periodo muestral empieza en 1973q1, salvo en el caso de España e Irlanda donde comienza en 1981q1 y 1979q2 pues, como hemos señalado, hasta esa fecha la peseta y la libra irlandesa estaban vinculadas al dólar y a la libra esterlina, respectivamente. A la hora de finalizar el periodo muestral en el caso europeo hemos considerado dos posibilidades. La primera, terminar el análisis empírico en 2004q4. Las razones son, por un lado, que a partir de 2004 la relación positiva entre el precio relativo de los no comerciables/comerciables y la productividad relativa comerciables/no comerciables que cabría esperar de acuerdo con el efecto BS deja de verificarse en Alemania, el país que hemos utilizado como referencia (véase el gráfico 1). Por otro lado, las medidas de contención de precios y salarios llevadas a cabo en dicho país podrían “enturbiar” la relación teórica entre los tipos de cambio reales y la renta relativa si decidiéramos alargar más el periodo muestral. Sin embargo, para disponer de un período muestral que se acerque más al momento presente, hemos replicado el trabajo empírico finalizándolo en 2007q3 para evitar el posible “ruido” introducido por la crisis financiera en la relación entre los tipos de cambio reales y la renta relativa. Para ahorrar espacio, los resultados sólo se muestran para el periodo que acaba en 2004q4, pero serán comentados en ambos casos.



Fuente: elaboración propia a partir de datos de EU KLEMS. Los sectores comerciables (T) comprenden manufacturas, transporte, almacenamiento y comunicaciones. Los no comerciables (NT) comprenden construcción, comercio al por mayor y al por menor, hoteles y restaurantes, servicios financieros, seguros y servicios a las empresas. La productividad se mide como valor añadido real por empleado, los precios como deflatores del output.

En los países asiáticos, los datos trimestrales de PIB y los deflatores se han obtenido de la base IFS del FMI. De esa base proceden también los datos mensuales de los tipos de cambio nominales con respecto al dólar utilizados para calcular la media del trimestre. La volatilidad del tipo de cambio nominal con respecto al dólar se ha calculado como la desviación estándar de la variación mensual de los tipos de cambio nominales en

cada trimestre. Estos datos no estaban disponibles con periodicidad semanal en la base IFS¹⁰.

El inicio del periodo muestral lo marca la disponibilidad de los datos. En Corea empieza en 1973q1 y en Malasia en 1991q1. Puesto que en este último caso disponemos de una serie más corta de datos y, teniendo en cuenta que las economías asiáticas se han visto menos afectadas por la crisis, el análisis realizado para estas economías asiáticas acaba en 2010q4, para disponer de más observaciones¹¹.

5. LA METODOLOGÍA ECONOMETRICA

La metodología empírica utilizada consiste en aplicar, en primer lugar, un análisis de cointegración que permita la existencia de múltiples cambios estructurales en la relación entre los tipos de cambio reales y la renta relativa. Para ello, empleamos la metodología de Kejriwal y Perron (2008, 2010) y los tests de cointegración de Kejriwal (2008). El objetivo es analizar si la fecha de esos cambios, que vendrá determinada endógenamente por los datos, se corresponde con los distintos regímenes cambiarios *de facto* obtenidos de Ilzetzki *et al.* (2011). Y, en particular, si en los periodos de mayor estabilidad cambiaria la renta explica en mayor medida la evolución de los tipos de cambio reales, bien porque el coeficiente de la renta sea positivo y significativo cuando en otro caso no lo era o bien porque, si ya lo era, dicho coeficiente sea superior en dichos periodos.

Sin embargo, puesto que con dicha metodología no podríamos asegurar que los cambios estructurales en la relación obedecen a la mayor estabilidad cambiaria (ya que podrían venir explicados por otro factor que se hubiera desarrollado paralelamente como, por ejemplo, el Mercado Único en el caso de los países europeos), para confirmar los resultados obtenidos en segundo lugar aplicamos una metodología de cointegración STR propuesta por Saikkonen y Choi (2004) y Choi y Saikkonen (2010) para analizar si existe cointegración no lineal entre los tipos de cambio reales y la renta, utilizando como variable de transición la volatilidad del tipo de cambio nominal.

5.1. Metodología de Kejriwal and Perron (2008, 2010) y tests de cointegración de Arai-Kurozumi-Kejriwal (2008).

Kejriwal y Perron (2008, 2010) proponen una metodología para contrastar la existencia de cointegración con múltiples cambios estructurales. Consideran un modelo con m cambios estructurales y, por tanto, $m + 1$ regímenes, tal que:

$$y_t = \alpha_j + z'_{ft} \phi_f + z'_{bt} \phi_{bj} + x'_{ft} \eta_f + x'_{bt} \eta_{bj} + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j) \quad (7)$$

para $j = 1, \dots, m + 1$ donde $T_0 = 0$, $T_{m+1} = T$ y T es el tamaño muestral.

¹⁰ Los tipos de cambio nominales de la base IFS son tipos de cambio oficiales. Por su parte, el World Currency Report de Reinhart y Rogoff (2004) ofrece datos de tipos de cambio de mercado. En los mercados emergentes, existen importantes diferencias entre ambos. Aunque los datos de mercado del World Currency Report reflejan mejor el curso de la política monetaria, lamentablemente sólo están disponibles hasta 1999, por esa razón hemos empleado los de la base IFS.

¹¹ No se dispone de datos del PIB ni del deflactor para Tailandia hasta 1993q1, por lo que lo excluimos del análisis.

En este modelo y_t es la variable dependiente $I(1)$; $x_{ft}(p_f \times 1)$, $x_{bt}(p_b \times 1)$ son vectores de variables $I(0)$; $z_{ft}(q_f \times 1)$, $z_{bt}(q_b \times 1)$ son vectores de variables $I(1)$. El subíndice f hace referencia a que esos regresores no están sujetos a cambios, mientras que el subíndice b se refiere a regresores que sí lo están. Los puntos de break (T_1, \dots, T_m) vienen determinados endógenamente por los datos y en consecuencia son desconocidos a priori.

El modelo (7) es un modelo parcial de cambio estructural. En cambio, si permitimos que la constante y los coeficientes de los regresores $I(1)$ puedan cambiar en los distintos regímenes (es decir, $p_f = p_b = q_f = 0$) entonces tenemos el modelo estructural puro:

$$y_t = \alpha_j + z'_{bt} \phi_{bj} + u_t \quad (8)$$

Para evitar los problemas planteados por la posible endogeneidad de los regresores, Kejriwal and Perron (2008, 2010) proponen una regresión dinámica con mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) añadiendo como regresores los *leads* y *lags* de las primeras diferencias de las variables $I(1)$, tal que:

$$y_t = \alpha_j + z'_{bt} \phi_{bj} + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z'_{bt-j} \Pi_{bj} + u_t^*, \quad \text{siendo } T_{i-1} < t \leq T_i \quad (9)$$

para $i=1, \dots, k+1$, donde k es el número de breaks, $T_0 = 0$, $T_{k+1} = T$.

En nuestro caso, el modelo estructural puro aplicado a la relación entre los tipos de cambio reales y la renta sería:

$$rer_t = \alpha_j + y'_{rel\ bt} \phi_{bj} + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z'_{bt-j} \Pi_{bj} + u_t^* \quad (10)$$

donde rer_t es el tipo de cambio real bilateral con respecto al DM (USD en las economías asiáticas), y_{rel} es la renta real per capita con respecto a Alemania, es decir $y_i / y_{Alemania}$ (o con respecto a la renta de EEUU para las economías asiáticas). Tal y como está definido, un aumento de rer_t refleja una apreciación del tipo de cambio real del país i con respecto a Alemania (EEUU).

Para analizar la estabilidad de la relación (10), a partir de los residuos estimados realizamos los tests *sup F* y *UDmax* propuestos por Kejriwal yd Perron (2010) usando como hipótesis nula que no hay cambio estructural. También aplicamos el test secuencial *SEQ* propuesto por estos autores en el que la hipótesis nula es que existen k breaks frente a $k+1$. Como alternativa al procedimiento secuencial estos autores señalan que el número de breaks puede seleccionarse usando criterios de información. Por esta razón, en este trabajo utilizamos tanto el procedimiento secuencial como los criterios de información BIC y LWZ¹².

Teniendo en cuenta que estos tests pueden rechazar la hipótesis nula de estabilidad en la relación incluso cuando la regresión sea meramente espúrea, necesitamos contrastar

¹² No consideramos el criterio AIC porque funciona débilmente en presencia de correlación serial; véase Perron (1997).

que las variables están realmente cointegradas. Para ello Kejriwal (2008) desarrolla un test basado en residuos en el que la hipótesis nula es cointegración con cambio estructural, tal como proponen Arai y Kurozami (2005). Pero mientras que estos autores sólo consideran un break, Kejriwal (2008) amplía el análisis para incluir múltiples cambios estructurales bajo la hipótesis nula. Este test con k breaks es el $\tilde{V}_k(\hat{\lambda})$. Sus valores críticos dependen de las fracciones de los breaks ($\hat{\lambda}$) y, por tanto, tienen que ser simulados.

5.2. El modelo STR

En este trabajo utilizamos la siguiente versión simplificada del modelo de cointegración *Smooth Transition Regression* (STR) propuesto por Saikkonen y Choi (2004):

$$rer_t = \alpha + \beta yrel_t + \delta yrel_t g(vol_t, \theta) + u_t \quad (11)$$

Donde la función de transición es una función logística, es decir,

$$g((vol_t - c); \gamma) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(vol_t - c)}} \quad \gamma > 0 \quad (12)$$

rer_t es el tipo de cambio real frente a Alemania (EEUU), $yrel_t$ es la renta real per capita con respecto a Alemania (EEUU) y vol_t es la volatilidad del tipo de cambio nominal de cada moneda con respecto al DM (USD). La volatilidad del tipo de cambio se ha utilizado como variable de transición¹³. En el modelo (11) la relación entre rer_t y $yrel_t$ puede cambiar dependiendo del valor de la volatilidad vol_t con respecto al parámetro c . El parámetro γ determina la “suavidad” de la transición. Si $\gamma > 0$, cuando el valor de vol_t se encuentra suficientemente por debajo del valor del parámetro c , el coeficiente de $yrel_t$ toma un valor próximo a β . En cambio, cuando el valor de vol_t excede el valor del parámetro c , el coeficiente de $yrel_t$ se aproxima a $(\beta + \delta)$.

Para contrastar la existencia de una relación de cointegración no lineal entre rer_t y $yrel_t$ en (11), contrastamos la estacionariedad del error u_t . Para ello, empleamos los tests propuestos por Choi y Saikkonen (2010) para la hipótesis nula de cointegración en el modelo de regresión no lineal con variables I(1). Estos autores implementan las regresiones *nonlinear least squares* (NLLS) y *nonlinear leads-and-lags regressions* (LL) y calculan los residuos. Después aplican el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) usando subresiduos de tamaño b . Finalmente utilizan el procedimiento de Bonferroni para un número M de estos tests basados en los subresiduos. Siguiendo estos pasos Choi y Saikkonen (2010) definen:

$$C_{NLLS}^{b, \max} = \max(C_{NLLS}^{b, i_1}, \dots, C_{NLLS}^{b, i_M}) \quad (13)$$

$$C_{LL}^{b, \max} = \max(C_{LL}^{b, i_1}, \dots, C_{LL}^{b, i_M}) \quad (14)$$

donde los M tests tienen el mismo tamaño b , pero diferentes puntos de partida i_1, \dots, i_M .

¹³ Naturalmente esta volatilidad es cero cuando un país se incorpora a la unión monetaria europea.

Si los p-valores de estos tests son menores que α/M (donde α es el nivel de significación) la hipótesis nula de cointegración es rechazada.

Para estimar los coeficientes de la relación (11) aplicamos el estimador Gauss-Newton propuesto por Saikkonen y Choi (2004). Este estimador emplea el estimador *nonlinear least squares* (NLLS) como estimador inicial y se basa en regresiones aumentadas con *leads* y *lags*¹⁴. Siempre que los coeficientes δ y γ sean distintos de cero, el modelo (11) muestra una relación no lineal entre el tipo de cambio real y la renta per capita relativa.

Es de esperar que el coeficiente β sea positivo, es decir, que si la renta per capita en el país i aumenta con respecto a la de Alemania (la de EEU para el caso de los países asiáticos), el tipo de cambio real de i debería apreciarse (es decir, rer_t debería aumentar, pues el tipo de cambio nominal está definido como unidades de moneda extranjera por cada unidad de moneda nacional). Puesto que nuestra hipótesis consiste en que cuanto menor sea la volatilidad del tipo de cambio nominal mayor debiera ser la respuesta de rer_t ante cambios en $yrel_t$, el coeficiente del término no lineal δ debería ser negativo.

6. RESULTADOS

Los resultados de los tests de raíces unitarias de Ng y Perron (2001) utilizando como criterio de información el Akaike modificado indican que al 5% sólo puede rechazarse la raíz unitaria en el caso de la renta relativa de Finlandia e Irlanda cuando se considera una constante en el proceso generador de los datos. Sin embargo, los tests ADF realizados utilizando el mismo criterio de información no rechazan que las variables sean $I(1)$ y así es como las consideraremos en este trabajo¹⁵.

Una vez verificado que las series son no estacionarias, aplicamos los tests de cambio estructural de Kejriwal and Perron (2010). Para las economías europeas hemos fijado en 5 el número máximo de cambios estructurales permitidos (lo que implica utilizar un 15% de *trimming*). Tanto la constante como la pendiente de la relación se permite que cambien a lo largo de los distintos regímenes. En la tabla 3 mostramos los resultados de los tests de estabilidad *sup F* y *UDmax*, así como el número de breaks seleccionado por el procedimiento secuencial y por los criterios de información BIC y LWZ.

Puede observarse que, de acuerdo con el procedimiento secuencial, no se obtiene evidencia de cambio estructural en la relación entre los tipos de cambio reales y la renta per capita relativa con respecto a Alemania en ningún país salvo en el caso de Portugal, donde los tests señalan la existencia de un cambio estructural. Sin embargo, atendiendo a los criterios de información BIC y LWZ sí que se observan cambios estructurales en el resto de países de la muestra. Dado el tamaño muestral no parece razonable pensar que hayan ocurrido 4 o más breaks. Por este motivo, los casos en los que se obtengan 4 o más breaks son considerados como evidencia de regresión espúrea en lugar de que haya cointegración con breaks (véase Kejriwal, 2008).

En la tabla 4 se ofrecen los resultados de los tests de cointegración de Arai y Kurozami (2005) cuando se haya obtenido un break y de los modificados por Kejriwal

¹⁴ Saikkonen y Choi (2004) muestran que, a diferencia del estimador NLLS, el estimador Gauss-Newton tiene una distribución normal en el límite, por lo que es eficiente y puede ser utilizado para contrastar las hipótesis estándar.

¹⁵ Para ahorrar espacio no se muestran estos tests, pero están disponibles.

(2008) cuando se haya obtenido más de un break. Los valores críticos de estos tests han sido simulados para las correspondientes fracciones de los breaks ($\hat{\lambda}$). Dichos valores se muestran en la tabla 5. Puede comprobarse que la hipótesis nula de cointegración se rechaza al 5% en el caso de Austria y Holanda. En el resto de países no puede rechazarse que exista cointegración con cambio estructural entre sus tipos de cambio reales y su renta relativa.

Finalmente, en la tabla 6 se muestran las fechas de cambio estructural obtenidas, los parámetros estimados y sus errores estándar con el número de breaks seleccionado por el procedimiento secuencial (sólo en el caso de Portugal) y por los criterios de información. Esto nos permitirá analizar si los coeficientes estimados de la renta relativa son mayores (o al menos positivos y significativos) en los años correspondientes a regímenes de mayor estabilidad cambiaria, tal y como apunta nuestra hipótesis. Para que sea más fácil la comparación entre las fechas obtenidas de los breaks y los regímenes cambiarios existentes en esos momentos, en la última fila se muestran las fechas de los regímenes *de facto* obtenidas de Ilzetzki *et al.* (2011) de acuerdo con la clasificación “coarse”. Puesto que puede rechazarse la existencia de cointegración en Austria y Holanda, no mostramos los resultados correspondientes a estos países.

En el caso de España, Francia (con dos breaks, como indica el criterio BIC) e Irlanda, se observa claramente que en el último régimen determinado endógenamente por los datos (desde 1993q1, 1987q1 y 1996q1, respectivamente) el coeficiente de la renta es positivo y significativo, algo que no sucede en los períodos anteriores. En estos tres países, estos períodos coinciden en gran medida con las fechas que se corresponden con la clasificación (1) de los regímenes de tipos de cambio según Ilzetzki *et al.* (2011). Esta clasificación comprende los regímenes de mayor estabilidad cambiaria. Por lo que respecta a Portugal, en el modelo que considera tres breaks (de acuerdo con el criterio LWZ), también es positivo y significativo al 5% el coeficiente de la renta asociado al último periodo determinado por los datos (a partir de 1991q4) el cual, aunque en menor medida, también está próximo en el tiempo al comienzo del régimen cambiario (1) en 1993m7.

En Finlandia el coeficiente positivo y significativo de la renta correspondiente al último período determinado por los datos puede asociarse al régimen (1) de mayor estabilidad cambiaria, pero también resulta significativo el coeficiente del periodo comprendido entre 1981q2 y 1993q2 en el que el régimen imperante haría pensar en una menor estabilidad del tipo de cambio.

En cuanto a los países asiáticos analizados, debido a que la serie de datos de Malasia es más corta, hemos permitido como máximo 3 breaks (por lo que el *trimming* empleado en las series es un 20%). Puede comprobarse que no puede rechazarse la hipótesis nula de cointegración. En cuanto a las fechas de cambio estructural obtenidas, en la tabla 6 se observa que en Corea (con dos breaks, de acuerdo con el criterio de información LWZ), son significativos los coeficientes de la renta con anterioridad a 1997q3. A partir de ese momento el coeficiente deja de ser significativo (lo que se corresponde con regímenes de tipos de cambio más próximos a la flotación). En el caso de Malasia, con un break (tal y como indica el criterio LWZ) el coeficiente positivo de la renta sólo es significativo a partir de 1997q3 (lo que se aproxima bastante en el tiempo al periodo de tipos de cambio fijos que se inició en 1998m10 hasta el final del periodo muestral¹⁶).

¹⁶ En cambio, tanto en el caso de Corea como en el de Malasia, cuando se considera el número de breaks determinado por el criterio de información BIC, no puede establecerse claramente que la renta explique mejor los tipos de cambio reales en los periodos de mayor estabilidad cambiaria.

En resumen, una parte importante de los resultados obtenidos parecen avalar nuestra hipótesis. Los países de la muestra en los que se observa más claramente esta relación son, dentro del grupo de los europeos, Francia, España, Irlanda y Portugal. También la evidencia es bastante clara en Corea y Malasia cuando el número de cambios estructurales se determina con el criterio LWZ.

Por lo que respecta a los países europeos de la muestra, especialmente en el caso de España, Irlanda y Portugal, cabe pensar que el propio funcionamiento de la unión monetaria ha contribuido a reforzar la relación entre la renta y los tipos de cambio reales. Disfrutar de tipos de interés reales más bajos acrecentó la presión de la demanda (el déficit por cuenta corriente y la burbuja inmobiliaria especialmente en España e Irlanda) e impulsó el precio de los no comerciables. Si bien es cierto que la relación entre la renta y los tipos de cambio reales se establece normalmente a través de su influencia sobre el precio de los no comerciables, no es menos cierto que la presión de la demanda también pudo provocar apreciaciones de los tipos de cambio reales al elevar el precio de los bienes comerciables que no operaban en competencia perfecta, como consecuencia de las prácticas de *pricing to market* (Krugman, 1987). Esto también pudo contribuir a que estos países presentaran tasas de inflación persistentemente más altas que las de Alemania.

El hecho de que tuvieran tasas de inflación superiores a Alemania pudo influir en que las empresas ganaran poder de mercado en términos relativos y trasladaran a precios los cambios en los costes (si no ya las depreciaciones puesto que no eran posibles, sí la presión de los salarios, etc). Según Taylor (2000), tasas de inflación bajas y estables reducen el grado en el que las empresas trasladan a precios los aumentos de costes. Este hecho obedece a que los cambios en los costes se perciben como menos persistentes cuando la tasa de inflación es reducida y estable. Angeloni *et al.* (2006) obtienen que si bien en todos los países analizados (Alemania, Francia, Bélgica, Italia, España, UK y EEUU) la persistencia de la inflación se redujo entre 1993 y 1997, el nivel de persistencia de la inflación en España en 1997 era bastante más elevado que en el resto de países analizados y, además, ese nivel de persistencia no se redujo después de esa fecha, al menos hasta 2004 que es cuando acaba su periodo muestral. Es más, aumentó en el periodo 1999-2002. Obtienen además que el cambio estructural en la persistencia de la inflación (en la reducción de la misma) es más evidente en Alemania y Francia que en el resto de países europeos analizados. En consecuencia, es posible que mientras que cuando Alemania experimenta presiones de demanda su baja inflación haga que esa presión no se traslade a precios y salarios (además de la política de contención de precios y salarios alemanes), en España, Irlanda y Portugal se produzca esa traslación en mayor medida¹⁷.

Además, estas economías con anterioridad a la unificación monetaria habían presentado, en general, una mayor volatilidad de su tipo de cambio nominal con respecto al marco alemán que otras como Austria, Holanda o Bélgica, por lo que al eliminarse la fluctuación de los tipos de cambio nominales puede haberse observado más claramente el efecto de la renta sobre los tipos de cambio reales, especialmente a través de los precios de los no comerciables.

Ahora bien, incluir en el estudio a una serie de economías asiáticas, en particular a Corea y Malasia, nos ha permitido observar que la relación entre la renta y los tipos de

¹⁷ A este respecto, no pueden olvidarse los factores estructurales. En el caso de los servicios, los salarios constituyen el más importante componente de los costes. En consecuencia, el sistema de negociación colectiva existente condiciona la traslación de la presión de la demanda a los precios. De igual modo, si en estos países existe una menor competencia en el sector servicios, las consecuencias sobre los precios de los mismos son claras.

cambio reales también parece manifestarse más claramente en aquellos periodos caracterizados por regímenes de mayor estabilidad cambiaria en países que no comparten una moneda común.

Sin embargo, como a posteriori siempre puede buscarse algún tipo de justificación a las fechas de cambio estructural obtenidas al aplicar una metodología de cointegración con cambio estructural y, además, y muy importante, puesto que es posible que otros factores distintos a la estabilidad cambiaria (pero que hubieran sido coetáneos a estos) pudieran ser los causantes de los cambios estructurales encontrados¹⁸, para analizar la robustez de los resultados hemos aplicado un análisis de cointegración basado en un modelo STR en el que la variable de transición es la volatilidad del tipo de cambio nominal. Por tanto, en este caso no utilizamos como “dados” los países en los que ha habido cambios de régimen cambiario *de facto* según la información proporcionada por Ilzetzki *et al.* (2011), lo que nos llevaba a no considerar a Bélgica, por ejemplo, en el análisis.

En la tabla 7 se muestran los resultados de los tests de cointegración $C_{LL}^{b,max}$ y $C_{NLLS}^{b,max}$. Puede observarse que la hipótesis nula de cointegración se rechaza al 5% en Austria, Holanda e Italia. También en Irlanda de acuerdo con el test $C_{NLLS}^{b,max}$ y al 10% con el $C_{LL}^{b,max}$.

En la tabla 8 se muestran los coeficientes de la relación estimada, para los países en los que no puede rechazarse que exista cointegración, con los estimadores Gauss–Newton *one step*¹⁹ y con los estimadores NLLS. En todos los países analizados para los que se obtuvo cointegración, el coeficiente asociado a la renta β es positivo y significativo, salvo en Finlandia. Por otra parte, el parámetro δ es negativo²⁰, por lo que siempre que la volatilidad del tipo de cambio nominal esté por encima del valor estimado para el *threshold* c , el coeficiente asociado a la renta tendería a $(\beta + \delta)$ y, por tanto, sería menor que el asociado a la renta cuando la volatilidad cambiaria estuviera por debajo de c .

Por lo que respecta a los países asiáticos, la hipótesis nula de cointegración no puede rechazarse en el caso de Corea, aunque sí en el caso de Malasia al 10% con los tests $C_{LL}^{b,max}$. De acuerdo con los estimadores Gauss–Newton y NLLS, puede observarse en la tabla 8 que β es positivo y significativo en Corea y que el parámetro δ es negativo²¹.

En resumen, en la tabla 8 puede observarse que en todos los países de la muestra en los que se ha obtenido cointegración, el parámetro de la renta es positivo y significativo (excepto en Finlandia) y el coeficiente asociado al efecto de la volatilidad sobre el coeficiente de la renta es negativo (salvo en Finlandia). Luego, exceptuando este país (en el que el coeficiente de la renta no es significativo) en todos los países de la muestra en los

¹⁸ De hecho, Betts and Kehoe (2008) señalan que el peso de los no comerciables a la hora de explicar las fluctuaciones del tipo de cambio real es mayor en aquellos países que presentan una mayor dependencia comercial entre ellos. Podría ser posible que esta fuera la causa de los cambios estructurales encontrados si dicha dependencia hubiese aumentado al tiempo que la estabilidad cambiaria crecía.

¹⁹ Se muestran para $k=1$; los resultados obtenidos para $k=2$ y $k=3$ son muy similares. k indica el número de *lags* y *leads* considerado.

²⁰ Téngase en cuenta que para los coeficientes que inducen no linealidad, los errores estándar no pueden ser utilizados de la manera convencional para contrastar si dichos coeficientes son significativamente distintos de cero. Esto es debido a que, bajo la hipótesis nula, algunos parámetros del modelo no están identificados (véase Choi y Saikkonen, 2010).

²¹ En el caso de Malasia, β no es significativo de acuerdo con el estimador *one-step*, pero lo es al 10% con el *two-step*, cuyos resultados no se muestran para ahorrar espacio. En ambos casos el parámetro δ estimado es negativo, como cabría esperar según nuestra hipótesis.

que se ha obtenido cointegración, los parámetros estimados parecen apoyar nuestra hipótesis²².

7. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos utilizado distintas medidas de descomposición de la varianza de los tipos de cambio reales bilaterales de una serie de países europeos frente al marco alemán y de un conjunto de economías asiáticas con respecto al dólar estadounidense. Los resultados obtenidos revelan que en los regímenes de mayor estabilidad cambiaria los movimientos de los precios relativos de los no comerciables explican en mayor medida las fluctuaciones de los tipos de cambio reales, a diferencia de lo que sugiere Engel (1999). Por tanto, el régimen cambiario no es neutral a la hora de establecer la importancia del precio relativo de los no comerciables en las fluctuaciones del tipo de cambio real.

Esto nos ha llevado a preguntarnos si, en consecuencia, las variables que determinan la evolución de dichos precios también explican en mayor grado la evolución de los tipos de cambio reales durante los regímenes de tipos de cambio fijos o casi fijos. La renta es una de las variables manejada ampliamente en la literatura como factor determinante del precio de los no comerciables, bien para recoger los efectos de la demanda sobre dicho precio o bien como proxy de las productividades sectoriales relativas (para incorporar, por el lado de la oferta, el efecto BS).

Para contrastar esta hipótesis hemos aplicado un análisis de cointegración que permite la existencia de múltiples cambios estructurales en la relación entre los tipos de cambio reales y la renta relativa. Siguiendo la metodología propuesta por Kejriwal y Perron (2008, 2010) y Kejriwal (2008) hemos obtenido que, en buena parte de los países considerados, las fechas de los regímenes determinados endógenamente por los datos en los que el coeficiente de la renta es positivo y significativo pueden asociarse bastante claramente a las fechas de los regímenes de tipos de cambio fijos o casi fijos *de facto* proporcionadas por Ilzetzki *et al.* (2011).

Teniendo en cuenta que esta asociación podría deberse a otro factor que no fuera el régimen cambiario pero que se hubiera desarrollado paralelamente a él (como sería el caso del Mercado Único en los países europeos al tiempo que se fue reduciendo la flexibilidad cambiaria hasta culminar en la unificación monetaria), para garantizar la robustez de nuestros resultados hemos aplicado un modelo de cointegración STR propuesto por Saikkonen y Choi (2004) y Choi y Saikkonen (2010) en el que la variable de transición ha sido la volatilidad del tipo de cambio nominal. Los resultados obtenidos parecen reforzar los conseguidos con el análisis de cointegración con cambio estructural, pues en la mayoría de los países en los que no puede rechazarse que exista cointegración entre los tipos de cambio reales y la renta, el coeficiente asociado a esta última es menor cuando la volatilidad está por encima del *threshold* estimado, tal y como apuntaba nuestra hipótesis. Dicha hipótesis podría constituir, por tanto, una explicación alternativa a la proporcionada por Bergin *et al.* (2006), Taylor y Taylor (2004) y Lothian y Taylor (2008) sobre la posible no linealidad del efecto BS.

²² Los resultados obtenidos para los países europeos cuando la muestra termina en 2007q3 son similares y los signos de los parámetros estimados se mantienen. La diferencia más significativa es que, de acuerdo con los tests $C_{LL}^{b,max}$, podría rechazarse la existencia de cointegración en el caso de Bélgica.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Angeloni, I.; Aucremanne, L. y Ciccarelli, M. (2006). "Price setting and inflation persistence: did EMU matter?", *Economic Policy* 21 (46), 353-387.

Arai, Y. y Kurozumi, E. (2005). "Testing for the null hypothesis of cointegration with structural breaks", CIRJE Discussion Papers F-319, University of Tokyo.

Balassa, B. (1964). "The Purchasing Power Parity doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economy* 72 (6), 584-596.

Bergin, P. R.; Glick, R. y Taylor, A. M. (2006). "Productivity, tradability, and the long-run price puzzle", *Journal of Monetary Economics* 53, 2041-2066.

Bergstrand, J. H. (1991). "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence", *The American Economic Review* 81(1), 325-334.

Betts, C. M. y Kehoe, T. J. (2008). "Real Exchange Rate Movements and the Relative Price of Non-traded Goods". Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report 415.

Broda, C. (2006). "Exchange rate regimes and national price levels", *Journal of International Economics* 70, 52-81.

Burstein, A.; Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2006). "The importance of nontrable goods' prices in cyclical real exchange rate fluctuations", *Japan and the World Economy* 18, 247-253.

Choi, I. y Saikkonen, P. (2010). "Test for nonlinear cointegration", *Econometric Theory* 26 (3), 682-709.

Delgado, F. (1991). "Hysteresis, Menu Costs and Pricing with Random Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics* 28, 461-484.

Dixit, A. K. (1989). "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass Through", *Quarterly Journal of Economics* 104, 205-228.

Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy* 84, 1161-1176.

Drine, I. y Rault, C. (2003). "Do Panel Data Permit to Rescue the Balassa-Samuelson Hypothesis for Latin American Countries?", *Applied Economics* 35(3), 351-361.

Engel, C. (1999). "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes", *Journal of Political Economy* 107, 507-38.

Engle, C. y Rogers, J. H. (2004). "European product market integration after the euro", *Economic Policy* 19 (39), 347-384.

Faria, J. R. y León-Ledesma, M. (2003). "Testing the Balassa-Samuelson effect: Implications for growth and the PPP", *Journal of Macroeconomics* 25 (2), 241-253.

Frankel, J. A. (1979). "On the Mark: a Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *The American Economic Review* 69, 610-622.

Froot, K.A. y Rogoff, K. (1995). "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates". in Grossman. G. y K. Rogoff (eds.). *Handbook of International Economics*. Vol. III. Elsevier Science B.V., 1647-1688.

Goldfajn, I. y Valdes, R. (1999). "The aftermath of appreciations", *Quarterly Journal of Economics* CXIV (1), 229-262.

Ilzetzki, E. O., Reinhart, C. y Rogoff, K. (2011). "The Country Chronologies and Background Material to Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold?", disponible en http://personal.lse.ac.uk/ilzetzki/data/ERA-Country_Chronologies_2011.pdf

Iwatsubo, K. (2004). "Which Accounts for Real Exchange Rate Fluctuations. Deviations from the Law of One Price or Relative Price of Nontraded Goods?". Center for Economic Institutions Working Paper Series No. 2004-22.

Kejriwal, M. (2008). "Cointegration with structural breaks: an application to the Feldstein-Horioka Puzzle", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 12(1), artículo 3.

Kejriwal, M. y Perron, P. (2008). "The limit distribution of the estimates in cointegrated regression models with multiple structural changes", *Journal of Econometrics* 146, 59-73.

Kejriwal, M. y Perron, P. (2010). "Testing for Multiple Structural Changes in Cointegrated Regression Models", *Journal of Business and Economic Statistics* 28(4), 503-522.

Krugman, P. (1987). "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes", en *Real-financial linkages among open economies*, S. W. Arndt y J. D. Richardson (eds.), MIT Press, Cambridge, 49-70.

Lane, P. R. y Milesi-Ferretti, G. M. (2004). "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates", *Review of Economics and Statistics* 58 (4), 841-857.

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.

Mendoza, E. (2000). "On the instability of variance decompositions of the real exchange rate across exchange-rate-regimes: evidence from Mexico and the United States". National Bureau of Economic Research 7768.

Mussa, M. (1982). "A Model of Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy* 90, 74-104.

Naknoi, K. (2004). "Real Exchange Rate Fluctuations and Endogenous Tradability". Stanford Institute for Economic Policy Research Discussion Paper No. 03-17.

Naknoi, K. (2008). "Real exchange rate fluctuations. endogenous tradability and exchange rate regimes", *Journal of Monetary Economics* 55, 645-663.

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.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (2000). “New directions for stochastic open economy models”. *Journal of International Economics* 50(1), 117–153.

Perron, P. (1997). “L'estimation de modèles avec changements structurels multiples”, *Actualité Économique* 73, 457-505.

Reinhart, C. y Rogoff, K. (2004). “The Modern History of Exchange Rate Arrangements: a Reinterpretation”, *Quarterly Journal of Economics* 119(1), 1-48.

Rogers, J. H. (2001). “Price level Convergence, Relative Prices and Inflation en Europe”, International Finance Discussion Papers 699, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Roll, R. (1979). “Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets”, en International Finance and Trade, vol. 1, M. Sarnat y G. P. Szegö (eds.), Cambridge, Massachusetts, 133-176.

Saikkonen, P. y Choi, I. (2004). “Cointegrating smooth transition regressions”, *Econometric Theory* 20, 301-340.

Samuelson, P. (1964). “Theoretical notes on trade problems”, *Review of Economics and Statistics* 46 (2), 145-154.

Taylor, J. B. (2000). “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review* 44, 1389-1408.

Taylor, A. M. y Taylor, M. P. (2004). “The purchasing power parity debate”, *Journal of Economic Perspectives* 18(4), 135–58.

Tabla 1. Medidas del peso de las fluctuaciones de $nrer_t$ sobre rer_t (tipos bilaterales frente al DM)

	$\frac{std(nrer)}{std(rer)}$	$\frac{var(nrer)}{var(nrer) + var(trer)}$	L_N $cov(trer, nrer) > 0$	U_N $cov(trer, nrer) > 0$	B_2
Austria Δ 1mes					
1973m1-1980m7 (2)	1.575	0.489	-1.592	2.482	0.435
1980m8-2007m9 (1)	2.192	0.564	-2.712	4.806	1.051
España Δ 1 mes					
1981m1-1994m4 (2)	0.420	0.164	0.097	0.177	0.135
1994m5-2007m9 (1)	0.769	0.418	0.175	0.592	0.382
Finlandia Δ 1 mes					
1973m1-1992m8 (2)	0.473	0.188	0.038	0.223	0.132
1992m9-1993m3 (5)	0.256	0.101	0.065	0.414	0.271
1993m4-1994m12 (2)	0.184	0.032	-0.008	0.034	-0.008
1995m1-2007m9 (1)	1.040	0.516	-0.013	1.083	0.533
Portugal Δ 1 mes					
1981m2-1993m6 (2)	0.825	0.402	-0.012	0.682	0.358
1993m7-2007m9 (1)	0.915	0.350	-0.551	0.838	0.142
Irlanda Δ 1 mes					
1979m4-1996m10 (2)	0.793	0.471	0.294	0.629	0.463
1996m11-2007m9 (1)	1.159	0.445	-0.674	1.343	0.383
Holanda Δ 1 mes					
1973m1-1983m2 (2)	0.925	0.395	-0.309	0.855	0.280
1983m3-2007m9 (1)	1.242	0.682	0.282	1.544	0.913
Italia Δ 1 mes					
1981m1-1982m12 (3)	0.491	0.137	-0.517	0.241	-0.136
1983m1-1992m8 (2)	0.750	0.330	-0.138	0.562	0.228
1992m9-1993m3 (5)	0.166	0.027	0.027	0.036	0.108
1993m4-1996m11 (2)	0.159	0.024	-0.009	0.025	0.006
1996m12-2007m9 (1)	1.216	0.643	0.179	1.479	0.813

Notas: en la primera columna se muestran las fechas correspondientes a los distintos regímenes cambiarios *de facto* según la “coarse classification” de Ilzetzki *et al.* (2011). Los códigos de esta clasificación son:

(1) Otra divisa como moneda de curso legal (habitualmente dolarización), uniones monetarias, cajas de conversión, anuncio de tipos de cambio fijos con bandas horizontales menores o iguales a $\pm 2\%$ y tipos de cambio fijos *de facto*.

(2) Anuncio de paridad fija deslizante, anuncio de bandas de fluctuación deslizantes menores o iguales a $\pm 2\%$, paridad fija deslizante *de facto* y bandas de fluctuación deslizantes menores o iguales a $\pm 2\%$ *de facto*.

(3) Anuncio de bandas de fluctuación deslizantes mayores o iguales a $\pm 2\%$, bandas de fluctuación deslizantes menores o iguales a $\pm 5\%$ *de facto*, bandas de fluctuación menores o iguales a $\pm 2\%$ y flotación controlada.

(4) Flotación libre.

(5) “Freely falling”.

(6) Mercado dual en el que no se dispone de los datos del mercado paralelo.

**Tabla 2. Medidas del peso de las fluctuaciones de $nrer_t$ sobre rer_t
(tipos bilaterales frente al USD)**

	$\frac{std(nrer)}{std(rer)}$	$\frac{var(nrer)}{var(nrer) + var(trer)}$	L_N $cov(trer, nrer) > 0$	U_N $cov(trer, nrer) > 0$	B_2
Corea Δ 1 mes					
1973m1-1974m4 (3)	1.630	0.331	-4.372	2.658	-0.210
1974m5-1980m2 (1)	0.718	0.404	0.242	0.515	0.378
1980m3-1997m11 (2)	0.487	0.207	0.090	0.237	0.157
1997m12-1998m6 (5)	0.174	0.037	0.030	0.201	0.089
1998m7-2010m12 (3)	0.407	0.115	-0.269	0.166	-0.041
Tailandia Δ 1 mes					
1973m1-1997m6 (1)	0.723	0.280	-0.345	0.522	0.084
1997m7-1997m12 (5)	0.136	0.022	0.018	0.175	0.185
1998m1-2010m12 (3)	0.379	0.127	0.011	0.144	0.076
Malasia Δ 1 mes					
1986m1-1997m7 (2)	0.747	0.285	-0.397	0.557	0.112
1997m8-1998m9 (4)	0.248	0.090	0.061	0.377	0.230
1998m10-2005m6 (1)	2.706	0.510	-6.039	7.321	0.597
2005m7-2010m12 (2)	1.301	0.401	-1.533	1.694	0.031

Notas: en la primera columna se muestran las fechas correspondientes a los distintos regímenes cambiarios *de facto* según la “coarse classification” de Ilzetzki *et al.* (2011). Los códigos de esta clasificación son:

- (1) Otra divisa como moneda de curso legal (habitualmente dolarización), uniones monetarias, cajas de conversión, anuncio de tipos de cambio fijos con bandas horizontales menores o iguales a $\pm 2\%$ y tipos de cambio fijos *de facto*.
- (2) Anuncio de paridad fija deslizando, anuncio de bandas de fluctuación deslizando menores o iguales a $\pm 2\%$, paridad fija deslizando *de facto* y bandas de fluctuación deslizando menores o iguales a $\pm 2\%$ *de facto*.
- (3) Anuncio de bandas de fluctuación deslizando mayores o iguales a $\pm 2\%$, bandas de fluctuación deslizando menores o iguales a $\pm 5\%$ *de facto*, bandas de fluctuación menores o iguales a $\pm 2\%$ y flotación controlada.
- (4) Flotación libre.
- (5) “Freely falling”.
- (6) Mercado dual en el que no se dispone de los datos del mercado paralelo.

Tabla 3. Tests de cambio estructural de la relación

$$rer_t = \alpha_j + y'_{rel\,bt} \phi_{bj} + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z'_{bt-j} \Pi_{bj} + u_t^*$$

	AUS	ESP	FIN	FRA	HOL	IRL	ITA	POR
sup $F(1)$	7.537	4.275	5.248	9.303	7.536	8.261	5.911	17.588***
sup $F(2)$	6.279	5.178	5.429	5.630	4.392	6.026	4.025	4.302
sup $F(3)$	4.455	3.560	4.649	4.155	3.398	5.276	3.463	3.443
sup $F(4)$	3.605	2.846	3.904	3.136	3.171	4.472	2.822	2.854
sup $F(5)$	3.049	2.491	3.345	2.586	2.691	3.719	2.860	2.343
$UD\,max$	7.537	5.178	5.429	9.303	7.536	8.261	5.911	17.588***
(S)	0	0	0	0	0	0	0	1
(B)	3	2	4	2	4	3	4	4
(L)	2	2	2	1	2	2	4	3
	COR	MAL						
sup $F(1)$	7.816	8.788						
sup $F(2)$	4.853	4.634						
sup $F(3)$	4.226	3.387						
$UD\,max$	7.816	8.788						
(S)	0	0						
(B)	3	2						
(L)	2	1						

Nota: los valores críticos de estos tests se han obtenido de Kejriwal y Perron (2010), Tabla 1, $q_b = 1$.

Tabla 4. Tests de cointegración Arai-Kurozumi-Kejriwal con múltiples cambios estructurales en la relación

$$rer_t = \alpha_j + y'_{rel\,bt} \phi_{bj} + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z'_{bt-j} \Pi_{bj} + u_t^*$$

	$\tilde{V}_1(\hat{\lambda})$	$\hat{\lambda}_1$		$\tilde{V}_2(\hat{\lambda})$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$		$\tilde{V}_3(\hat{\lambda})$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$
FRA	0.064	0.21	AUS	0.196**	0.18	0.37	AUS	0.081**	0.18	0.37	0.58
POR	0.065	0.32	ESP	0.053	0.32	0.51	IRL	0.037	0.14	0.43	0.67
MAL	0.057	0.32	FIN	0.062	0.25	0.65	POR	0.051	0.17	0.37	0.60
			FRA	0.071	0.23	0.44	KOR	0.034	0.20	0.40	0.65
			HOL	0.119**	0.44	0.89					
			KOR	0.036	0.22	0.65					
			MAL	0.044	0.32	0.72					

Nota: (**) indica que la hipótesis nula de cointegración se rechaza al 5%. Los valores críticos de los tests $\tilde{V}_1(\hat{\lambda})$, $\tilde{V}_2(\hat{\lambda})$ y $\tilde{V}_3(\hat{\lambda})$ han sido simulados. Estos valores se ofrecen en la tabla 5.

Tabla 5. Valores críticos de los tests de cointegración Arai-Kurozumi-Kejriwal

$\tilde{V}_1(\hat{\lambda})$	1%	5%	10%
FRA	0.346	0.215	0.161
POR	0.255	0.163	0.127
MAL	0.256	0.163	0.127
$\tilde{V}_2(\hat{\lambda})$	1%	5%	10%
AUS	0.225	0.134	0.104
ESP	0.156	0.096	0.076
FIN	0.125	0.083	0.068
FRA	0.184	0.115	0.087
HOL	0.166	0.106	0.084
COR	0.135	0.085	0.070
MAL	0.113	0.0817	0.066
$\tilde{V}_3(\hat{\lambda})$	1%	5%	10%
AUS	0.109	0.070	0.057
IRL	0.085	0.061	0.050
POR	0.105	0.067	0.054
COR	0.084	0.060	0.049

Nota: estos valores críticos se han obtenido mediante simulación usando 500 *steps* y 2000 *replications*.

Tabla 6. Coeficientes estimados y fechas de los cambios estructurales de la relación $rer_t = \alpha_j + y'_{rel\,bt} \phi_{bj} + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z'_{bt-j} \Pi_{bj} + u_t^*$

	ESP (L, B)	FIN (L)	FRA (L)	FRA (B)	IRL (L, B)	POR (S)	POR (L)	COR (L)	COR (B)	MAL (L)	MAL (B)
α_1	0.383 (0.029)**	3.475 (0.030)**	3.414 (0.016)**	3.424 (0.016)**	6.923 (0.038)**	2.311 (0.023)**	0.024 (0.043)	-11.320 (0.086)**	-12.041 (0.090)**	4.734 (0.059)**	4.537 (0.053)**
α_2	-0.047 (0.037)	3.598 (0.023)**	3.427 (0.008)**	3.458 (0.015)**	5.381 (0.027)**	1.143 (0.017)**	3.826 (0.038)**	-5.843 (0.062)**	-1.963 (0.090)**	1.058 (0.041)**	4.462 (0.048)**
α_3	0.880 (0.023)**	3.492 (0.023)**		3.425 (0.009)**	5.202 (0.030)**		0.259 (0.034)**	-4.895 (0.069)**	-4.663 (0.079)**		6.198 (0.057)**
α_4					5.506 (0.025)**		1.097 (0.025)**		-4.843 (0.068)**		
ϕ_1	0.572 (1.187)	0.853 (0.890)	-0.217 (1.480)	-0.478 (1.479)	3.444 (2.881)	3.059 (0.919)**	0.341 (1.690)	2.326 (1.124)**	2.523 (1.211)**	0.684 (0.821)	0.524 (0.726)
ϕ_2	-0.490 (2.033)	0.943 (0.403)**	1.197 (0.261)**	-0.251 (0.938)	-0.207 (0.765)	1.648 (0.235)**	4.834 (2.544)*	0.806 (0.276)**	-0.176 (0.956)	1.328 (0.583)**	0.600 (1.323)
ϕ_3	1.504 (0.442)**	0.943 (0.322)**		1.187 (0.382)**	-0.474 (0.501)		0.671 (0.596)	0.518 (0.611)	0.540 (0.585)		1.389 (1.146)
ϕ_4					0.605 (0.212)**		1.570 (0.526)**		0.506 (0.602)		
\hat{T}_1	1988q4	1981q2	1980q3	1980q3	1983q2	1984q2	1978q4	1981q4	1980q4	1997q3	1997q3
\hat{T}_2	1993q1	1993q2		1987q1	1990q2		1984q3	1997q3	1988q1		2004q4
\hat{T}_3					1996q1		1991q4		1997q3		
Clasificación <i>de facto</i> de los regímenes de tipo de cambio (Ilzetzki <i>et al.</i> , 2011)	81m1-94m4 (2) 94m5- (1)	73m1-92m8 (2) 92m9-93m3 (5) 93m4-94m12 (2) 95m1- (1)		73m1-74m3 (2) 74m4-74m6 (3) 74m7-86m12 (2) 87m1- (1)	79m4-96m10 (2) 96m11- (1)		73m1-73m3 (1) 73m4-81m1 (3) 81m2-93m6 (2) 93m7- (1)		73m1-74m4 (3) 74m5-80m2 (1) 80m3-97m11 (2) 97m12-98m6 (5) 98m7-10m12 (3)		91m1-97m7 (2) 97m8-98m9 (4) 98m10-05m6 (1) 05m7-10m12 (2)

Notes: los errores estándar se muestran entre paréntesis. Los códigos de la clasificación “coarse” de los regímenes cambiarios *de facto* según Ilzetzki *et al.* (2011) se muestran en las tablas 1 y 2.

Tabla 7. Tests de cointegración de la relación $rer_t = \alpha + \beta yrel_t + \delta g(vol_t) yrel_t + u_t$

	$C_{LL}^{b,\max}$			$C_{NLLS}^{b,\max}$
	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	
Austria	0.000258** 67	0.000235** 67	0.000267** 66	0.001516** 49
Bélgica	0.097535 51	0.101604 55	0.114111 57	0.071676 52
España	0.539206 54	0.404399 57	0.458720 56	0.552185 55
Finlandia	0.131138 57	0.153866 56	0.161529 55	0.058717 69
Francia	0.058894 59	0.447641 76	0.195928 63	0.102643 61
Holanda	0.005077** 65	0.006654** 63	0.006572** 61	0.003462** 62
Irlanda	0.021074* 47	0.060185* 40	0.036758* 38	0.005715** 59
Italia	0.006089** 60	0.005499** 58	0.004245** 34	0.006164** 59
Portugal	0.555763 64	0.006756 70	0.003489 69	0.516570 76
Corea	0.319802 73	0.296014 73	0.281031 73	0.334387 74
Malasia	0.018637* 38	0.002141* 38	0.002833* 38	0.324256 46

Notas: en la primera fila se muestran los p-valores y en la segunda el valor de b elegido siguiendo la *minimum volatility rule* propuesta por Choi y Saikkonen (2010). k es el número de *leads* y *lags* considerado. (**), (*) indican que la hipótesis nula de cointegración se rechaza al 5% o al 10%, respectivamente.

Tabla 8. Estimadores Gauss–Newton one step y estimadores NLLS de la relación

$$rer_t = \alpha + \beta yrel_t + \delta g(vol_t) yrel_t + u_t$$

	k	α	β	δ	γ	c
Bélgica						
O/S	1	1.618029 (0.023062)	1.952888 (1.133828)	-0.925801 (1.194548)	15.241557 (112.703619)	0.689673 (0.312806)
NLLS		1.611549	1.715784	-0.984144	20.499950	0.709467
España						
O/S	1	1.062583 (0.367452)	1.870340 (0.810375)	-0.174341 (0.186215)	47.114250 (147.73584)	0.084235 (0.236677)
NLLS		0.937514	1.646594	-0.167827	36.000156	0.149230
Finlandia						
O/S	1	3.535851 (0.026884)	0.988229 (0.688422)	0.374739 (0.931354)	1.479287 (257.874695)	0.669897 (0.323325)
NLLS		3.526347	0.669128	0.632381	33.000006	0.691384
Francia						
O/S	1	3.414005 (0.007636)	0.856867 (0.283308)	-0.693776 (0.491117)	123.447558 (79.982807)	0.971254 (0.176311)
NLLS		3.415211	0.957387	-1.009428	25.000052	0.969861
Portugal						
O/S	1	1.362719 (0.238308)	1.95738 (0.299259)	-0.053994 (0.061259)	8.694512 (195.319276)	1.004694 (0.471952)
NLLS		1.314750	1.899846	-0.048554	23.999888	0.931530
Corea						
O/S	1	-4.271150 (0.458127)	0.430971 (0.113521)	-0.034945 (0.021638)	3.423419 (10.808418)	5.624528 (1.381883)
NLLS		-4.353879	0.449418	-0.034873	3.011292	5.667699
Malasia						
O/S	1	4.190468 (0.587723)	0.448968 (1.110181)	-0.057393 (1.049218)	21.830561 (283.108458)	0.254895 (2.703885)
NLLS		4.377830	0.569973	-0.098621	18.500000	0.100000

Notas: errores estándar entre paréntesis. k indica el número de *leads* y *lags* considerado.