

¿Se pueden replicar las propiedades estocásticas del tipo de cambio con un modelo de Equilibrio?

JUAN ÁNGEL JIMÉNEZ MARTÍN*

Dpto. de Fundamentos de Análisis Económico II, Universidad Complutense, Facultad de Económicas y Empresariales, Somosaguas, Madrid, 28223, Spain

Tel.: +34 91 394 23 55. Fax: +34 91 394 2613. E-mail: juanangel@ccee.ucm.es

RESUMEN

El modelo monetario de dos países y dos bienes se ha convertido en una herramienta fundamental para explicar el comportamiento del tipo de cambio. Sin embargo, la popularidad de este enfoque no viene justificada por el apoyo empírico que se ha encontrado en la literatura. Una de las razones que pueden explicar este “fracaso” podría ser el enfoque econométrico utilizado al contrastarlos. En este artículo, se propone un procedimiento alternativo para evaluar la capacidad de ajuste de los modelos de equilibrio del tipo de cambio y se aplica sobre tres modelos teóricos: Lucas (1982), Svensson (1985) y Grilli y Roubini (1992).

Palabras Clave: Tipo de cambio, modelos de equilibrio, estacionalidad

Can Equilibrium Models Replicate the Stochastic Properties of the Exchange Rates?

ABSTRACT

The two-country monetary model has become a fundamental tool for explaining the behavior of the exchange rate. However, the popularity of this approach is not justified by its empirical support. One of the reasons for the empirical “failure” of exchange rate models could be the econometric approach applied. In this paper, an alternative procedure for evaluating the fit of dynamic equilibrium models of exchange rate is suggested. This approach is applied to three theoretical models: Lucas (1982), Svensson (1985), and Grilli and Roubini (1992).

Keywords: exchange rate, equilibrium model, seasonality

* Este artículo se ha beneficiado de las útiles sugerencias y revisiones de Rafael Flores. Además agradezco los comentarios de A. Aznar, M. Gracia, J. M. González-Páramo, J. Del Hoyo y A. Novales y dos referees anónimos. Me gustaría resaltar el apoyo financiero del Ministerio de Educación Español a través del proyecto BEC2003-03965 y a la Fundación Caja Madrid a través de su apoyo financiando la estancia en George Washington University, Washington, D.C., USA.

JEL classification: F31, F37, G15.

Artículo recibido en diciembre de 2004 y aceptado para su publicación en diciembre de 2005.
Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: e-24105.

1. INTRODUCCIÓN

El modelo de agente representativo se ha convertido en una herramienta fundamental para explicar el comportamiento del tipo de cambio. Lucas (1978, 1982), Helpman y Razin (1979, 1982), Stockman (1980, 1983, 1987), Svensson (1985), Hodrick (1989) o Grilli y Roubini (1992), son referencias clásicas.

Sin embargo, utilizando la metodología econométrica habitual, la popularidad de este enfoque no está justificada por el apoyo empírico que ha obtenido. Meese y Rogoff (1983a, b) utilizan una batería de estadísticos para contrastar la superioridad en términos de predicción de un paseo aleatorio, sobre una serie de modelos de determinación del tipo de cambio que consideran un amplio conjunto de variables económicas como regresores. La superioridad se mantiene, incluso cuando en las predicciones de los modelos se utilizan valores históricos reales de los regresores de la regresión. Chinn y Meese (1995) y Mark (1995), obtienen mejores resultados al encontrar capacidad explicativa sobre los tipos de cambio nominales de las variables fundamentales, aventurando que los resultados mejorarían cuando se estudien períodos de tiempo más largos. Recientemente, Kilian (1999) afirma que los resultados de Mark (1995) no son robustos, en el sentido de que ampliar el tamaño muestral no incrementa, sino que reduce, la evidencia de que las variables fundamentales contienen información sobre el tipo de cambio. En resumen, contrastando relaciones lineales entre las variables no se ha encontrado evidencia de tendencias comunes entre los tipos de cambio nominal y las variables fundamentales.

Por otro lado, varios estudios, defienden que la relación entre el tipo de cambio y las variables fundamentales no es lineal, y por lo tanto han analizado la posibilidad de ajustes no lineales en los tipos de cambio. Por ejemplo Taylor y Peel (2000) caracterizan el ajuste no lineal utilizando un modelo autorregresivo de transición suave (*smooth transition autorregressive*, STAR en inglés). Fernández, Sosvilla y Andrada (1999) utilizan el enfoque no paramétrico del vecino más próximo (*nearest-neighbour* en inglés) para explicar la evolución del tipo de cambio. Sin embargo, uno de los problemas técnicos de utilizar modelos no lineales para explicar el comportamiento del tipo de cambio es la dificultad de implementar contrastes robustos en este contexto.

Por lo tanto, después de dos décadas de investigación desde el trabajo de Meese y Rogoff (1983 a, b) el objetivo de utilizar los modelos económicos de determinación del tipo de cambio para mejorar las previsiones del paseo aleatorio se mantiene sin alcanzar. Una posible explicación, como defienden Cheung y Chinn (1999), es simplemente que los modelos económicos de determinación del tipo de cambio no son los apropiados. Otra interpretación, más caritativa con este tipo de modelos, es que los modelos económicos están perfectamente fundamentados, pero es la implementación empírica la que falla.

En la evaluación de los modelos económicos, utilizando el enfoque econométrico tradicional, es necesario hacer supuestos adicionales sobre el comportamiento esto-

cástico de las variables exógenas. La inferencia que se deduce de estos modelos, será válida en la medida que estos supuestos adicionales no modifiquen las características del modelo económico original. También, una práctica habitual en econometría es utilizar variables sin desestacionalizar, evitando analizar las razones económicas que justifican dichos comportamientos. Wallis (1974) demuestra que el ajuste estacional puede distorsionar las relaciones entre las variables. Este es un problema que puede tener relevancia cuando se evalúan los modelos de equilibrio del tipo de cambio. La estacionalidad es una propiedad estadística inherente a las variables que teóricamente determinan el tipo de cambio, sin embargo, la estacionalidad no se reproduce en el tipo de cambio. La práctica habitual ha consistido en eliminar este efecto de los datos, utilizando variables desestacionalizadas.

Este trabajo también evalúa la capacidad de ajuste de un conjunto de modelos de equilibrio de determinación del tipo de cambio utilizando un enfoque distinto. Se plantea si una economía definida con un modelo de equilibrio, podría generar series temporales mensuales del tipo de cambio, con propiedades estadísticas similares a las que se observan en la realidad.¹ Dos aspectos diferencian el enfoque de este trabajo respecto a la práctica econométrica habitual: (1) no se incorporan supuestos adicionales sobre el comportamiento estocástico de las variables del modelo, más allá de los que se implica el modelo teórico (la práctica de imponer un determinado comportamiento estocástico en las variables del modelo, suele estar relacionado con el objetivo de obtener expresiones lineales fáciles de contrastar), y (2) los datos que se utilizan están sin desestacionalizar, lo que evita que las relaciones entre las variables estén alteradas por tal tratamiento.

El análisis desarrollado consiste en identificar las propiedades estocásticas del tipo de cambio generado a partir de un proceso que se deriva a partir de los modelos teóricos de interés. En cada uno de los casos analizados, ese proceso se obtiene a partir de las condiciones de equilibrio del modelo. Éstas se derivan maximizando la función de utilidad del agente representativo sometido a las restricciones de recursos y tecnología. El proceso que define el comportamiento del tipo de cambio teórico es una función no lineal de los parámetros de las preferencias y de las variables fundamentales. Utilizando estas funciones se generan series temporales del tipo de cambio teórico, y sus propiedades estocásticas se comparan con las de las series realmente observadas. El grado de precisión con el que el modelo replica los datos reales se mide utilizando la metodología Box-Jenkins (1970) para el análisis univariante (comparando el grado

¹ Este enfoque aparece en los trabajos de Kydland y Prescott (1982) y Prescott (1986). De forma general, estos autores se preguntan si los datos de una economía real participan de ciertas características con los datos generados de una economía artificial que describe un modelo económico. No se pretende que el modelo explique todas las características de los datos reales, y tampoco se pretende añadir componentes aleatorios adicionales para replicar a los datos reales con mayor precisión.

de integración y la estructura autorregresiva) y la posible relación de cointegración entre las series teóricas del tipo de cambio y las realmente observadas.²

El análisis se realiza para tres modelos que se consideran elementales en la aparición y evolución de los modelos de equilibrio, como herramienta para explicar el comportamiento del tipo de cambio: (1) Lucas (1982), (2) Svensson (1985), y (3) Grilli y Roubini (1992). La moneda de referencia que se utiliza es el tipo de cambio mensual libra/dólar (GBP/USD).

Los resultados apoyan las conclusiones de estudios anteriores en lo que se refiere a los modelos tipo Lucas (1982) y Svensson (1985). Sin embargo, en el caso de los modelos tipo Grilli y Roubini (1992) parece haber evidencia de cierta capacidad de replicar el comportamiento del tipo de cambio. Adicionalmente, el estudio aporta información relevante sobre la forma en la que afecta al contraste empírico de estos modelos, la presencia de estacionalidad en las variables que teóricamente determinan el tipo de cambio. En este sentido, se pone de manifiesto la necesidad de establecer un mecanismo para adaptar el modelo teórico a la realidad, considerando la posible presencia de estacionalidad en ciertas variables del modelo, cómo alternativa a la necesidad de desestacionalizar los datos como paso previo a cualquier contraste empírico.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: la Sección II presenta una breve revisión de los modelos de equilibrio del tipo de cambio. La Sección III muestra las simulaciones realizadas, el análisis univariante de las series temporales del tipo de cambio teórico y el resultado del análisis de cointegración entre el tipo de cambio teórico y el observado. Por último, en la Sección IV se presentan las principales conclusiones.

2. MODELOS DE EQUILIBRIO DINÁMICOS DEL TIPO DE CAMBIO

Hasta finales de los años 70, el sector exterior de la mayor parte de los modelos macroeconómicos recibía un tratamiento en la línea de la tradición keynesiana. Es decir, la evolución de este sector se consideraba que era el resultado de las relaciones estáticas entre el consumo (o ahorro) y la renta de los países. Estos modelos supusieron un importante avance al considerar expresiones distintas para las importaciones y exportaciones de bienes y servicios, y conseguir mayor precisión al estimar las elasticidades renta y precios relativos. Pero, desde el comienzo de la década de los 80, los modelos de optimización intertemporal han ido adquiriendo mayor atractivo para el análisis del equilibrio externo. Este enfoque dinámico se construye sobre una

² Watson (1993), propone evaluar la capacidad de ajuste de modelos macroeconómicos, utilizando un enfoque similar al de este artículo, aunque utiliza una métrica distinta para analizar la proximidad entre el modelo teórico y la realidad, que consiste en comparar la proximidad entre los segundos momentos incondicionales de las variables en el estado estacionario.

fundamentación microeconómica rigurosa que justifica el saldo de la cuenta corriente como el resultado de decisiones racionales *forward-looking* sobre el nivel de ahorro e inversión. La cuenta corriente es el canal a través del cual un país puede óptimamente modificar su demanda, en relación a su producción, en respuesta a diferentes *shocks* de demanda y oferta.

En este nuevo marco conceptual, que proporciona la optimización intertemporal, surgen los modelos de equilibrio dinámicos para explicar el comportamiento del tipo de cambio. Estos modelos equivalen a una extensión dinámica del modelo estático de Mundell-Fleming: se transforma el concepto de equilibrio externo, en el que lo relevante es que los desequilibrios acumulados en la balanza por cuenta corriente están restringidos en el largo plazo, por medio de restricciones presupuestarias; el equilibrio a corto plazo de la balanza por cuenta corriente no es el objetivo óptimo. Estos modelos han servido para analizar la evolución conjunta de la cuenta corriente y el tipo de cambio, además de otras variables, como respuesta a *shocks* transitorios o permanentes.

Las características del modelo de equilibrio más simple son: (1) Se consideran dos países, cada uno de los cuales produce un bien, (2) los precios son flexibles y por consiguiente los mercados están en equilibrio como en el caso del modelo monetario de precios flexibles, (3) se supone que un agente nacional y otro extranjero están caracterizados por idénticas preferencias homotéticas, correctamente definidas, que les permite diferenciar entre los bienes que se producen³ y (4) el nivel de producción y la masa monetaria se consideran exógenos. Con estas condiciones, al resolver el problema de maximización del agente representativo se obtienen expresiones analíticas para los precios de equilibrio, incluido el tipo de cambio, en función de las variables exógenas.

Los trabajos de Stockman (1980) y Lucas (1982) se pueden considerar pioneros en formular esta nueva metodología como instrumento de análisis en la economía internacional. Posteriormente, con el objetivo de analizar los posibles efectos reales de la política monetaria Svensson (1985) y Hodrick (1989) modifican el modelo de Lucas (1982), donde la relación de intercambio y los tipos de interés reales son independientes de la expansión monetaria. En Lucas (1982) los agentes deciden sobre la cantidad de dinero después de que se despeja la incertidumbre del período y por tanto, ya conocen su consumo. Si los tipos de interés son positivos, sólo adquirirán el dinero imprescindible para comprar los bienes que necesitan. De esta forma, las restricciones *cash in advance*⁴ siempre se saturan. Svensson (1985) y Hodrick (1989)

Este supuesto constituye una importante aportación de este enfoque, pues permite analizar los efectos sobre el equilibrio del modelo de posibles shocks de demanda. En particular, se podrá estudiar el efecto sobre el tipo de cambio de modificaciones en las preferencias de los individuos y su contribución para explicar la elevada volatilidad del tipo de cambio.

⁴ Como en casi todos los enfoques, en éste, existen distintas corrientes. Así, un debate abierto en los modelos de equilibrio se refiere al problema de justificar, desde el punto de vista microeconómico, la demanda de dinero. El dinero tiene un valor fiduciario que facilita las transacciones.

modifican esta secuencia, ahora los agentes reciben nueva información después de la apertura del mercado de activos y antes de que el mercado de bienes haya abierto. Como consecuencia, “hoy” se decide la cantidad de dinero de la que se va a disponer para comprar los bienes en un futuro incierto.

Así, el dinero se convierte en un activo que se demanda, además de para reducir los costes de transacción, por motivos de precaución y como depósito de valor. En este contexto, se puede derivar una expresión que permite realizar una valoración del dinero como la que se realiza para cualquier otro activo⁵. Este concepto del dinero se traduce en una novedosa expresión para el tipo de cambio, en la que las expectativas de los agentes sobre la capacidad adquisitiva de las monedas en el futuro juegan un papel muy relevante. Como consecuencia una expansión monetaria puede afectar a la relación de intercambio, por ejemplo, en situaciones en las que el individuo nacional está restringido en la compra de bienes nacionales, es decir, tiene sus restricciones saturadas. Cuando recibe dinero adicional, debe gastarlo en la adquisición de activos extranjeros depreciando la moneda y afectando así a la relación de intercambio.

Sin embargo, las innovaciones que se proponen en Svensson (1985) y Hodrick (1989) no son suficientes para explicar el nivel de volatilidad que suele mostrar el tipo de cambio. Ésta es la razón por la que los modelos de determinación del tipo de cambio empiezan a incorporar argumentos que se estaban utilizando en otros mercados. Lucas (1990) propone incorporar restricciones de liquidez en el mercado de activos⁶ para estudiar su efecto sobre los precios, pues observa que los tipos de interés muestran una volatilidad superior a la que prevén los modelos teóricos desarrollados hasta el momento. De esta forma, si se necesita dinero para intercambiar activos, el precio de éstos depende no sólo de la relación con las variables fundamentales que determina la ecuación de Fisher, sino también de la cantidad de dinero disponible

Esto implica que la valoración de este activo se realice de forma diferente a la de cualquier otro activo. La valoración del dinero está vinculada a una convención social. El dinero no significa nada para un individuo, a menos que considere que tiene valor para los demás. De esta forma, alcanzar una situación de equilibrio en la que el dinero sea utilizado, implica un problema de coordinación. Debido a las dificultades para capturar las convenciones sociales que justifican el dinero, no existe un marco universalmente aceptado para justificar teóricamente la demanda de dinero. En la literatura tradicionalmente se han considerado dos alternativas. Por un lado, el dinero aparece a través de restricciones *cash in advance* (Stockman (1980), Lucas (1982, 1990), Svensson (1985), Hodrick (1989) y Grilli y Roubini (1992)) y por otro, están los modelos que consideran que el dinero es un bien presente en la función de utilidad (Kareken y Wallace (1980), McCallum (1983), Danthine y Donaldson (1986), Stulz (1986a, 1986b), Bakshi y Chen (1996) y Basak y Gallmayer (1999)). Las hipótesis sobre la evolución del tipo de cambio derivadas en ambos planteamientos son similares.

⁵ En estos modelos el dinero se demanda por los servicios de liquidez que proporciona, endógenamente determinados como el precio sombra de las restricciones de liquidez.

⁶ Estas restricciones son similares a las restricciones *cash in advance* que se utilizan en el mercado de bienes.

en el mercado. La idea que subyace a este tipo de restricciones se fundamenta en la diferencia entre el componente de la riqueza dedicada a comprar bienes y la parte que se dedica a comprar activos. Como afirma Lucas (1990, p. 262):

“...puedo pagar un taxi con el dinero que llevo encima, pero no con el dinero que está invertido en un fondo de inversión...”⁷.

El mecanismo de transmisión monetaria de los modelos con restricciones de liquidez refuerza el vínculo entre política monetaria y tipos de cambio en economías abiertas. Grilli y Roubini (1992) desarrollan un modelo teórico como una extensión natural del artículo de Lucas (1990) en una economía abierta con dos países. En el nuevo contexto, los agentes primero deciden la cantidad de dinero que van a destinar a comprar activos, lo que significa una restricción en el momento de acudir al mercado en el que se negocian. En esta situación, la emisión de bonos no anticipada del gobierno se convierte en un instrumento de política monetaria con el que determinar los tipos de interés reales y tipos de cambio reales y nominales. Además, el exceso de volatilidad de los tipos de interés tendrá efectos en el mercado de divisas, incrementando la volatilidad del tipo de cambio.

El tipo de cambio en los modelos de equilibrio

El procedimiento para evaluar los modelos de equilibrio de determinación del tipo de cambio, en este artículo, se limita a analizar la capacidad de replicar las propiedades estocásticas del tipo de cambio observado. Por ello, es relevante identificar cuales son las implicaciones que sobre el comportamiento de esta variable tienen las restricciones y supuestos que se plantean en los modelos teóricos. La evolución de la literatura de los modelos de equilibrio queda perfectamente reflejada en tres artículos: Lucas (1982) (LU), Svensson (1985) (SV) y Grilli y Roubini (1992) (GR). El marco teórico propuesto en estos artículos va a ser objeto de estudio en este trabajo.

La Tabla 1 presenta las expresiones analíticas para la variable tipo de cambio que se obtienen al solucionar el problema de optimización planteado en los tres artículos mencionados anteriormente.⁸ Cómo se puede observar, existen algunas diferencias

⁷ “This mean that a given household’s cash includes its own currency and banks accounts, plus the currency and bank accounts of its pension fund, of the financial intermediaries with which it deals, of the businesses of which it is part owner, and so on. All of this cash is properly viewed as included in the households’s wealth, but it obviously cannot all be viewed as serving a common transactions purpose. I can pay for a cab ride with the currency I hold, but not with the money that TIAA-CREF holds on my behalf and, symetrically, TIAA-CREF cannot use my demand deposits to acquire securities on my account, even when it would be in my interest for it do so”. Lucas (1990), pag. 262.

⁸ Estas expresiones se corresponden con el tipo de cambio de equilibrio, es decir, el proceso que representa la evolución del tipo de cambio en aquella situación en la que (i) se satisfacen todas las restricciones del modelo, (ii) el proceso resuelve el problema de optimización del agente representativo y (iii) los mercados de bienes y activos están en equilibrio.

notables en las implicaciones sobre el tipo de cambio para cada uno de los casos que se plantean: según Lucas (1982) el dinero no se considera riqueza y, si el tipo de interés es positivo, se gasta todo para comprar bienes en el período que se ha recibido. El dinero no proporciona utilidad marginal y no es posible hacer una valoración del mismo. En este sentido, las expectativas sobre lo que va a ocurrir en el futuro no afectan al valor corriente de las monedas; En Svensson (1985), el *timing* en el que la información llega (cuando han cerrado los mercados de activos, pero no ha abierto el mercado de bienes) implica que el dinero se pueda considerar parte de la riqueza de los agentes porque proporciona servicios de liquidez, en el sentido de que proporciona liquidez suficiente para comprar bienes en el período siguiente. En este sentido, el dinero se demanda por los servicios de liquidez que proporciona en el futuro, y por lo tanto, las expectativas sobre el futuro son relevantes a la hora de evaluar el valor de una moneda. El tipo de cambio es el precio *forward looking* de una moneda en términos de otra; Por último, el modelo de Grilli y Roubini (1992) incorpora, adicionalmente a las restricciones de liquidez en el mercado de bienes, restricciones de liquidez en el mercado de activos. Puesto que el tipo de cambio equilibra el mercado de activos, la cantidad de dinero que los agentes dedican a comprar activos determina la evolución del tipo de cambio. De esta forma, el gobierno puede actuar sobre el tipo de cambio a través de operaciones de mercado abierto, controlando los tipos de interés.

Tabla 1. Soluciones analíticas para el tipo de cambio de equilibrio

LU	SV	GR
$S_t^{LU} = \frac{M_t^D Y_t^F U_{c_D^D}(c_{it}^D, c_{it}^F)}{M_t^F Y_t^D U_{c_D^F}(c_{it}^D, c_{it}^F)}$	$S_t^{SV} = \frac{E\left(Y_{t+1}^F (M_{t+1}^F)^{-1} U_{c_D^D}(c_{it+1}^D, c_{it+1}^F) I_t\right)}{E\left(Y_{t+1}^D (M_{t+1}^D)^{-1} U_{c_D^D}(c_{it+1}^D, c_{it+1}^F) I_t\right)}$	$S_t^{GR} = \frac{q_t^D (1 - Z_t^D) M_t^D Y_t^F U_{c_D^D}(c_{it}^D, c_{it}^F)}{q_t^F (1 - Z_t^F) M_t^F Y_t^D U_{c_D^D}(c_{it}^D, c_{it}^F)}$
Notación:		
Sub-índices y Super-índices		Definición de variables y parámetros
t	Variable indicador del tiempo	$E\left(\left I_t\right.\right)$ Esperanza condicionada al conjunto de información disponible en el período t .
D	País Doméstico.	C_i^j Consumo del bien producido en el país j por un agente del país i .
F	País Extranjero.	M_t^i Dotación de dinero en el país j .
$X_{i,t}^j$	El Super-índice se refiere al tipo de bien (Doméstico o Extranjero). El Sub-índice se refiere al agente propietario o que consume el bien. Por lo tanto:	Y_t^i Dotación de bienes en el país j .
M_{Dt}^F	Es la cantidad de dinero en moneda extranjera que un individuo del país doméstico tiene en el momento t .	Z_t^j Dotación de dinero del país j para comprar activos en el mercado.
$U_{c_D^D}$	Utilidad marginal del bien Doméstico en el equilibrio.	q_t^j Precio de un bono cupón cero del país j que tiene vencimiento dentro de un periodo en la moneda del país j .
$U_{c_D^F}$	Utilidad marginal del bien Extranjero en el equilibrio.	S_t Tipo de cambio nominal <i>Spot</i> , expresado como el precio en la moneda nacional de una unidad de moneda extranjera.
		S_t^{GR} Tipo de cambio teórico en el modelo de Grilli y Roubini (1992).
		S_t^{LU} Tipo de cambio teórico en el modelo de Lucas (1982).
		S_t^{SV} Tipo de cambio teórico en el modelo de Svensson (1985)

3. EVALUACIÓN EMPÍRICA DE LOS MODELOS DE EQUILIBRIO

Conocidos los procesos que se derivan del modelo teórico para el tipo de cambio según los modelos de LU, SV y GR, se procede a evaluar en qué medida estos procesos participan de propiedades estocásticas similares a las propiedades estocásticas del tipo de cambio realmente observado. El procedimiento de evaluación se estructura de la siguiente forma: En primer lugar, se generan series temporales del tipo de cambio teórico a partir de los procesos que establece el modelo teórico; después, se analizan las propiedades estocásticas de las series temporales anteriormente generadas y las del propio tipo de cambio observado, utilizando la metodología Box-Jenkins (1990); y por último, en los casos en los que sea posible (ambas series presentan el mismo orden de integración), se analiza la existencia de cointegración entre las series teóricas y observadas del tipo de cambio.

A. Descripción de los datos

Se utilizan datos mensuales sin desestacionalizar desde 1986:01 hasta 1998:04. El tipo de cambio nominal se define como el precio de la moneda extranjera en términos de la moneda doméstica (libras por dólar –GBP/USD). La oferta monetaria se mide por M2 y el Índice Producción Industrial (IPI) se utiliza para aproximar la renta. Para aproximar los tipos de interés a corto plazo (R), en el caso del Reino Unido, se utilizan el tipo interbancario a tres meses, para Estados Unidos se consideran los tipos de los certificados de depósitos a tres meses. Ambos son medias de los datos diarios. Los índices bursátiles provienen del Financial Times. Para el Reino Unido se utiliza el FT-100 (FT) y para Estados Unidos, el Dow-Jones (DJ), la base para ambos índices es diciembre de 1994.

El tipo de cambio y los datos de producción proceden de la OCDE y M2 se obtiene de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

Como se puede ver en el Gráfico 1 y en la Tabla 2 del Apéndice, el análisis de los datos indica que las series no son estacionarias. Las series temporales del IPI y M2 presentan un fuerte componente estacional. El tipo de cambio GBP/USD se apreció durante el período de estudio, excepto en la devaluación de la libra en la crisis de septiembre de 1992. El proceso estocástico de paseo aleatorio es consistente con el proceso generador de datos para el tipo de cambio GBP/USD y para las series de rendimientos bursátiles, DJ y FT. El Gráfico 1 muestra todas las series observadas.

B. Series temporales del tipo de cambio teórico

El objetivo de este artículo es evaluar la capacidad de los modelos de equilibrio para replicar las propiedades estocásticas del tipo de cambio. En los modelos que se analizan, el tipo de cambio aparece como una función no lineal de las preferencias y de las expectativas sobre las variables exógenas del modelo, véase Tabla 1. El primer

paso para evaluar este tipo de modelos, consiste en simular series temporales mensuales del tipo de cambio. A continuación se describe el procedimiento:

- (1) Se elige la forma funcional de las preferencias. Se van a considerar las preferencias habituales: la función de utilidad Separable (S) y la función de utilidad con elasticidad de sustitución constante (CES), cuya formulación aparece en la Tabla 3.

Tabla 3. Función de Utilidad CES y Separable⁹

Ces	Separable
$U(c_{it}^D, c_{it}^F) = \frac{1}{1-\gamma} \left((c_{it}^D)^\varepsilon + (c_{it}^F)^\varepsilon \right)^{\frac{1-\gamma}{\varepsilon}} \quad U(c_{it}^D, c_{it}^F) = \frac{1}{1-\gamma_D} (c_{it}^D)^{1-\gamma_D} + \frac{1}{1-\gamma_F} (c_{it}^F)^{1-\gamma_F}$	

Nota: Definición de variables y parámetros: c_{it}^j (Consumo del bien producido en el país j por un agente del país i), D (doméstico) F (Extranjero), γ (aversión relativa al riesgo). $\sigma = 1/(1-\varepsilon)$ (elasticidad de sustitución entre el bien doméstico y extranjero).

- (2) Sustituyendo estas expresiones de las preferencias en las funciones que aparecen en la Tabla 1, se deriva una función del tipo de cambio para cada una de las funciones de utilidad seleccionadas. En la Tabla 4 se puede observar la expresión del tipo de cambio teórico bajo el tipo de preferencias especificado. En general, el tipo de cambio es una función no lineal de la producción real, la oferta monetaria, los tipos de interés (sólo en el caso de GR) y de los parámetros que definen las preferencias de los agentes.

⁹ La función de utilidad con elasticidad de sustitución constante (CES) implica que la elasticidad de sustitución entre el bien doméstico y extranjero está representada por $\sigma = (1/(1-\varepsilon))$. Si $\varepsilon = 0$, y por lo tanto $\sigma = 1$, obtenemos la función de utilidad Cobb-Douglas. Las preferencias Separables son el caso extremo de elasticidad de sustitución infinita, o perfecta sustituibilidad entre bienes. En los dos casos, el parámetro γ representa la aversión relativa al riesgo. Este parámetro está relacionado de forma inversa con la elasticidad de sustitución intertemporal (entre períodos) del consumo, que representa la importancia de la sustitución intertemporal como defensa ante el riesgo. Cuando la elasticidad de sustitución es alta (baja aversión al riesgo) la incertidumbre es menos gravosa para el consumidor, puesto que cualquier pérdida de consumo en un período es fácilmente sustituida por consumo en otro. Cuando la elasticidad de sustitución intertemporal es baja (alta aversión al riesgo), una pérdida de consumo en un período no tiene un sustitutivo próximo; esa pérdida de consumo no es fácilmente sustituida por el consumo en otro período. Si $\gamma = 0$ (neutral ante el riesgo) tenemos el caso de la función de utilidad lineal separable entre períodos. Si $\gamma > 0$ (aversos al riesgo) la función de utilidad es cóncava. Cuanto mayor es γ , mayor es el grado de aversión al riesgo. $\gamma = 1$ corresponde a la función de utilidad logarítmica.

- (3) Se aproximan las variables teóricas exógenas por las realmente observadas. La producción real se aproxima por el Índice de Producción Industrial (IPI) y se utiliza M2 para aproximar la oferta monetaria. Los tipos de interés que se van a utilizar son: el tipo de interés interbancario a tres meses en el caso del Reino Unido (UK) y el tipo de interés de los certificados de depósitos para los Estados Unidos (USA).¹⁰
- (4) Se asignan valores para los parámetros de aversión al riesgo (γ) y para el parámetro que determina la elasticidad de sustitución entre bienes (ϵ). Aunque estos parámetros son elementos fundamentales en la valoración de activos, no hay consenso sobre el verdadero valor de los mismos.¹¹ En este trabajo, el parámetro γ toma los valores [0, 1, 2, 3, 4], y ϵ se permite que varíe entre 0 y 1, con incrementos de 0.10 unidades. En ambos casos, el rango de variación elegido para estos parámetros tiene una amplitud superior a dos desviaciones típicas entorno a los valores estimados utilizando el Método Generalizado de los Momentos (GMM),¹² véase Tabla 5.
- (5) Las expectativas que aparecen en las expresiones teóricas del tipo de cambio que se pueden ver en la Tabla 4 se calculan a partir de los modelos univariantes ARIMA (Box-Jenkins) identificados para las series que aparecen dentro de las expectativas.

De esta forma se obtienen una serie temporal del tipo de cambio teórico para cada combinación paramétrica. Este procedimiento para simular series temporales del tipo de cambio teórico es diferente al procedimiento habitual en dos aspectos fun-

¹⁰ Cuando se trabaja con datos mensuales, habitualmente el análisis empírico utiliza éstas variables para aproximar las variables teóricas.

¹¹ Arrow (1971) sostiene que el grado de aversión al riesgo con relación a la riqueza es casi siempre constante. Posteriormente argumenta que debería ser aproximadamente 1. Friend y Blume (1975) presentan evidencia de que el parámetro debería estar en torno a 2. Kydland y Prescott (1982) encuentran que necesitan un valor entre 1 y 2 para replicar la variabilidad del consumo e inversión. Altug (1983) estima el parámetro próximo a cero. Kehoe (1983), estudiando la respuesta de la balanza comercial ante shocks de la relación de intercambio, obtuvo estimaciones próximas a 1. Hildreth y Knowles (1986) en un estudio sobre el comportamiento de los agricultores obtiene estimaciones de la aversión al riesgo entre 1 y 2. Mehra y Prescott (1985) llegan a la conclusión de que el parámetro de aversión al riesgo debe ser inferior a 10, aunque sin especificar un valor concreto.

¹² Hansen and Singleton (1982) utilizan GMM para obtener las estimaciones de los parámetros de un modelo de valoración de activos de capital a partir de la evolución del consumo (CCAPM). Siguiendo a Lucas (1978), suponen que un consumidor representativo selecciona sus planes de consumo e inversión que maximizan su utilidad. Análíticamente, el problema de optimización dinámica implica un conjunto de ecuaciones de Euler estocásticas que se deben satisfacer en el equilibrio. Hansen y Singleton estiman los parámetros de las preferencias directamente de las ecuaciones de Euler. En este trabajo, se utiliza GMM para estimar los parámetros cuando se aproxima el consumo de UK y USA por sus respectivos índices de producción industrial y se utilizan el índice FT-100 (FT) de la bolsa de Londres y el Dow-Jones (DJ) de la bolsa de Nueva York para aproximar el rendimiento de los activos de renta variable. En la Tabla 5 se encuentran los resultados de esta estimación.

damentales: (1) El modelo no se resuelve conjuntamente para todas las variables al mismo tiempo, sino, que sólo se utilizan las condiciones de equilibrio para el tipo de cambio, considerando que el resto de las variables son exógenas; y (2) para generar el tipo de cambio teórico, las variables exógenas del modelo se aproximan por series temporales realmente observadas de esas variable (en las simulaciones tradicionales, las variables exógenas se generan suponiendo un determinado comportamiento estocástico para las mismas)

Tabla 4. Tipo de cambio de equilibrio suponiendo preferencias CES y Separables^{(a) (b)}

	CES	SEPARABLES
LU	$S_t^{LU} = \frac{M_t^D}{M_t^F} \left(\frac{Y_t^F}{Y_t^D} \right)^\varepsilon$	$S_t^{LU} = 2^{(\gamma_f - \gamma_D)} \frac{M_t^D (Y_t^F)^{1-\gamma_f}}{M_t^F (Y_t^D)^{1-\gamma_D}}$
SV	$S_t^{SV} = \frac{E \left[\left((Y_{t+1}^D)^\varepsilon + (Y_{t+1}^F)^\varepsilon \right)^{\frac{1-\gamma}{\varepsilon} - 1} \frac{(Y_{t+1}^F)^\varepsilon}{M_{t+1}^F} \mid I_t \right]}{E \left[\left((Y_{t+1}^D)^\varepsilon + (Y_{t+1}^F)^\varepsilon \right)^{\frac{1-\gamma}{\varepsilon} - 1} \frac{(Y_{t+1}^D)^\varepsilon}{M_{t+1}^D} \mid I_t \right]}$	$S_t^{SV} = 2^{(\gamma_f - \gamma_D)} \frac{E \left[\frac{(Y_{t+1}^F)^{1-\gamma_f}}{M_{t+1}^F} \mid I_t \right]}{E \left[\frac{(Y_{t+1}^D)^{1-\gamma_D}}{M_{t+1}^D} \mid I_t \right]}$
GR ^(c)	$S_t^{GR} = \frac{E \left[\left((Y_{t+1}^D)^\varepsilon + (Y_{t+1}^F)^\varepsilon \right)^{\frac{1-\gamma}{\varepsilon} - 1} \frac{(Y_{t+1}^F)^\varepsilon}{N_{t+1}^F} (q_t^F)^{-1} \mid I_t \right]}{E \left[\left((Y_{t+1}^D)^\varepsilon + (Y_{t+1}^F)^\varepsilon \right)^{\frac{1-\gamma}{\varepsilon} - 1} \frac{(Y_{t+1}^D)^\varepsilon}{N_{t+1}^D} (q_t^D)^{-1} \mid I_t \right]}$	$S_t^{GR} = 2^{(\gamma_f - \gamma_D)} \frac{E \left[\frac{(Y_{t+1}^F)^{1-\gamma_f}}{N_{t+1}^F} (q_t^F)^{-1} \mid I_t \right]}{E \left[\frac{(Y_{t+1}^D)^{1-\gamma_D}}{N_{t+1}^D} (q_t^D)^{-1} \mid I_t \right]}$

Notas:

(a) Descripción de variables:

D (Doméstico), F (Extranjero), $E(\mid I_t)$ (esperanza condicionada al conjunto de información disponible en el período t), M_t^j (dotación de dinero en el país j), N_t^j (dotación de dinero del país j que poseen los agentes para comprar bienes en el mercado), Y_t^j (dotación de bienes en el país j), q_t^j (precio en la moneda del país j de un bono cupón cero del país j que tiene vencimiento dentro de un período), S_t^{LU} (tipo de cambio teórico en el modelo de Lucas (1982)), S_t^{SV} (tipo de cambio teórico en el modelo de Svensson (1985)), S_t^{GR} (tipo de cambio teórico en el modelo de Grilli y Roubini (1992)).

(b) Como en Lucas (1982), se supone pooling equilibria ($c_{it}^D = Y_{it}^D / 2$, $c_{it}^F = Y_{it}^F / 2$)

(c) Como en Lucas (1982) y Svensson (1985), se supone que la producción y el dinero son estocásticos

Tabla 5. Estimación por GMM de los parámetros de la función de utilidad ^(a)

β - SEPA ^(b)	β - CES	γ_D	γ_F	γ - CES	ε - CES	J_Sta - SEPA ^{(d)(c)}	J_Sta - CES
0.989 ^(c)	0.993	1.13	1.33	1.08	0.037	15.84	13.05
(0.01)	(6*10 ⁻⁶)	(0.08)	(0.16)	(0.00)	(9*10 ⁻⁵)	(0.26)	(0.44)

Notas:

- (a) Las variables que han servido de instrumentos son: un término constante, retardos de las tasas de crecimiento de la producción, retardos de las tasas de crecimiento de los agregados monetarios, retardos de los rendimientos de los índices.
- (b) β es el factor de descuento temporal.
- (c) En paréntesis se encuentra la desviación típica estimada
- (d) Estadístico J, válido para contrastar la validez de las restricciones de sobreidentificación. Bajo la hipótesis nula de que se satisfacen las restricciones, el estadístico J (es decir, el valor mínimo de la función objetivo) multiplicado por el número de observaciones, se distribuye asintóticamente como una χ_q^2 , con q igual al número de restricciones de sobreidentificación.
- (e) P- values aparecen en paréntesis

C. Propiedades estocásticas del tipo de cambio teórico y observado

Una vez establecido el mecanismo para obtener series temporales a partir del modelo teórico, para analizar el grado ajuste del modelo, se comparan las propiedades estadísticas de las series temporales del tipo de cambio teórico (*ThtExR*) con las del tipo de cambio observado (*ObsExR*). En este sentido, se analiza el grado de similitud entre los modelos ARIMA que generan cada una de las variables. Si el modelo teórico fuese una correcta aproximación del proceso generador de los datos reales, el orden de integración, el tipo y grado de autocorrelación de *ThtExR* y *ObsExR* deberían ser muy similares, en la siguiente sección analizamos esta posibilidad.

Resultados

A continuación, la Tabla 6, muestra un resumen sobre el orden de integración de las series teóricas del tipo de cambio que se han generado (porcentaje de series *ThtExR* a las que se les ha tenido que aplicar el número de diferencias que aparecen en la primera fila para convertirlas en un proceso estacionario). La columna con relleno hace referencia al orden de integración del tipo de cambio observado.

Tabla 6. Resumen del orden de integración de las series simuladas

	Preferencias	$\nabla \nabla_{12}^{(a)}$	$\nabla^{(b)}$	$\nabla_{12}^{(c)}$	Total ^(d)
Lucas	Separable	84%	16%	0%	25
	CES	73%	27%	0%	15
Svensson	Separable	80%	4%	16%	25
	CES	47%	47%	6%	15
Grilli y Roubini	Separable	0%	100%	0%	25
	CES	0%	100%	0%	15

Notas:

- (a) Porcentaje de series del *ThtExR* que necesitan una diferencia estacional y otra regular para obtener un proceso estacionario.
- (b) Porcentaje de series del *ThtExR* que necesitan sólo una diferencia regular para obtener un proceso estacionario.
- (c) Porcentaje de series del *ThtExR* que necesitan sólo una diferencia estacional para obtener un proceso estacionario.
- (d) Número total de series generado según el tipo de modelo y preferencias.

En el caso de LU y SV el porcentaje de series en las que se necesita al menos una diferencia estacional es muy elevado. Además, en aquellos casos en los que no es necesaria una diferencia estacional, las series temporales del tipo de cambio teórico muestran un componente estacional importante, como se verá posteriormente en un análisis más detallado. Por lo tanto, LU y SV parece tener serias dificultades para replicar el proceso estocástico del *ObsExR*.

Por otro lado, hay que destacar el modelo de GR, donde en el 100% de los casos el *ThtExR* no precisa de diferencia estacional, y el componente estacional es inexistente o muy débil. En este caso, el modelo teórico es capaz de replicar el proceso estocástico de *ObsExR*. Un análisis con detalle de estos casos, demuestra que este resultado se deriva del peso que los tipos de interés a corto tienen en las características de *ThtExR* en el modelo de GR. Las series temporales del *ThtExR* presentan una evolución similar a la de la ratio de los tipos de interés, que recordemos aparecen en la expresión que genera el tipo de cambio teórico en el modelo de GR, junto al resto de variables fundamentales. Para comprobar este hecho, se calcula la correlación entre el cociente de tipos de interés y las series teóricas del tipo de cambio para cada combinación de parámetros. La correlación obtenida para el caso de preferencias separables, es superior al 0.90 cuando el peso del IPI en el proceso generador es bajo (aversión al riesgo de los dos bienes menor o igual que 2), véase sexta columna de la Tabla 9 en el apéndice. Para el caso de preferencias CES, la correlación varía entre 0.94 y 0.98, como se puede observar en la sexta columna de la Tabla 12 del apéndice. Una correlación tan elevada es fruto de la volatilidad de los tipos de interés, que impide detectar cualquier efecto del resto de las variables que según el modelo teórico determinan el tipo de cambio. Esto se debería interpretar como que son los tipos de interés, al margen de la producción y la masa monetaria, los que determinan el tipo de cambio, en contra de lo que prevén los modelos teóricos.

En resumen, las propiedades estocásticas de las series teóricas del tipo de cambio generadas a partir de LU y SV son muy diferentes en cuanto al orden de integración respecto al *ObsExR*. Por otra parte, la presencia de los tipos de interés como variable relevante en la determinación del tipo de cambio que se deriva del modelo de GR es clave para replicar el proceso estocástico de *ObsExR*. A continuación se presenta un análisis más detallado.

Las Tablas 7-12 del apéndice muestran estadísticos descriptivos de las series temporales *ThtExR*,¹³ durante el período muestral 1990:01-1998:04.¹⁴ el orden de

¹³ La forma de leer las tablas es la siguiente: se debe prestar atención al orden de integración (diferencias regulares y estacionales) y procesos ARIMA regulares y estacionales. Si el modelo teórico pudiese replicar el tipo de cambio observado, en el tipo de cambio teórico deberíamos encontrar una diferencia regular y ninguna estructura estacional o regular estacionaria.

¹⁴ La muestra definitiva sobre la que se analizan las propiedades estocásticas de *ThtExR* y *ObsExR* corresponde al período 1990:01-1998:04. A pesar de que se disponen de datos desde 1986:01, se pierden datos a la hora de calcular las previsiones en el momento de generar las series del tipo de cambio teórico. Las series sobre las que se calculan las expectativas tienen un componente estacional muy fuerte.

integración regular (d) y estacional (D) de las variables, el modelo ARIMA regular (R) y estacional (S) identificado y el estadístico Ljung-Box de autocorrelación para el retardo 12 (Q(12)) calculado en los residuos del modelo estimado.¹⁵

Las Tablas 7 a 9 muestran los modelos ARIMA para *ThtExR* cuando los agentes están caracterizados por la función de utilidad separable (*ThtExRS*). Se recogen todas las combinaciones posibles cuando se supone que el parámetro de aversión al riesgo para cada uno de los bienes del modelo puede tomar cinco valores distintos (0, 1, 2, 3, 4), es decir, 25 casos.

En la Tabla 7 aparecen los resultados para el modelo de LU. Todas las series temporales simuladas, excepto *ThtExRS11*¹⁶ (Gráfico 5), muestran un marcado componente estacional. O bien, necesitan una diferencia estacional o en su defecto, el factor AR(1) del componente estacional tiene un parámetro próximo a la unidad. Para *ThtExRS11* (véase Tabla 4, columna de preferencias separables, para el caso $\gamma_F = \gamma_D = 1$) la situación es diferente, no aparece el componente estacional. Este caso se corresponde con la función de utilidad logarítmica, que implica que la producción real (variable con un importante efecto estacional) no aparece en el proceso generador de los datos, siendo la ratio de las masas monetarias el único factor relevante en la determinación del tipo de cambio. Aunque *ThtExRS11* es una variable integrada de orden 1 (I(1)), como el tipo de cambio observado, esta serie, al contrario de lo que se observó (depreciación de la libra, Gráfico 1, posición [5, 1]), refleja una apreciación de la libra durante el intervalo muestral (1990-1998), véase gráfico 2, posición [1, 1]. Cuando el parámetro de aversión al riesgo se aproxima a 4, la producción industrial toma relevancia en el proceso generador de datos y el componente estacional aparece de forma más marcada en *ThtExRS*.

En la Tabla 8 aparece la identificación de las series del *ThtExRS* generadas a partir del modelo de SV. Aunque SV muestra algunas diferencias teóricas respecto a LU, las series que se simulan tienen propiedades similares. En todos los casos, excepto para la función de utilidad logarítmica, el componente estacional es muy claro, la mayor parte de las series necesitan una diferencia estacional.

En la Tabla 9 se pueden encontrar la identificación de los modelos para el *ThtExRS* según el modelo de GR. En este caso, los tipos de interés a corto plazo forman parte del proceso generador de los datos con un importante efecto. Todas las series simuladas son I(1) y además *ThtExRS11* y *ThtExRS21* parecen tener la estructura de un paseo aleatorio como el tipo de cambio GBP/USD observado.

¹⁵ Se dispone de las estimaciones por máxima verosimilitud de los parámetros de los modelos ARIMA identificados. Para ahorrar espacio no se presentan, pero están disponibles si el lector lo solicita.

¹⁶ *SimExRS* $\gamma_F \gamma_D$ identifica las preferencias. Por ejemplo, *SimExRS01*: el primer número, "0", hace referencia al parámetro de aversión al riesgo para el bien extranjero y el último número, "1", representa la aversión al riesgo en el bien doméstico.

Los Gráficos 2-4 presentan tres casos interesantes de las series simuladas para los modelos de LU, SV y GR: *ThtExRS11* (función de utilidad logarítmica); *ThtExRS14*, en este caso, para los modelos de LU y SV, se replica la depreciación de la libra que se observa durante el período de análisis, sin embargo, el componente estacional es particularmente relevante; por último, se representa *ThtExRS41* como evidencia en contra de la validez de esta combinación paramétrica para replicar el comportamiento del tipo de cambio observado, puesto que las fluctuaciones estacionales son habituales y extremadamente grandes.

En las Tablas 10 a 12 se pueden encontrar los modelos ARIMA para *ThtExR* cuando se representa a los agentes con la función de utilidad CES (*ThtExRCES*). Para los modelos SV y GR, se consideran 55 casos que se obtienen de combinar los 5 posibles valores para el parámetro de aversión al riesgo (γ) con los 11 posibles valores que puede tomar la elasticidad de sustitución (ε) entre los bienes (0, .1, .2, .3, .4, .5, .6, .7, .8, .9, 1). En este trabajo sólo se presentan 15 casos, que se corresponden con los 5 valores del parámetro de aversión al riesgo (0, 1, 2, 3, 4), combinado con tres valores de la elasticidad de sustitución (.1, .5, 1). En el caso de LU, donde (γ) no es relevante, se han generado 11 series, una para cada valor de ε .

La Tabla 10 muestra los resultados para el modelo de LU. En este caso ε pondera la producción relativa entre los dos países. Todas las series muestran un fuerte componente estacional, que se refleja en la presencia de una raíz unitaria en la frecuencia estacional.

En la Tabla 11 se resumen las simulaciones con el modelo de SV. Aquí, las expectativas de los agentes cambian con el grado de aversión al riesgo. De nuevo, la estacionalidad es habitual en las series simuladas. Sin embargo, la raíz unitaria estacional no aparece siempre, en particular cuando ε es pequeño.

Una característica común en ambos modelos, es que *ThtExR* prevé la depreciación de la libra, cuando lo que realmente se produce es una apreciación.

La Tabla 12 recoge las simulaciones relativas al modelo de GR. La estructura estacional no aparece en la mayor parte de los casos. En algunos casos, es posible identificar un paseo aleatorio como proceso generador de los datos.

En los gráficos 5 a 9 se pueden encontrar 5 casos, para cada uno de los modelos, cuando las preferencias son del tipo CES. En todos ellos, las series se simulan con el valor más pequeño de ε (elasticidad de sustitución = 0.1) y los 5 posibles valores de γ (el parámetro de aversión al riesgo: 0, 1, 2, 3, 4). Cuando $\varepsilon = 0.1$, la ponderación del nivel de producción relativo entre países pierde relevancia y por lo tanto, el componente estacional. En los cinco casos, el modelo de GR reproduce el orden de integración de *ObsExR*, y, en cuatro de los cinco casos, es posible identificar un paseo aleatorio como el proceso estocástico que está generando *ThtExR*.

D. Análisis de cointegración entre el tipo de cambio teórico y el observado

La Tabla 6 muestra que el modelo de GR replica el orden de integración del *ObsExR*. En este caso, es posible analizar la posible existencia de cointegración entre *ObsExR* y *ThtExR*.

Las Tablas 9 y 12, dónde se recogen las propiedades estocásticas de las series temporales del tipo de cambio teórico según el modelo de GR, con las preferencias separables y CES, respectivamente, muestran que *ObsExR* y *ThtExR* siguen un proceso integrado de orden 1. Adicionalmente al análisis univariante, los contrastes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y el de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (KPSS) confirman que tanto el *ObsExR*, como el *ThtExR* generado a partir de modelo de GR, siguen procesos integrados de orden 1.

Para las preferencias separables (Tabla 9), el contraste ADF confirma la presencia de una raíz unitaria en todos los casos y el KPSS rechaza la estacionariedad de las series teóricas en 18 de los 25 casos. Con las preferencias CES (Tabla 12), tanto el contraste ADF, como el KPSS reflejan la existencia de una raíz unitaria en todas las series *ThtExR*, y, por supuesto, en la serie *ObsExR*.

Dado este resultado, se puede contrastar cointegración. Se van a utilizar dos contrastes, el propuesto por Engle y Granger (1987) (EG) y el de Shin (1994) (SH), basados en los residuos que se obtienen al estimar la siguiente relación de cointegración:

$$ObsExR_t = \beta_0 + \beta_1 ThtExR_t + u_t^{ExR}$$

Si u_t^{ExR} es I(0), la regresión anterior implica que las variables *ObsExR* y *ThtExR* estarían cointegradas, con un vector de cointegración $(1, -\beta_1)$.

En la Tabla 13, podemos ver los resultados de los contrastes de cointegración para las preferencias separables. Los dos contrastes aplicados rechazan cointegración entre *ObsExR* y *ThtExR*, excepto en dos casos, *ThtExRS00* y *ThtExRS01*, que el contraste EG no rechaza cointegración al 10 % de nivel de significación, y tres casos (los dos anteriores, más *ThtExRS02*) en los que no se rechaza cointegración al 5 %, aunque sí al 10%, con el test de Shin.

En la Tabla 14, aparecen los resultados de los contrastes para el caso de preferencias CES. El contraste SH no rechaza la cointegración al 5% en los 15 casos, aunque al 10% se rechaza en 14 de los 15 casos analizados. EG parece detectar cointegración en 9 de los 15 casos (uno al 5% de nivel de significación y ocho al 10%).

En resumen, se encuentran débiles indicios de cointegración en el caso de las preferencias separables, sin embargo en el caso de preferencias CES parece haber evidencia de cointegración, aunque el parámetro de cointegración β_1 tiene un signo contrario al esperado. Por lo tanto, el modelo GR permite replicar el proceso estocástico del tipo de cambio observado, y bajo preferencias CES parece replicar el comportamiento a largo plazo.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo trata de evaluar la capacidad de ajuste de los modelos de equilibrio de determinación del tipo de cambio. Se investiga en que medida los datos de la economía real, comparten ciertas características con los datos generados por una economía artificial descrita por un modelo económico. En este caso, la economía artificial viene dada por los trabajos de LU, SV y GR y a partir de ellos se generan series temporales mensuales teóricas del tipo de cambio GBP/USD. La base de este enfoque es analizar si las series temporales teóricas replican las propiedades estadísticas de las series temporales realmente observadas. Las series teóricas del tipo de cambio se generan a partir del proceso definido por la solución del modelo teórico que representa la evolución de dicha variable en el equilibrio.

Una de las ventajas de la metodología utilizada en este artículo consiste en reducir el grado en el que la econometría utilizada distorsiona los resultados. En este sentido, hay que destacar dos aspectos fundamentales: (1) no se imponen supuestos sobre el comportamiento de las variables exógenas de los modelos teóricos con la pretensión de obtener expresiones lineales para el tipo de cambio, y (2) se utilizan datos sin desestacionalizar, evitando las distorsiones que la desestacionalización puede provocar en las relaciones entre variables.

Los resultados del análisis sugieren que los modelos tipo LU y SV presentan serias dificultades para replicar el proceso estocástico de los datos reales. Todas las series muestran un fuerte componente estacional y no captan la apreciación de la libra observada en ese período. El componente estacional en las series temporales simuladas con el modelo de GR es significativamente más pequeño que para las series simuladas con los modelos de LU y SV. En varias ocasiones, el modelo replica el proceso de paseo aleatorio que empíricamente se observa en tipo de cambio GBP/USD. Además, se encuentra evidencia de cointegración con el tipo de cambio observado, a pesar de utilizar datos sin desestacionalizar, práctica novedosa en esta literatura. Sin embargo, los tipos de interés a corto parecen ser los responsables directos de la evolución del tipo de cambio teórico, anulando al resto de variables fundamentales. Esto implicaría que son los tipos de interés los únicos determinantes de la evolución del tipo de cambio nominal.

La evidencia de este trabajo, en línea con los estudios anteriores, sugiere rechazar los modelos de equilibrio tipo LU y SV como marco para explicar la evolución del tipo de cambio, al menos, en lo que se refiere a la frecuencia mensual y aceptar en cierto modo el modelo tipo GR, en el que la variable tipo de interés parece ser la única responsable de la evolución del tipo de cambio.

El tipo de interés es una variable con una volatilidad superior a los agregados monetarios y a la producción. El proceso estocástico que parece seguir el cociente de los tipos de interés es próximo al proceso estocástico del tipo de cambio. Esto apoyaría la propuesta que aparece en el trabajo de Engel y West (2003), para entender por qué

los modelos de equilibrio no funcionan correctamente al explicar el comportamiento del tipo de cambio. Engel y West (2003) proponen una explicación directa basada en que las variables macroeconómicas que determinan el tipo de cambio son en sí mismas un paseo aleatorio. El problema es que las variables fundamentales que proponen los modelos de equilibrio no se comportan, de hecho, como un paseo aleatorio. La explicación entonces descansa en que puede haber otras variables fundamentales –unas que han sido propuestas por algunos modelos, pero que no son fácilmente medibles, u otras que todavía no se han propuesto– las que determinan el tipo de cambio. Si estas variables siguen un paseo aleatorio y la evolución del tipo de cambio está dominada por los cambios en estas variables, entonces el tipo de cambio mostrará un comportamiento próximo a un paseo aleatorio, incluso si las variables fundamentales “observadas” no lo hacen.

Por último, existen muchas líneas abiertas tratando de introducir mejoras en los modelos de determinación del tipo de cambio. En línea con los resultados de este trabajo, se propone una vía que implicaría generalizar el modelo teórico. La producción y los agregados monetarios presentan un fuerte componente estacional y es evidente que los agentes reaccionan al mismo, sin embargo, los modelos de equilibrio no incorporan ningún mecanismo para implementar dicho comportamiento. Sin duda, esta es una de las razones básicas del resultado obtenido en el análisis realizado, sobre todo en lo que se refiere a los modelos de LU y SV. Las fluctuaciones estacionales en las variables fundamentales deben ser integradas como parte del comportamiento de maximización de los agentes económicos, por ejemplo considerando preferencias con shocks estacionales como hace Miron (1986).

BIBLIOGRAFÍA

- ALTUG, S., (1983). "Gestion lags and the business cycle: an empirical analysis", *Carnegie-Mellon Working Paper*, presented in The Econometric Society meeting, Stanford University, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- ARROW, K. J., (1971). *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, North-Holland, Amsterdam.
- BASKY, G., CHEN Z., (1996). "Inflation, Asset Prices and the Term Structure of Interest Rates In Monetary Economies", *Review of Financial Studies*, 9, 241-275.
- BASAK, S., GALLMEYER, M., (1999). "Currency Prices, the Nominal Exchange Rate, and Security Prices in a Two Country Dynamic Monetary Equilibrium", *Mathematical Finance*, 9, 1-30.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G. M., (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, ed. Holden-Day, San Francisco.
- BOX, G. E. P., TIAO, G. C., (1975). "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of American Statistical Association*, 70, 70-79.
- CHEUNG, Y., CHINN, M., (1999). "Macroeconomic Implications of the Beliefs and Behaviour of Foreign Exchange Traders," NBER Working Paper No. 7417.
- CHINN, M. D., MEESE, R. A., (1995). "Banking on Currency Forecasts: How Predictable Is Change in Money", *Journal of International Economics*, 38, 161-178.
- DANTHINE, J. DONALDSON, J. (1986). "Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 54, págs. 585-605.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J., (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
- ENGEL, R. GRANGER, C., (1987). "Co-Integration And Error Correction: Representation, Estimation, And Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.
- ENGEL, C., WEST, H., (2003). "Exchange Rate and Fundamentals", European Central Bank Working Paper, No. 248.
- FERNÁNDEZ, F., SOSVILLA, R., ANDRADA, J., (1999). "Exchange-Rate Forecasts with Simultaneous Nearest-Neighbour Methods: Evidence from the EMS", *International Journal of Forecasting*, 15, 383-392.
- FRIEND, I., BLUME, M. E., (1975). "The Demand for Risky Assets", *American Economic Review*, 65, 900-922.
- GRILLI, V., ROUBINI, N., (1992). "Liquidity and Exchange Rates", *Journal of International Economics*, 33, 339-352.
- HANSEN, L. P., SINGLETON, K. J., (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50 (5), 1269-1286.

- HELPMAN, E., RAZIN, A., (1982). "A Comparison of Exchange Rate Regimes in the Presence of Imperfect Capital Markets", *International Economic Review*, 23, 365-88.
- HELPMAN, E., RAZIN, A., (1979). "Towards a consistent comparison of alternative exchange rate systems", *Canadian Journal of Economics*, 12, 394-409.
- HILDRETH, C., KNOWLES, G. J., (1986). "Farmers' Utility Functions", en *Bayesian Inference and Decision Techniques: Essays in Honor of Bruno de Finetti. Studies in Bayesian Econometrics and Statistics Series*, 6, Amsterdam and Oxford: North-Holland; distribuido en U.S. y Canada por Elsevier Science, New York, en Goel, P. y Zellner, A. (ed.), 291-317.
- HODRICK, R. J., (1989). "Risk Uncertainty, and Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 23, 433-459.
- KAREKEN, J., WALLACE, N., (1980). *Models of Monetary Economics*, Federal Reserve Bank, Minneapolis
- KEHOE, T., (1983). "Dynamics of the Current Account: Theoretical and Empirical Analysis", *Working Paper*, Harvard University, Cambridge, MA.
- KILIAN, L., (1999). "Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do we Learn from Long-Horizon Regressions?", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 491-510.
- KYDLAND, F. E., PRESCOTT, E. C., (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50, 1345-1370.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P., SHIN Y., (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178
- LUCAS, R. E. JR., (1990). "Liquidity and Interest Rates", *Journal of Economic Theory*, 50, 237-264
- LUCAS, R. E. JR., (1982). "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World", *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-359.
- LUCAS, R. E. JR., (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46, 1429-45.
- MACKINNON, J. G., (1996). "Numerical Distribution Functions For Unit Root And Cointegration Tests" *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618
- MARK, N. C., (1995). "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability" *The American Economic Review*, 85, 201-218.
- MCCALLUM, B., (1983). "The Role of Overlapping Generations Models in Monetary Economics" *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, 18, 9-44.
- MEESE, R. A., ROGOFF, K., (1983a). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample", *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- MEESE, R. A., ROGOFF, K., (1983b). "The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?", en *Exchange Rates and International Macroeconomics*, en Frenkel, J. (ed.), Chicago, University of Chicago Press.

- MEHRA, R., PRESCOTT, E. C., (1985). "The Equity Premium: a Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.
- PRESCOTT, E. C., (1986). "Theory Ahead of Business-Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Ser. Public Policy*, 25, 11-44.
- SHIN, Y. (1994): "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of No Cointegration", *Econometric Theory*, vol. 10, pp. 95-115.
- STOCKMAN, A. C., (1987). "The Equilibrium Approach to Exchange Rates", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*; 73(2), 12-30.
- STOCKMAN, A. C., (1983). "Real Exchange Rates under Alternative Nominal Exchange Rate Systems", *Journal of International Money and Finance*, 2(2), 147-166.
- STOCKMAN, A. C., (1980). "A Theory of Exchange Rate Determination", *Journal of Political Economy*, 88, 673-698.
- STULZ, R., (1986a). "Asset Pricing and Expected Inflation", *Journal of Finance*, 41, 209-223.
- STULZ, R., (1986b). "Interest Rates and Monetary Policy Uncertainty", *Journal of Monetary Economics*, 17, 331-347.
- SVENSSON, L. E. O., (1985). "Currency Prices, Terms of Trade, and Interest Rates. a General Equilibrium Asset-Pricing Cash in Advance Approach", *Journal of International Economics*, 18, 17-41.
- TAYLOR, M., PEEL, D. (2000). "Nonlinear Adjustment, Long-Run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, 19, 33-53.
- WATSON, M. W., (1993). "Measures of Fit for Calibrated Models", *Journal of Political Economy*, 101, 1011-1041.
- WALLIS, K. F., (1974). "Seasonal Adjustment and the Relation between Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 69, 13-32.

APÉNDICE

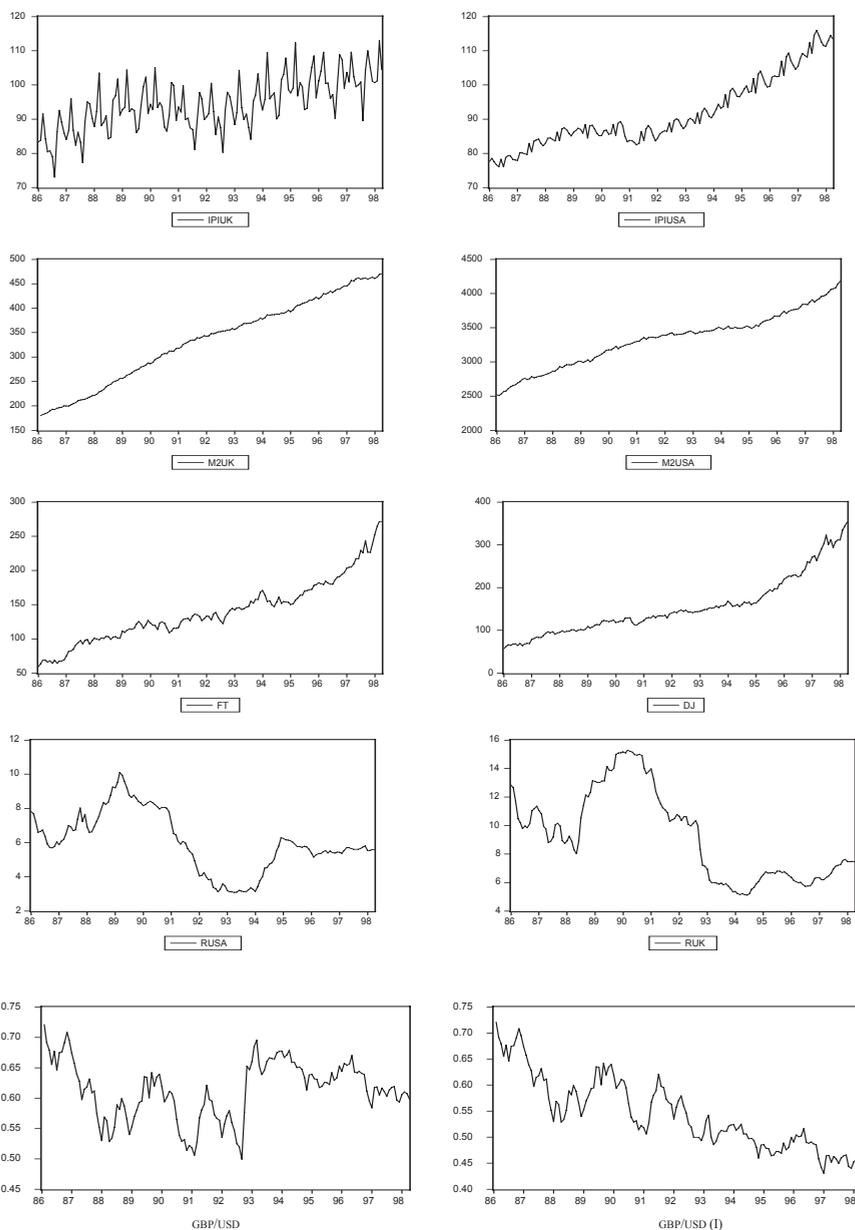
Sección 1. Propiedades estadísticas de los datos

Tabla 2. Modelos ARIMA para las variables observadas ^(a)

Variables	$\nabla^d \nabla_s$	ARIMA (R) (p, d, q)	ARIMA (S) (P, D, Q)	Q(12) ^(b)
M2USA	$\nabla \nabla_{12}$	(1,1,0)	(0,1,1)	10.85
	$\nabla \nabla_{12}$	(1,1,0)	(1,1,0)	8.78
M2UK	$\nabla \nabla_{12}$	(1,1,0)	(1,1,0)	9.38
	$\nabla \nabla_{12}$	(1,1,0)	(3,1,0)	11.63
	$\nabla \nabla_{12}$	(3,1,0)	(1,1,0)	12.44
	$\nabla \nabla_{12}$	(3,1,0)	(3,1,0)	10.68
IPIUK	∇_{12}	(3,0,0)	(3,1,1)	19.05
	$\nabla \nabla_{12}$	(2,1,0)	(3,1,1)	19.36
IPIUSA	$\nabla \nabla_{12}$	(3,1,0)	(1,1,0)	9.82
	$\nabla \nabla_{12}$	(3,1,0)	(3,1,0)	5.83
RCUK	∇	(3,11)	(0,0,0)	11.6
RCUSA	∇	(3,1,0)	(0,0,0)	6.9
FT ($\lambda = 0$) ^(c)	∇	(0,1,0)	(0,0,0)	8.5
DJ ($\lambda = 0$)	∇	(1,1,0)	(0,0,0)	14.4
GBP/USD ^(d)	∇	(0,1,0)	(0,0,0)	7.19

Notas:

- ∇ : Operador diferencia; B : Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$.
- Estadístico de Ljung-Box de orden 12 para contrastar autocorrelación (Q(12)) en los residuos del modelo ARIMA estimados.
- Transformación Box-Cox.
- Como paso preliminar para la simulación se contrasta la presencia de valores extremos. Se desarrolla análisis de intervención [Box y Tiao, 1975] en septiembre de 1992 en el tipo de cambio GBP/USD y en el tipo de interés a corto plazo del Reino Unido (el gobierno británico decide sacar la libra temporalmente del sistema Monetario Europeo). El DJ, FT y el tipo de interés a corto plazo de Estados Unidos presentan valores extremos en octubre de 1987 (Crash bursátil). M2UK presenta un valor extremo en diciembre de 1992. El IPI presenta efecto Semana Santa. En las simulaciones se utilizan las series temporales corregidas de estas intervenciones.

Gráfico 1. Variables observadas¹⁷

¹⁷ GBP/USD (I) la serie del tipo de cambio GBP/USD ha sido intervenida de la devaluación de septiembre de 1992.

Sección 2. *ThtExR*: Preferencias SeparablesTabla 7. Modelos ARIMA ajustados a *ThtExR* (Modelo de LU / Preferencias Separables)

<i>ThtExRS</i> $\gamma_F\gamma_D$ ^(a)	$\nabla^d \nabla_s$ ^(b)	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	Q(12)
ThtExRS00	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	10.3
ThtExRS01	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 0)	(1, 0)	13.8
ThtExRS02	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 1)	(0, 0)	10.1
ThtExRS03	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(0, 0)	8.7
ThtExRS04	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(0, 0)	10.3
ThtExRS10	$\nabla\nabla_{12}$	(3, 0)	(1, 0)	9.7
ThtExRS11	∇	(0, 0)	(2, 0)	9.7
ThtExRS12	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(0, 0)	20.0
ThtExRS13	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(0, 0)	19.2
ThtExRS14	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(0, 0)	18.3
ThtExRS20 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(10, 0)	(3, 0)	9.1
ThtExRS21 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 0)	(3, 0)	12.7
ThtExRS22	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 2)	(0, 0)	26.4
ThtExRS23	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 2)	(0, 0)	21.0
ThtExRS24	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(0, 0)	29.0
ThtExRS30 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(10, 0)	(2, 0)	11.8
ThtExRS31 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 0)	(3, 0)	14.6
ThtExRS32	∇	(4, 1)	(1, 0)	16.3
ThtExRS33	∇	(4, 1)	(1, 0)	16.9
ThtExRS34	∇	(4, 1)	(1, 0)	16.3
ThtExRS40 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(3, 0)	(2, 0)	15.7
ThtExRS41 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 0)	(2, 0)	18.8
ThtExRS42 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(4, 0)	(0, 0)	26.6
ThtExRS43 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(5, 1)	(0, 0)	12.6
ThtExRS44	$\nabla\nabla_{12}$	(5, 0)	(0, 0)	14.6
ObsExR	∇	(0, 0)	(0, 0)	6.6

Notas:

- a) *ThtExRS* $\gamma_F \gamma_D$ identifica el tipo de preferencias. *ThtExRS01*: el primer número (0) representa el parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero, el segundo número (1) identifica el parámetro de aversión al riesgo en el bien doméstico.
- b) ∇ : Operador diferencia; B : Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$
- c) *ThtExR* muestra apreciación como *ObsExR*.

Tabla 8. Modelos ARIMA ajustados para ThtExR (Modelo de SV / Preferencias Separables)

ThtExRS $\gamma_F\gamma_D$ ^(a)	$\nabla^d \nabla_s$ ^(b)	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	Q(12)
ThtExRS00	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 1)	(2, 0)	28.2
ThtExRS01	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 0)	(2, 0)	14.5
ThtExRS02	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 1)	(2, 0)	31.4
ThtExRS03	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 1)	(2, 0)	22.5
ThtExRS04	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 1)	(2, 0)	15.9
ThtExRS10	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 1)	(2, 0)	21.9
ThtExRS11	∇	(3, 0)	(1, 0)	13.0
ThtExRS12	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(2, 0)	25.8
ThtExRS13	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 1)	(3, 0)	29.2
ThtExRS14	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 1)	(3, 0)	22.9
ThtExRS20 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 1)	(3, 0)	15.9
ThtExRS21 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 0)	(3, 0)	17.0
ThtExRS22	$\nabla\nabla_{12}$	(4, 1)	(3, 0)	12.6
ThtExRS23	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 1)	(3, 0)	12.7
ThtExRS30 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 0)	(2, 0)	15.2
ThtExRS31 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 0)	(3, 0)	19.2
ThtExRS32	$\nabla\nabla_{12}$	(4, 1)	(3, 0)	22.7
ThtExRS33	∇_{12}	(9, 0)	(3, 0)	18.7
ThtExRS34	∇_{12}	(9, 0)	(3, 0)	16.5
ThtExRS40 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(1, 0)	(3, 0)	7.0
ThtExRS41 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 0)	(3, 0)	17.4
ThtExRS42 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(4, 1)	(3, 0)	16.0
ThtExRS43 ^(c)	$\nabla\nabla_{12}$	(4, 1)	(3, 0)	19.1
ThtExRS44	∇_{12}	(9, 0)	(3, 0)	17.1
ObsExR	∇	(0, 0)	(0, 0)	6.6

Notas:

- a) ThtExRS $\gamma_F \gamma_D$ identifica el tipo de preferencias. ThtExRS01: el primer número (0) representa el parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero, el segundo número (1) identifica el parámetro de aversión al riesgo en el bien doméstico.
- b) ∇ : Operador diferencia; B: Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$
- c) ThtExR muestra apreciación como ObsExR.

Tabla 9. Modelos ARIMA ajustados para ThtExR (Modelo de GR/ Preferencias Separables)

$ThtExRS\gamma_f\gamma_d^{(a)}$	$\nabla^d \nabla_s^{(b)}$	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	Q(12)	corr ^(c)	ADF ^(d)	Lag	KPSS ^(e)	Lag
ThtExRS00	∇	(4, 0)	(0, 0)	11.8	0.95	-1.06	4	0.98*	8
ThtExRS01	∇	(0, 0)	(1, 0)	8.8	0.96	-0.89	0	1.00*	8
ThtExRS02	∇	(1, 0)	(2, 0)	29.8	0.95	-0.79	22	1.01*	8
ThtExRS03	∇	(2, 0)	(2, 0)	19.3	0.91	-1.02	12	1.01*	8
ThtExRS04	∇	(2, 0)	(2, 0)	15.9	0.88	-0.95	12	1.00*	8
ThtExRS10	∇	(2, 0)	(1, 0)	11.8	0.94	-1.27	4	0.81*	8
ThtExRS11	∇	(0, 0)	(0, 0)	15.5	0.99	-1.08	2	0.87*	8
ThtExRS12	∇	(1, 0)	(2, 0)	38.9	0.97	-1.64	24	0.91*	8
ThtExRS13	∇	(2, 0)	(2, 0)	21.4	0.93	-1.29	24	0.92*	8
ThtExRS14	∇	(2, 0)	(2, 0)	18.2	0.88	-1.10	16	0.92*	8
ThtExRS20	∇	(2, 0)	(2, 0)	12.7	0.81	-1.39	4	0.42*	8
ThtExRS21	∇	(0, 0)	(0, 0)	16.8	0.94	-1.58	0	0.58*	8
ThtExRS22	∇	(1, 0)	(2, 0)	31.3	0.94	-1.76	24	0.69*	8
ThtExRS23	∇	(2, 0)	(2, 0)	20.6	0.90	-1.43	12	0.75*	8
ThtExRS23	∇	(2, 0)	(2, 0)	17.1	0.85	-1.30	12	0.78*	8
ThtExRS30	∇	(2, 0)	(2, 0)	10.4	0.44	-0.87	4	0.14	8
ThtExRS31	∇	(0, 0)	(1, 0)	16.3	0.68	-2.18	12	0.19	8
ThtExRS32	∇	(2, 0)	(2, 0)	21.5	0.77	-2.04	12	0.32	8
ThtExRS33	∇	(2, 0)	(2, 0)	20.8	0.77	-1.64	12	0.45**	8
ThtExRS34	∇	(2, 0)	(2, 0)	19.8	0.74	-1.96	14	0.55*	8
ThtExRS40	∇	(2, 0)	(2, 0)	92.9	0.01	-1.49	12	0.48*	8
ThtExRS41	∇	(1, 0)	(2, 0)	16.9	0.24	-2.14	12	0.26	8
ThtExRS42	∇	(2, 0)	(2, 0)	22.9	0.42	-2.24	12	0.15	8
ThtExRS43	∇	(2, 0)	(2, 0)	21.3	0.52	-2.39	12	0.16	8
ThtExRS44	∇	(2, 0)	(2, 0)	20.3	0.56	-2.35	14	0.24	8
ObsExR	∇	(0, 0)	(0, 0)	6.6		-2.48	0	1.07*	8

Notas:

- (a) $ThtExRS \gamma_f \gamma_d$ identifica el tipo de preferencias. $ThtExRS01$: el primer número (0) representa el parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero, el segundo número (1) identifica el parámetro de aversión al riesgo en el bien doméstico.
- (b) ∇ : Operador diferencia; B : Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$
- (c) Correlación entre $ThtExR$ y la ratio de los tipos de interés.
- (d) El contraste ADF se desarrolla incluyendo una constante. Los valores críticos asintóticos proceden de MacKinnon (1996): 2.87 (5%), -2.57(10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.
- (e) El contraste KPSS se desarrolla incluyendo una constante. En este caso la hipótesis nula es que la serie es estacionaria. Los valores críticos proceden de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992, Tabla 1): 0.463 (5%), 0.347 (10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

Gráfico 2. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma_D = 1, \gamma_F = 1$

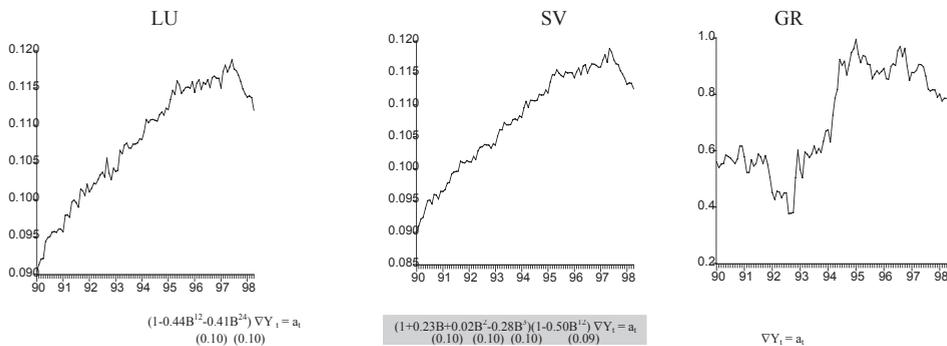


Gráfico 3. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma_D = 1, \gamma_F = 4$

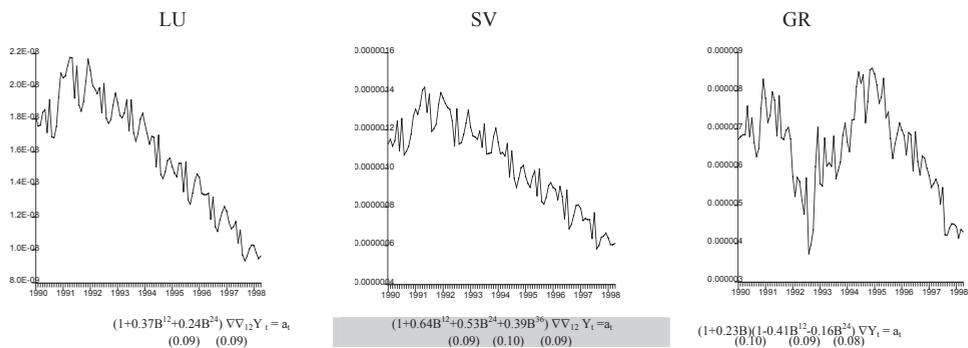
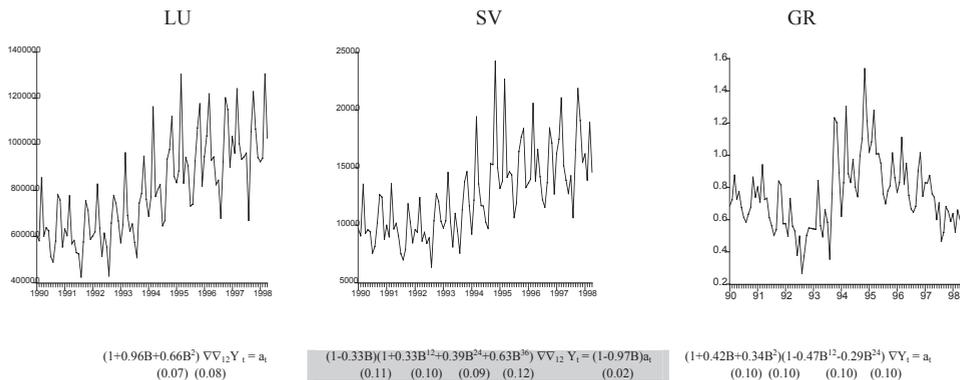


Gráfico 4. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma_D = 4, \gamma_F = 1$



Sección 3. *ThtExR*: Preferencias CES

Tabla 10. Modelos ARIMA ajustados para *ThtExR* (Modelo de LU/ Preferencias CES)

<i>ThtExRCES</i> $\varepsilon*10^{(a)}$	$\nabla^d \nabla_s^{(b)}$	ARMA (R) (p, q)	ARMA(S) (P, Q)	Q(12)
<i>ThtExRCES0</i>	∇	(0, 0)	(2, 0)	14.0
<i>ThtExRCES1</i>	∇	(3, 0)	(2, 0)	13.2
<i>ThtExRCES2</i>	∇	(3, 0)	(1, 0)	19.1
<i>ThtExRCES3</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	5.8
<i>ThtExRCES4</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	6.7
<i>ThtExRCES5</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	7.4
<i>ThtExRCES6</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	8.1
<i>ThtExRCES7</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	8.7
<i>ThtExRCES8</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	9.3
<i>ThtExRCES9</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	9.8
<i>ThtExRCES10</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(9, 0)	(1, 0)	10.3

Notas:

- a) *ThtExRCES* $\varepsilon*10$ identifica el tipo de preferencias. *ThtExRCES1*: el número (1) representa la elasticidad de sustitución entre el bien doméstico y el extranjero ($1 = \varepsilon*10 \rightarrow \varepsilon = 0.1$).
- b) ∇ : Operador diferencia; B : Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$.

Tabla11. Modelos ARIMA ajustados para *ThtExR* (Modelo de SV / Preferencias CES)

<i>ThtExRCESy</i> $\varepsilon*10^{(a)}$	$\nabla^d \nabla_s^{(b)}$	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	Q(12)
<i>ThtExRCES01</i>	∇	(1, 0)	(1, 0)	20.6
<i>ThtExRCES05</i>	∇	(2, 0)	(1, 0)	24.4
<i>ThtExRCES010</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(3, 0)	(3, 0)	36.5
<i>ThtExRCES11</i>	∇	(1, 0)	(2, 0)	14.4
<i>ThtExRCES15</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 1)	(3, 0)	17.9
<i>ThtExRCES110</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(0, 1)	(3, 0)	25.8
<i>ThtExRCES21</i>	∇	(2, 0)	(1, 0)	11.3
<i>ThtExRCES25</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(1, 0)	24.5
<i>ThtExRCES210</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(1, 0)	34.2
<i>ThtExRCES31</i>	∇	(2, 0)	(1, 0)	16.9
<i>ThtExRCES35</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(1, 0)	23.9
<i>ThtExRCES310</i>	$\nabla\nabla_{12}$	(2, 0)	(1, 0)	36.9
<i>ThtExRCES41</i>	∇	(2, 0)	(1, 0)	24.5
<i>ThtExRCES45</i>	∇	(2, 0)	(1, 0)	15.0
<i>ThtExRCES410</i>	∇_{12}	(1, 0)	(2, 0)	24.1

Notas:

- a) *ThtExRCES* $\varepsilon*10$ identifica el tipo de preferencias. *ThtExRCES1*: el número (1) representa la elasticidad de sustitución entre el bien doméstico y el extranjero ($1 = \varepsilon*10 \rightarrow \varepsilon = 0.1$).
- b) ∇ : Operador diferencia; B : Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$

Tabla 12. Modelos ARIMA ajustados para ThtExR (Modelo de GR/ Preferencias CES)

<i>ThtExRCES</i> $\gamma \varepsilon^* I^{(a)}$	$\nabla^d \nabla_s^{(b)}$	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	Q(12)	corr. ^(c)	ADF ^(d)	Lag	KPSS ^(e)	Lag
<i>ThtExRCES01</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	9.80	0.98	-1.12	0	0.96*	8
<i>ThtExRCES05</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	15.8	0.97	-1.18	0	1.00*	8
<i>ThtExRCES010</i>	∇	(4, 0)	(0, 0)	10.6	0.95	-1.11	4	1.04*	8
<i>ThtExRCES11</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	17.6	0.98	-1.16	0	0.97*	8
<i>ThtExRCES15</i>	∇	(0, 0)	(1, 0)	23.9	0.97	-1.15	8	1.00*	8
<i>ThtExRCES110</i>	∇	(4, 0)	(1, 0)	9.80	0.95	-1.11	4	1.03*	8
<i>ThtExRCES21</i>	∇	(0, 0)	(1, 0)	13.3	0.98	-1.10	0	0.96*	8
<i>ThtExRCES25</i>	∇	(4, 0)	(0, 0)	16.4	0.97	-1.14	0	1.00*	8
<i>ThtExRCES210</i>	∇	(4, 0)	(1, 0)	17.6	0.95	-1.02	10	1.03*	8
<i>ThtExRCES31</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	12.7	0.97	-1.24	15	0.96*	8
<i>ThtExRCES35</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	17.4	0.97	-1.51	9	0.99*	8
<i>ThtExRCES310</i>	∇	(4, 0)	(0, 0)	15.1	0.95	-1.25	9	1.03*	8
<i>ThtExRCES41</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	15.5	0.97	-1.21	15	0.95*	8
<i>ThtExRCES45</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	18.1	0.96	-1.05	13	0.99*	8
<i>ThtExRCES410</i>	∇	(0, 0)	(0, 0)	24.1	0.94	-1.27	9	1.03*	8

Notas:

- ThtExRCES* $\varepsilon^* I$ identifica el tipo de preferencias. *ThtExRCES1*: el número (1) representa la elasticidad de sustitución entre el bien doméstico y el extranjero ($I = \varepsilon^* I \rightarrow \varepsilon = 0.1$).
- ∇ : Operador diferencia; B : Operador retardo; $\nabla_s = (1-B^s)$
- Correlación entre *ThtExR* y la ratio de los tipos de interés.
- El contraste ADF se desarrolla incluyendo una constante. Los valores críticos asintóticos proceden de MacKinnon (1996): 2.87 (5%), -2.57 (10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.
- El contraste KPSS se desarrolla incluyendo una constante. En este caso la hipótesis nula es que la serie es estacionaria. Los valores críticos proceden de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992, Tabla 1): 0.463 (5%), 0.347 (10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente

Gráfico 5. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma = 0$ $\varepsilon = 0.1$

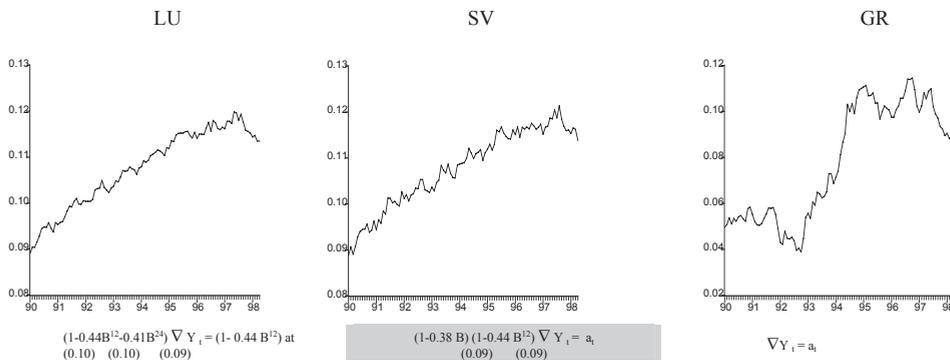


Gráfico 6. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma = 1$ $\varepsilon = 0.1$

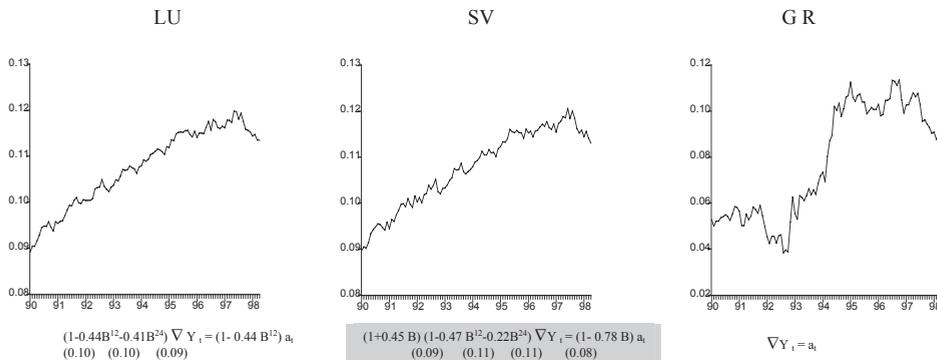


Gráfico 7. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma = 2$ $\varepsilon = 0.1$

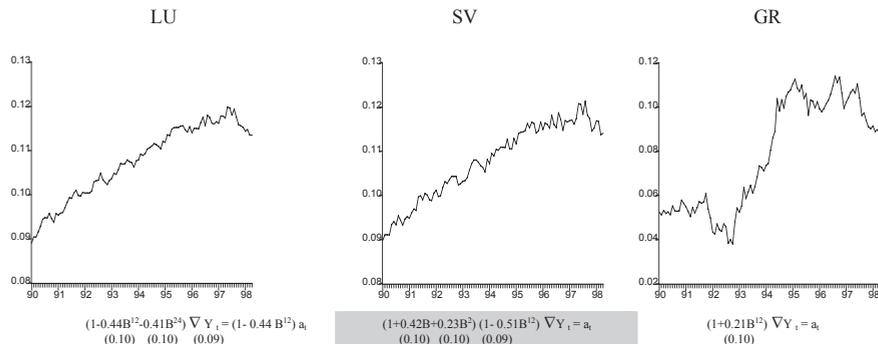


Gráfico 8. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma = 3, \varepsilon = 0.1$

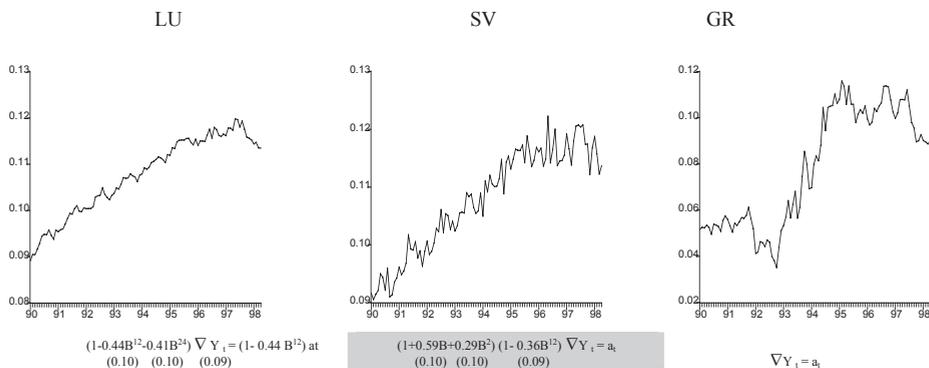
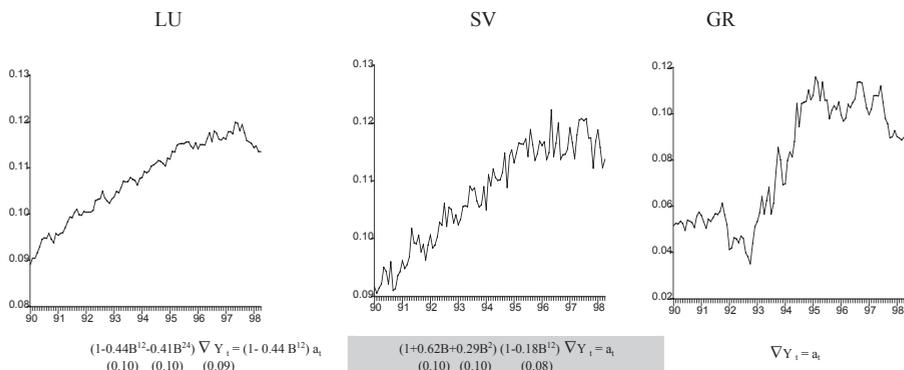


Gráfico 9. TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO: $\gamma = 4, \varepsilon = 0.1$



Sección 4. Análisis de Cointegración

Tabla 13. Contraste de cointegración entre $ThExRa$ y $ObsExR$ en el Modelo de GR.

$ThExRS_{TtV_D}$	β_0	β_1	R^2	$EG^{(6)}$	Lag	$SH^{(6)}$	Lag
$ThExRS00^{(9)}$	0.62 (0.01)	$-1.6*10^{-1}$ ($0.2*10^{-1}$)	0.51	-3.30**	0	0.29**	7
$ThExRS01$	0.61 (0.01)	$-0.3*10^{-2}$ ($0.1*10^{-2}$)	0.55	-3.33**	0	0.24**	7
$ThExRS02$	0.61 (0.01)	$-5.5*10^{-5}$ ($4.8*10^{-6}$)	0.57	-2.88	19	0.23**	7
$ThExRS03$	0.60 (0.01)	$-9.6*10^{-7}$ ($8.8*10^{-7}$)	0.55	-2.68	12	0.27**	7
$ThExRS04$	0.58 (0.01)	$-1.7*10^{-8}$ ($1.6*10^{-9}$)	0.52	-2.66	12	0.34**	7
$ThExRS10$	0.64 (0.02)	$-8.6*10^0$ ($1.1*10^0$)	0.37	-2.90	0	0.55*	7
$ThExRS11$	0.63 (0.01)	$-1.7*10^{-1}$ ($0.2*10^{-1}$)	0.46	-2.97	0	0.38*	7
$ThExRS12$	0.62 (0.01)	$-0.3*10^{-2}$ ($0.1*10^{-2}$)	0.55	-2.92	18	0.34*	7
$ThExRS13$	0.60 (0.01)	$-5.4*10^{-5}$ ($5.7*10^{-6}$)	0.48	-2.31	12	0.39*	7
$ThExRS14$	0.60 (0.01)	$-9.6*10^{-7}$ ($8.8*10^{-7}$)	0.45	-2.28	12	0.47*	7
$ThExRS20$	0.62 (0.02)	$-3.0*10^2$ ($0.8*10^2$)	0.12	-2.36	0	0.91*	8
$ThExRS21$	0.63 (0.02)	$-0.8*10$ ($0.1*10$)	0.25	-2.50	0	0.70*	8
$ThExRS22$	0.62 (0.02)	$-1.6*10^{-1}$ ($0.2*10^{-1}$)	0.32	-2.31	18	0.60*	8
$ThExRS23$	0.60 (0.01)	$-2.7*10^{-3}$ ($0.4*10^{-3}$)	0.34	-1.68	12	0.64*	7
$ThExRS24$	0.59 (0.01)	$-4.3*10^{-5}$ ($6.2*10^{-6}$)	0.33	-1.01	13	0.69*	7
$ThExRS30$	0.49 (0.03)	$3.5*10^3$ ($4.5*10^3$)	0.01	-2.22	4	1.07*	8
$ThExRS31$	0.55 (0.03)	$-1.3*10^2$ ($0.9*10^2$)	0.02	-2.17	0	1.05*	8
$ThExRS32$	0.58 (0.02)	$-4.8*10^0$ ($1.5*10^0$)	0.09	-2.23	0	0.95*	8
$ThExRS33$	0.58 (0.02)	$-9.9*10^{-2}$ ($2.4*10^{-2}$)	0.15	-0.37	13	0.89*	8
$ThExRS34$	0.57 (0.01)	$-1.7*10^{-3}$ ($0.4*10^{-3}$)	0.17	-0.50	13	0.88*	8
$ThExRS40$	0.41 (0.02)	$7.5*10^{-5}$ ($1.6*10^{-5}$)	0.19	-2.27	6	0.85*	8
$ThExRS41$	0.44 (0.02)	$1.0*10^4$ ($0.4*10^4$)	0.07	-2.27	4	0.98*	8
$ThExRS42$	0.49 (0.02)	$4.9*10$ ($7.6*10$)	0.00	-2.27	0	1.07*	8
$ThExRS43$	0.53 (0.02)	$-1.3*10^0$ ($1.3*10^0$)	0.01	-1.73	18	1.07*	8
$ThExRS44$	0.54 (0.02)	$-0.4*10^{-1}$ ($0.2*10^{-1}$)	0.04	-2.16	2	1.04*	8

Notas:

a) Entre paréntesis las desviaciones típicas estimadas.

b) Contraste de cointegración de Engle y Granger (1993) (EG). Primero se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios el siguiente modelo utilizando las series temporales del tipo de cambio para el período 1990:01 a 1998:04:

$$ObsExR_t = \beta_0 + \beta_1 ThExR_t + u_t^{ExR}$$

Donde, $ObsExR_t$ y $ThtExR_t$ son, respectivamente, el tipo de cambio observado y teórico. Después, se utiliza el contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos del modelo, se utiliza el criterio de Akaike para seleccionar el número de retardos. Si u_t^{EXR} es $I(0)$ entonces las variables $ObsExR_t$ y $ThtExR_t$ estarán cointegradas con el vector de cointegración $(1, -\beta_1)$. Los valores críticos asintóticos para el test EG proceden de Davidson y MacKinnon (1993): -3.34 (5%), -3.04 (10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

- c) Contraste de cointegración de Shin (1994) (SH). Primero se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios el siguiente modelo utilizando las series temporales del tipo de cambio para el período 1990:01 a 1998:04:

$$ObsExR_t = \beta_0 + \beta_1 ThtExR_t + u_t^{EXR}$$

Donde, $ObsExR_t$ y $ThtExR_t$ son, respectivamente, el tipo de cambio observado y teórico. Después, se utiliza el estadístico de contraste $SH = T^2 \sum_t S_t^2 / s^2(I)$ donde S_t^2 es el proceso de sumas parciales de los residuos u_t^{EXR} y $s^2(I)$ es un estimador semiparamétrico de la varianza del error de la regresión. La hipótesis nula es la existencia de cointegración. Los valores críticos proceden de Shin (1994): 0.314 (5%), 0.231 (10%). (*) y (**) representan el rechazo de la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

Tabla 14. Contraste de cointegración entre ObsExR y ThtExR en el Modelo de GR. Preferencias CES

<i>ThtExRCES</i> ε^{*10}	β_0	β_1	R^2	EG ^(b)	Lag	SH ^(c)	Lag
<i>ThtExRCES01</i> ^(a)	0.61 (0.01)	-1.34 (0.13)	0.53	-2.87	0	0.27**	7
<i>ThtExRCES05</i>	0.61 (0.01)	-1.31 (0.12)	0.54	-3.02	0	0.24**	7
<i>ThtExRCES010</i>	0.61 (0.01)	-1.23 (0.11)	0.55	-3.24**	0	0.23	7
<i>ThtExRCES11</i>	0.62 (0.01)	-1.34 (0.13)	0.53	-3.02	0	0.27**	7
<i>ThtExRCES15</i>	0.61 (0.01)	-1.37 (0.13)	0.54	-3.15**	0	0.25**	7
<i>ThtExRCES110</i>	0.61 (0.01)	-1.23 (0.12)	0.55	-3.29**	0	0.24**	7
<i>ThtExRCES21</i>	0.61 (0.01)	-1.34 (0.13)	0.52	-3.02	0	0.27**	7
<i>ThtExRCES25</i>	0.61 (0.01)	-1.30 (0.12)	0.54	-3.15**	0	0.25**	7
<i>ThtExRCES210</i>	0.61 (0.01)	-1.23 (0.11)	0.54	-3.36*	0	0.24**	7
<i>ThtExRCES31</i>	0.61 (0.01)	-1.32 (0.13)	0.52	-3.00	0	0.28**	7
<i>ThtExRCES35</i>	0.61 (0.01)	-1.29 (0.12)	0.54	-3.14**	0	0.25**	7
<i>ThtExRCES310</i>	0.61 (0.01)	-1.22 (0.11)	0.55	-3.37*	0	0.24**	7
<i>ThtExRCES41</i>	0.61 (0.01)	-1.31 (0.13)	0.51	-3.00	0	0.29**	7
<i>ThtExRCES45</i>	0.61 (0.01)	-1.27 (0.13)	0.53	-3.14**	0	0.26**	7
<i>ThtExRCES410</i>	0.61 (0.01)	-1.21 (0.11)	0.54	-3.28**	0	0.24**	7

Notas:

- a) Entre paréntesis las desviaciones típicas estimadas.
 b) Contraste de cointegración de Engle y Granger (1993) (EG). Primero se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios el siguiente modelo utilizando las series temporales del tipo de cambio para el período 1990:01 a 1998:04:

$$ObsExR_t = \beta_0 + \beta_1 ThtExR_t + u_t^{ExR}$$

Donde, $ObsExR_t$ y $ThtExR_t$ son el tipo de cambio observado y teórico, respectivamente. Después, se utiliza el contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos del modelo, se utiliza el criterio de Akaike para seleccionar el número de retardos. Si u_t^{ExR} es $I(0)$ entonces las variables $ObsExR_t$ y $ThtExR_t$ estarán cointegradas con el vector de cointegración $(1, -\beta)$. Los valores críticos asintóticos para el test EG proceden de Davidson y MacKinnon (1993): -3.34 (5%), -3.04 (10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

- c) Contraste de cointegración de Shin (1994) (SH). Primero se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios el siguiente modelo utilizando las series temporales del tipo de cambio para el período 1990:01 a 1998:04:

$$ObsExR_t = \beta_0 + \beta_1 ThtExR_t + u_t^{ExR}$$

Donde, $ObsExR_t$ y $ThtExR_t$ son, respectivamente, el tipo de cambio observado y teórico. Después, se utiliza el estadístico de contraste $SH = T^2 \sum_t S_t^2 / s^2 (1)$ donde S_t^2 es el proceso de sumas parciales de los residuos u_t^{ExR} y $s^2 (1)$ es un estimador semiparamétrico de la varianza del error u_t^{ExR} . La hipótesis nula es la existencia de cointegración. Los valores críticos proceden de Shin (1994): 0.314 (5%), 0.231 (10%). (*) y (**) representan el rechazo a la hipótesis nula al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

