

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y
EMPRESARIALES**

Departamento de Economía Cuantitativa



**LOS MODELOS DE EQUILIBRIO GENERAL
ESTOCÁSTICO Y EL TIPO DE CAMBIO**

**MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR
PRESENTADA POR**

Juan Ángel Jiménez Martín

Bajo la dirección del Doctor:

Rafael Flores de Frutos

Madrid, 2003

ISBN: 84-669-2261-X

Los Modelos de Equilibrio General Estocástico y el Tipo de Cambio

Juan Ángel Jiménez Martín
Director: **Rafael Flores de Frutos**

Tesis Doctoral
2002

Departamento de Economía Cuantitativa
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad Complutense de Madrid

Índice

Índice de abreviaturas	ix
-------------------------------------	----

Capítulo I: Introducción	1
---------------------------------------	---

Capítulo II: Modelos de Determinación del Tipo de Cambio	
---	--

II.1. Introducción	13
--------------------------	----

II.2. El tipo de cambio, nivel de precios y tipos de interés	15
--	----

II.2.1.- El tipo de cambio y el nivel nacional de precios	15
---	----

II.2.2.- El tipo de cambio y los tipos de interés	18
---	----

II.3. El tipo de cambio y las variables fundamentales	22
---	----

II.3.1.- El tipo de cambio y la balanza de pagos	22
II.3.2.- Modelos de activos	24
II.3.3.- Modelos con fundamentación microeconómica (I): Modelos de Equilibrio	27
II.3.4.- Modelos con fundamentación microeconómica (II): Modelos de Competencia Monopolística con Precios Rígidos	34
II.3.5.-El tipo de cambio y las Bandas de Fluctuación	37
II.4.- Resumen y conclusiones	40

Capítulo III: Modelos de Equilibrio Dinámicos Estocásticos del Tipo de Cambio

III.1. Introducción	42
III.2. Simulación del tipo de cambio Teórico	45
III.3 Tipo de cambio observado versus tipo de cambio simulado	50
III.3.1.- Función de utilidad separable	52
III.3.1.- Función de utilidad CES	54
III.4.- Análisis de Cointegración	56
III.5.- Resumen y Conclusiones	58
Apéndice III.A	61
Sección 1: Descripción de datos	61
Sección 2: Análisis univariante y de intervención	63
Apéndice III.B	67
Sección 1: Tipo de cambio simulado. Utilidad separable	67

Sección 2: Tipo de cambio simulado. Utilidad CES.	76
---	----

Capítulo IV: Tipo de Cambio e índices bursátiles

IV.1. Introducción	82
IV.2. Modelo teórico	85
IV.3. El tipo de cambio, variables fundamentales y rendimientos bursátiles	88
IV.4. Simulación y resultados	93
IV.5. Resumen y conclusiones	96
Apéndice IV.A	98
Sección 1: Tipo de cambio simulado. Utilidad Separable	98
Sección 2: Tipo de cambio simulado. Utilidad CES.	102

Capítulo V: Preferencias con Shocks Estacionales

V.1. Introducción	105
V.2. Preferencias con shocks estacionales en un modelo de determinación del tipo de cambio	107
V.3. Estimación y resultados	110
V.3.1.- Estimación de los parámetros que definen las preferencias de los agentes	110
V.3.2.- Tipo de cambio observado versus teórico	114
V.3.3.- Análisis de cointegración	116
V.4. Resumen y conclusiones	117

Apéndice V.A. Descripción de los datos	120
Apéndice V.B.	126
Sección 1: Descripción del procedimiento de estimación	126
Sección 2: Estacionariedad en las variables de las condiciones de ortogonalidad.	131
Sección 3: Problemas de autocorrelación en la estimación por GMM	132
Apéndice V.C.	133
Sección 1: Diagnóstico de la estimación por GMM	133
Sección 2: Análisis gráfico del tipo de cambio teórico versus el tipo de cambio observado.	135
Capítulo VI: Conclusiones	138
Bibliografía	144
Anexo 1. Datos	158
Anexo 2: Incertidumbre Macroeconómica y la Prima de Riesgo en el Mercado de divisas	
A2.1. Introducción	180
A2.2. Modelo teórico	185
A2.3. Modelo empírico	191
A2.3.1.- Definición operativa de la prima de riesgo	191

A2.3.2.- Supuestos sobre las preferencias de los consumidores	192
A2.3.3.- Supuestos sobre comportamiento estocástico de las variables	194
A2.3.3.1.- Variables fundamentales	195
A2.3.3.2.- Política macroeconómica	196
A2.3.4.- Expresiones de la prima de riesgo	197
A2.3.4.1.- Interpretación de la prima de riesgo	199
A2.4. Estimación y contraste del modelo empírico	202
A2.4.1.- Probabilidad de cambio de régimen	203
A2.4.2.- Especificación y estimación de los segundos momentos condicionales	204
A2.4.3.- Contraste del modelo de la prima de riesgo .	208
A2.5. Contraste empírico de la prima de riesgo	208
A2.5.1.- Descripción de los datos	210
A2.5.2.- Grado de integración de las variables	210
A2.5.3.- Análisis de la presencia de atípicos en las variables	212
A2.5.4.- Estimación de las varianzas y covarianzas condicionales	213
A2.5.5.- Estimación de los modelos de la prima de riesgo	216
A2.6.- Conclusiones	221
Apéndice	223

Sección 1: Política gubernamental y la prima de riesgo	223
Sección 2: Orden de integración de las variables.	224
Sección 3: Estimación de los Modelos GARCH	225
Sección 4: Estimación de la prima de riesgo	228
Bibliografía	231

Índice de Abreviaturas

ALE	Alemania
BP	Teoría de Flujos de la Balanza de Pagos
ESP	España
GMM	Método Generalizado de los Momentos
GR	Modelo de Grilli y Roubini (1992)
HO	Modelo de Hodrick (1989)
JAP	Japón
LU	Modelo de Lucas (1982)
MPF	Modelo Monetario con precios flexibles
MPR	Modelo Monetario con precios rígidos
MPB	Modelo de Selección de Cartera o <i>Portfolio Balance</i>
PCTI	Paridad Cubierta de los Tipos de Interés
PDTI	Paridad Descubierta de los Tipos de Interés
PPA	Paridad del Poder Adquisitivo
RU	Reino Unido
ST	Modelo de Stockman (1980)
SV	Modelo de Svensson (1985)
USA	Estados Unidos

IDENTIFICADORES

D	Superíndice o subíndice que identifica al país Doméstico
F	Superíndice o subíndice que identifica al país Extranjero

X_{it}^j Cantidad demandada del bien X (producto, dinero, acciones, etc.), que pertenece al país j ($j = D, F$), por un individuo que reside en el país i ($i = D, F$)

VARIABLES

B_t^j Stock de bonos emitido en el país j

C_{it}^j Cantidad consumida del bien producido en el país j por un individuo que reside en el país i

F_t^{t+1} Tipo de Cambio *Forward* en el período t para el período $t+1$: unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera

G_t^j Gasto Público en el país j

M_t^j Masa Monetaria total del país j

N_t^j Cantidad de dinero del país j destinado a comprar bienes en un modelo con restricciones de liquidez en el mercado de activos

P_t^j Nivel general de precios del país j

q_t^j Precio de los bonos emitidos por el Tesoro del país j

Q_t^j Precio de las acciones emitidas en el país j

r_t^j Tipos de interés de los bonos del país j

S_t Tipo de Cambio Nominal *Spot*: unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera

S_t^{GR} Tipo de Cambio teórico según Grilli y Roubini (1992)

S_t^{LU} Tipo de Cambio teórico según de Lucas (1982)

S_t^{MERB} Tipo de Cambio teórico a partir del Modelo de Equilibrio con Rendimientos Bursátiles

S_t^{SV} Tipo de Cambio teórico según Svensson (1985)

τ_t^j Transferencias del gobierno en el país j

ω_t^j Número de acciones en el país j

Y_t^j Nivel de Producción del país j

Z_t^j Cantidad de dinero del país j dedicado a comprar activos en un modelo con restricciones de liquidez en el mercado de activos

Series Temporales utilizadas

Agregados Monetarios

M2ALE	M2 de Alemania
M2ESP	M2 de España
M2JAP	M2 de Japón
M2RU	M2 del Reino Unido
M2USA	M2 de Estados Unidos

Producción

IPIALE	Índice de Producción Industrial de Alemania
IPIESP	Índice de Producción Industrial de España
IPIJAP	Índice de Producción Industrial de Japón
IPIRU	Índice de Producción Industrial del Reino Unido
IPIUSA	Índice de Producción Industrial de Estados Unidos

Índices Bursátiles

DAX	Índice Dax-Xetra de la bolsa de Francfort
DJ	Índice Dow-Jones de la bolsa de Nueva York
FT	Índice FT-SE 100 de la bolsa de Londres
IGBM	Índice General de la bolsa de Madrid
NIKKEY	Índice Nikkei-225 de la bolsa de Tokio

Tipos de Cambio

Series observadas

TCDM\$	Marcos por dólar
TCLBDM	Libras por marco
TCLB\$	Libras por dólar
TCLB\$I	Libras por dólar (Intervenida)
TCPTSDM	Pesetas por marco
TCPTS\$	Pesetas por dólar
TCYENDM	Yenes por marco
TCYEN\$	Yenes por dólar

Series simuladas

TCDM\$T	Marcos por dólar
TCLBDMT	Libras por marco
TCLB\$T	Libras por dólar
TCPTSDMT	Pesetas por marco
TCPTS\$T	Pesetas por dólar
TCYENDMT	Yenes por marco
TCYEN\$T	Yenes por dólar

Tipos de Interés

RCRU	Tipo de interés a corto plazo del Reino Unido: media diaria del tipo interbancario a tres meses
RCUSA	Tipo de interés a corto plazo de Estados Unidos: media diaria del tipo de interés de los certificados de depósitos

Capítulo I

Introducción

La incertidumbre sobre el comportamiento del tipo de cambio ha planteado una importante discusión política y ha sido objeto de una extensa literatura teórica y empírica, de manera especial, a partir de la ruptura del sistema de Bretton Woods. Este sistema monetario internacional, que funcionó desde el final de la II Guerra Mundial hasta 1971, mantenía la paridad de las monedas fijada con el dólar. A partir de ese momento las fluctuaciones en el valor de las monedas va a venir determinado por el libre funcionamiento del mercado.

La historia ha demostrado que dichas fluctuaciones no responden a pautas sencillas de entender y el número de trabajos en los que se ha abordado el análisis del tipo de cambio es enorme. MacDonal y Taylor (1992) y Taylor (1995) presentan una revisión de la literatura teórica y empírica que se desarrolla durante las décadas de los 70 y 80. Frankel y Rose (1995) analizan la evidencia empírica. Isard (1995) presenta el contexto macroeconómico en el que se desenvolvían las distintas corrientes que iban surgiendo. En Sercu y Uppal (2000) se pueden encontrar las últimas tendencias.

El seguimiento de esta literatura refleja que los métodos analíticos empleados por los economistas para estudiar el comportamiento del tipo de cambio han evolucionado drásticamente incorporando robustos fundamentos microeconómicos. Así, el comportamiento de las variables responde al resultado de un proceso de equilibrio macroeconómico con agentes racionales maximizando su utilidad. En particular, la evolución del tipo de cambio vendrá determinado por la aptitud de los agentes ante las fluctuaciones de los agregados macroeconómicos.

El modelo del agente representativo, como instrumento de análisis, tiene muchas propiedades deseables. Su adaptabilidad lo ha convertido en una herramienta habitual en la investigación de la economía financiera internacional. Lucas (1978, 1982), Helpman y Razin (1979, 1982) y Stockman (1980, 1983, 1987) se pueden considerar los pioneros en incorporar los modelos de equilibrio dinámicos para analizar problemas de economía internacional. Después, Svensson (1986) y Hodrick (1988) modifican la secuencia temporal en la que los agentes reciben la información y Grilli y Roubini (1992) incorpora restricciones de liquidez en el mercado de activos persiguiendo una mejora en la capacidad explicativa de los modelos.

Es habitual encontrar artículos que tratan de fundamentar la existencia de primas de riesgo en el mercado de divisas, así como los posibles determinantes de las mismas, haciendo referencia al modelo de Lucas (1982) y Svensson (1986). Véase Hodrick (1989), Singleton (1990), Kaminsky y Peruga (1990) y Engle (1992), Dutton (1993), Bekaert (1994), Hu (1997) y Jiménez y Peruga (1999). Recientes modelos de valoración de activos denominados en divisas (acciones, opciones sobre acciones) hacen referencia a las condiciones de equilibrio de Lucas (1982), como Bakshi y Chen (1997) y Cao (2001).

Este enfoque goza de una amplia aceptación teórica, pero la evidencia empírica sigue mostrando dificultades para aceptarlo, especialmente cuando se trata de analizar el comportamiento del tipo de cambio. Meese y Rogoff (1983a) comparan la capacidad predictiva de varios modelos estructurales de tipos de cambio con la

predicción obtenida a partir de un paseo aleatorio. Tras comparar la Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM) de las previsiones, el estudio concluye que ninguno de los modelos supera al paseo aleatorio, incluso al utilizar los valores reales de las variables explicativas en las previsiones dinámicas. Meese y Rose (1991) tratan de explicar el fracaso en la predicción de los modelos estructurales basándose en la existencia de relaciones no lineales entre el tipo de cambio y las variables fundamentales. Por último, Chinn y Meese (1995), en la misma línea de Meese y Rogoff (1983b), recurren a modelos de corrección del error con restricciones. Con esta estrategia se consigue superar al paseo aleatorio en períodos superiores a los 12 meses. De la misma forma, los contrastes de los modelos de primas obtienen escaso poder explicativo, véase Hodrick (1989), Hu (1997) y Jiménez y Peruga (1999).

En este contexto, muchos se preguntan si se dan las condiciones para renunciar a los modelos de equilibrio. En particular, el supuesto de equilibrio con flexibilidad de precios ha sido objeto de importantes críticas que han desembocado en los modelos de competencia monopolística con rigidez de precios, en la línea del trabajo de Obstfeld y Rogoff (1995) y Chari, Kehoe y McGrattan (1998). Representando un escenario apropiado para el análisis de la política económica y sus efectos sobre el bienestar, sin embargo, esta corriente de investigación de la nueva macroeconomía presenta ciertas limitaciones: (1) la literatura teórica ha crecido de forma exponencial, pero la investigación empírica no ha mostrado idéntica evolución, es difícil encontrar contrastes formales; (2) las conclusiones teóricas que se obtienen dependen, en gran medida, de los parámetros de las funciones que definen las preferencias de los individuos, la tecnología de las empresas, las reglas de fijación de precios, etc. y (3) la dificultad de este enfoque para implementarlo en modelos de valoración de activos.

Es importante tener una referencia estructurada y evitar o, al menos, reducir la arbitrariedad de los primeros modelos del tipo de cambio. Para esta función el modelo de equilibrio de agente representativo es el mejor de los disponibles hasta el

momento. Pero es necesario analizar si es posible obtener mejores resultados con un tratamiento apropiado de la arbitrariedad que es inevitable en cualquier modelo teórico: la naturaleza de la función objetivo, el rango y el tipo de variables de decisión, la especificación de las restricciones, la estructura del mercado, etc.

En este sentido, esta Tesis investiga los problemas de los modelos de equilibrio como teoría de determinación del tipo de cambio. Se analiza los modelos desarrollados hasta el momento y se plantean dos modificaciones con el propósito de solucionar algunas de las deficiencias observadas. Tres son los objetivos que se plantean:

El primer objetivo es analizar una secuencia de modelos de equilibrio con distintos niveles de complejidad e investigar su comportamiento a la hora de replicar las características observadas del tipo de cambio, cuestión de vital relevancia para la teoría financiera internacional: “si los modelos teóricos más sencillos de determinación del tipo de cambio no replican las características básicas del mismo, es dudosa su capacidad para explicar cuáles son los factores que determinan las primas de riesgo en el mercado de divisas, o cuál es el valor de las acciones negociadas en Londres para un inversor americano”. La posibilidad de obtener soluciones explícitas para algunas de las variables endógenas de los modelos permite generar series temporales de las mismas y comparar su comportamiento con el de las variables reales.

El segundo objetivo está relacionado con la dificultad para identificar empíricamente la relación teórica entre el tipo de cambio y los agregados macroeconómicos. Se trata de investigar la relación entre los mercados de divisas y la evolución de la rentabilidad en las bolsas internacionales. Esto puede ayudar a entender ciertas pautas de comportamiento entre las variables fundamentales y el tipo de cambio diferentes a las tradicionalmente mantenidas. El grado de movilidad de capitales implica que cada vez es más difícil controlar el tipo de cambio a través de la política monetaria, argumento en el que se fundamentaban gran parte de los

modelos teóricos. El nivel de desarrollo adquirido por los mercados bursátiles debilita el impacto de dicha política sobre los mercados de divisas. En esta literatura, la elección de los activos que se pueden negociar en la economía, normalmente, se han restringido a bonos del estado y dinero. Es evidente que la emisión y el atractivo de la deuda pública es cada vez menor, sin embargo, se detecta un incremento en el flujo de capitales a través de las fronteras para invertir en las bolsas internacionales.

El tercer objetivo de la Tesis es encontrar un tratamiento específico para las fluctuaciones estacionales dentro del contexto de los modelos de equilibrio. Los modelos de equilibrio dinámicos tratan de describir e interpretar las propiedades del tipo de cambio a partir de las decisiones óptimas de los agentes ante fluctuaciones en los agregados macroeconómicos. Cuando se trabaja con frecuencias superiores al año (trimestres, meses) una de las características habituales en los agregados son las fluctuaciones estacionales. Tradicionalmente se ha considerado que los mecanismos que explican dichas fluctuaciones no presentan ningún interés y son diferentes a los que explican las fluctuaciones cíclicas. Pero si las fluctuaciones estacionales son una propiedad habitual en los agregados macroeconómicos y estos teóricamente determinan el tipo de cambio, ¿no tiene relevancia determinar cómo los agentes procesan estos comportamientos cuando tomas sus decisiones?

El desarrollo de estos objetivos se realiza a lo largo de los seis capítulos que forman esta Tesis Doctoral. Los capítulos II y III desarrollan el primer objetivo expuesto anteriormente. Los capítulo IV y V tratan de cumplir el segundo y tercer objetivo, respectivamente. Por último, en el Capítulo VI se muestran las principales conclusiones.

El **Capítulo II**, “Modelos de Determinación del Tipo de cambio”, tiene como objetivo presentar una revisión de la literatura que se ha desarrollado como resultado de la intensa actividad investigadora en este área de la macroeconomía. El volumen de trabajos sobre este tema es enorme, por lo que no se pretende explorar la literatura de forma pormenorizada, sino mostrar los rasgos principales que definen los distintos

enfoques. Esta revisión supone un acercamiento a la evolución histórica y al estado de la cuestión en el momento actual.

Se analizan detalladamente las características fundamentales de la literatura relativa a los modelos de equilibrio (autores más relevantes, supuestos básicos, hipótesis derivadas de este planteamiento) y la evolución teórica que ha seguido desde Lucas (1978, 1982), Helpman y Razin (1979, 1982) y Stockman (1980, 1983, 1987) considerados los precursores.

El **Capítulo III**, “Modelos de Equilibrio Dinámicos del Tipo de cambio”, analiza capacidad de los modelos de equilibrio para replicar las características del tipo de cambio. Los economistas mantienen un extenso debate sobre los métodos apropiados para establecer la relevancia empírica de los modelos económicos. Para contrastar estos modelos con los métodos econométricos tradicionales, es necesario incorporar nuevos supuestos sobre el comportamiento estocástico de las variables. La inferencia realizada de este modelo será válida en la medida que los supuestos adicionales no encubren o cambian los rasgos del modelo original.

En este capítulo, se plantea un enfoque en línea con el trabajo de Watson (1993) que desarrolla a partir de Kydland y Prescott (1982) y Prescott (1986). En términos generales, este enfoque se pregunta si los datos de la economía real participan con ciertas características de los datos generados por la economía artificial obtenida a partir del modelo económico. El modelo económico se considera como una aproximación al proceso estocástico que genera los datos actuales. Después, este proceso estocástico puede ser comparado con el proceso estocástico que caracteriza a las variables realmente observadas.

Bajos ciertos supuestos, se obtienen soluciones cerradas para las variables endógenas del modelo en función de las exógenas. En particular, el tipo de cambio entre dos monedas es una función no lineal del nivel de producción, los agregados monetarios, los tipos de interés de los países y los parámetros que definen las

preferencias de los agentes. Aproximando las variables que habitualmente representan los agregados macroeconómicos y eligiendo un rango de valores para los parámetros, es posible obtener series temporales del tipo de cambio a partir de las expresiones de equilibrio. Se van a utilizar tres artículos que representa fielmente el origen y evolución de los modelos de equilibrio como teoría de determinación del tipo de cambio: Lucas (1982), Svensson (1985) y Grilli y Roubini (1992). El estudio se va a realizar para el tipo de cambio entre la libra y el dólar.

Una de las novedades de esta Tesis, dado el contexto en el que se desarrolla, consiste en utilizar todos los datos sin desestacionalizar. Esto condiciona el proceso estocástico de las series temporales generadas a partir de las condiciones de equilibrio del modelo teórico. Cuando los tipos de interés no aparecen en el proceso generador de los datos, el tipo de cambio teórico presenta una raíz estacional en la mayor parte de los casos y el proceso estocástico de las variables generadas no se corresponde con el que presenta la variable realmente observada. Cuando se incorporan los tipos de interés a corto plazo al proceso generador [Grilli y Roubini (1992)], se incrementa la varianza de las series generadas y, en algunos casos, se replica el proceso estocástico (paseo aleatorio) que presenta el tipo de cambio observado. Pero los tipos de interés unilateralmente parecen determinar la evolución del tipo de cambio.

Los resultados obtenidos en el capítulo anterior, motivan El **Capítulo IV**, “Tipos de Cambio e Índices Bursátiles”. Con un modelo similar al de Grilli y Roubini (1992) se analiza la relación entre el mercado de acciones y la evolución del mercado de divisas. Se pretende valorar en qué medida esta conexión puede contribuir a explicar algunas de las irregularidades que se derivan en las simulaciones con datos reales.

En el modelo, los agentes tienen restricciones de liquidez para comprar activos que, en este caso, son participaciones en empresas. De esta forma, el tipo de cambio de equilibrio depende de la liquidez en el mercado de activos. Esto tiene dos

importantes consecuencias: 1) los *shocks* inesperados en los mercados financieros provocan efectos liquidez, determinan la rentabilidad de las carteras internacionales de los agentes y afectan al tipo de cambio de equilibrio y 2) la volatilidad de las bolsas internacionales repercute en la volatilidad del tipo de cambio.

Cómo en el Capítulo III, particularizando para las preferencias habituales se generan series temporales a partir de la solución de equilibrio para el tipo de cambio teórico. En este caso, el componente estacional es más suave en relación a las series temporales generadas con el modelo de Lucas (1982) y Svensson (1986), pero no es posible replicar el proceso estocástico de la variable observada.

En este contexto se plantea el **Capítulo V**, “Preferencias con *Shocks* Estacionales”. Partiendo del modelo de equilibrio dinámico planteado en el capítulo anterior, se caracteriza a los agentes con las preferencias definidas por Miron (1986). Las preferencias recogen el comportamiento estacional en las decisiones de los agentes que suaviza las fluctuaciones estacionales en los agregados macroeconómicos. De esta forma, si la renta es estacional no implica que el consumo e inversión sean necesariamente estacionales. Puesto que el consumidor tiene en cuenta los cambios esperados en su renta futura, puede elegir sendas de consumo e inversión más suaves prestando y pidiendo prestado. Este mecanismo puede explicar el comportamiento observado en el tipo de cambio.

Cuando las fluctuaciones estacionales se consideran explícitamente en el modelo, las series temporales del tipo de cambio teórico no presentan estacionalidad. Si la evidencia empírica es resultado de un proceso de equilibrio, una de las posibles explicaciones es la existencia de shocks estacionales en las preferencias de los agentes que impliquen comportamientos estacionales en las decisiones de consumo e inversión.

En el **Capítulo VI** se exponen los resultados obtenidos a lo largo de la Tesis y se extraen las principales conclusiones. Adicionalmente se proponen algunas

extensiones y posibles líneas de investigación que han ido surgiendo en el desarrollo de la misma.

Además, se incluyen dos Anexos. En el **Anexo 1** aparecen los datos que se han utilizado para las simulaciones y estimaciones que se realizan en los capítulos III IV y V. La muestra formada por 148 observaciones mensuales desde enero de 1986 hasta abril de 1998 se refiere a Alemania (ALE), España (ESP), Japón (JAP), Reino Unido (RU) y Estados Unidos (USA). Las variables que tradicionalmente se utilizan para medir mensualmente la actividad real es el Índice de Producción Industrial (IPIPAÍS) y el agregado monetario usado es M2(M2PAÍS). También, se dispone de una medida del tipo de interés a corto plazo, para el Reino Unido RCRU (media diaria del tipo interbancario a tres meses) y para Estados Unidos RCUSA (media diaria del tipo de interés de los certificados de depósitos).

Se dispone de los índices bursátiles oficiales de cada uno de los países. En el caso de USA se trata del índice Dow-Jones de la bolsa de Nueva York (DJ), para el RU es el índice FT-SE 100 de la bolsa de Londres (FT), el índice Dax-Xetra (DAX) representa la evolución bursátil de la bolsa de Francfort, en el caso de JAP es el índice Nikkei-225 (NIKKEI) de la bolsa de Tokio y por último, para ESP se utiliza el índice General de la bolsa de Madrid (IGBM). Con base en diciembre de 1994, el IGBM proviene de la Bolsa de Madrid,

Se ha utilizado el tipo de cambio para todas las monedas en relación al dólar: Marco (DM\$), Peseta (PT\$), libra (LB\$), Yen (YEN\$). A partir de estos, se puede obtener cualquier relación bilateral entre las distintas monedas.

Los datos sin desestacionalizar provienen de la OCDE, excepto las masas monetarias que se han obtenido de la base de datos EcoWin y los índices bursátiles que los proporciona el Financial Times.

Por último, se presenta el **Anexo 2** en el que aparece el trabajo “Incertidumbre Macroeconómica y la Prima de Riesgo en el Mercado de Divisas”.

Utilizando el modelo de Lucas (1982) se analiza la naturaleza de las primas de riesgo en las monedas que teóricamente formarían parte del euro el 1 de enero de 1999. Se desarrolla y contrasta empíricamente un modelo que caracteriza la prima de riesgo en el mercado de divisas como una función explícita de la incertidumbre económica observable por los individuos.

Esta investigación se llevó a cabo en pleno proceso de convergencia de los países de la Unión Europea y en un momento en el que no estaba claro qué países serían seleccionados, en la primera semana de Mayo de 1998, por el Consejo Europeo para formar parte del selecto grupo cuyas monedas se incorporarían al área Euro el 1 de Enero de 1999.

El proceso de transición hacia la moneda única europea vino jalonado por numerosos episodios de incertidumbre que no sólo afectaron a las expectativas sobre el valor futuro de las monedas, sino que también incrementó la volatilidad en los mercados de divisas afectando al riesgo de las diferentes monedas. En esta situación, se desarrolla un especial interés por conocer los factores que determinan el precio a pagar para cubrirse de este riesgo. La existencia de primas riesgo es una cuestión que ha despertado mucho interés dentro de la economía financiera internacional. Analizar su naturaleza ayuda a entender el funcionamiento del mercado de divisas.

Los distintos enfoques no ofrecen una explicación clara del origen de las mismas. Este trabajo se realiza partir del artículo de Hu (1997). El planteamiento teórico se apoya en el modelo de valoración de activos de Lucas (1982), analizado en los Capítulos II y III de esta Tesis. Suponiendo un comportamiento log-normal en las variables se obtiene una expresión de la prima de riesgo en función de los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales (oferta monetaria y la producción), permitiendo caracterizar explícitamente la prima de riesgo como una función de la incertidumbre económica fundamental. Esta formulación de la prima de riesgo tiene una interpretación más intuitiva que las anteriores al reflejar de manera natural las causas económicas observables del riesgo percibido por los

inversores.

Adicionalmente se incorpora al modelo otra fuente relevante de incertidumbre derivada de los posibles cambios en la política macroeconómica. Se tiene en mente el caso de los países europeos que han debido adaptar sus políticas macroeconómicas para controlar la inflación y del déficit público, y así acceder a la moneda única.

La caracterización estocástica de esta segunda fuente de incertidumbre se asemeja a la del denominado “problema del peso” [vease Krasker (1980), Borensztein (1987), Lewis (1988) y Kaminsky y Peruga (1991)]. Se supone que el gasto público viene caracterizado por un proceso estocástico binomial. Puede tomar dos posibles valores (política fiscal contractiva o expansiva) con probabilidades cambiantes en el tiempo p_t y $(1-p_t)$ respectivamente. En la medida en que el gasto público afecta negativamente al bienestar del sector privado (por ejemplo, vía déficit público), esta variable debe ser considerada relevante en la determinación de la prima de riesgo. En el escenario que estamos considerando, p_t pretende capturar la probabilidad de cumplimiento de los criterios de convergencia para el acceso a la moneda única, objetivo que en la mayoría de los países ha requerido la puesta en marcha de medidas de política macroeconómica específicas.

De esta forma se obtiene un modelo para la prima de riesgo que incorpora dos fuentes de incertidumbre: (1) la derivada del comportamiento estocástico de la economía y (2) la derivada de los posibles cambios en la política macroeconómica. Para contrastarlo se recurre a las relaciones bilaterales entre el franco francés, la libra esterlina, el marco alemán y la peseta española.

Los resultados reflejan que la evidencia favorable a la presencia de una prima de riesgo en los tipos forward es, en general, sólo parcialmente significativa, quizás debido a la posibilidad de diversificar estos riesgos internacionalmente. El mayor poder explicativo del modelo se manifiesta en el periodo posterior a 1994, tras la

aprobación por los parlamentos nacionales de los criterios de convergencia hacia la moneda única, y es el término que mide la contribución a la prima de riesgo de la incertidumbre sobre la política macroeconómica el que, en líneas generales, exhibe un poder explicativo más uniforme. No hay diferencias significativas en el comportamiento del modelo de la prima de riesgo entre las diferentes relaciones bilaterales analizadas, exceptuando a aquellas que involucran a la libra esterlina debido probablemente a su renuncia a estar presente en la primera fase de la construcción del euro. Finalmente, resulta sorprendente que la variabilidad de la política monetaria no juegue un papel más relevante en la prima de riesgo que el que manifiestan los resultados empíricos.

Capítulo II

Modelos de Determinación del Tipo de Cambio

II.1.- INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio es el valor de una moneda en términos de otra, es por tanto el precio de un activo financiero. Hay distintos enfoques para determinar el nivel de este precio. Según el enfoque monetario, el tipo de cambio queda determinado por la oferta y demanda de cada una de las monedas. Con anterioridad a este enfoque, se consideraba que los principales determinantes de los tipos de cambio eran los flujos del comercio internacional. Así, se destacaba el papel del tipo de cambio a la hora de corregir los desequilibrios derivados de este comercio. En este contexto, sería de esperar que países con superávit comercial corriente experimentasen una apreciación de su moneda, mientras que se depreciase la de los países con déficit comercial. Tales movimientos en los tipos de cambio afectarían a los precios relativos entre

países y compensarían parte de estos desequilibrios.

Sin embargo, la historia ha demostrado que el comportamiento del tipo de cambio no responde a pautas sencillas de entender. Las teorías de flujos y el enfoque monetario han evolucionado considerablemente, pero todavía no se ha encontrado una teoría global capaz de explicar el comportamiento del tipo de cambio. El año 1973, en el que la mayoría de los países aplicaban el sistema de tipos de cambio flexibles, se puede considerar como un punto de inflexión en la investigación teórica y empírica. Comienza una nueva etapa caracterizada por la mayor disponibilidad de datos, tanto del tipo de cambio como de los factores que supuestamente lo determinan, lo que provoca una extensiva investigación en este campo.

El objetivo de este capítulo es presentar una revisión de la literatura que ha generado esta intensa actividad investigadora. El volumen de trabajos sobre este tema es enorme, por lo que no se pretende explorar la literatura de forma pormenorizada, sino mostrar los rasgos principales que definen los distintos enfoques. Esta revisión supone un acercamiento a la evolución histórica de las teorías de determinación del tipo de cambio y al estado de la cuestión en el momento actual.

Existen distintos trabajos cuyo objetivo es similar al de este capítulo. Por ejemplo, MacDonal y Taylor (1992), Taylor (1995) presentan una revisión de la literatura teórica y empírica de los modelos de determinación del tipo de cambio que se desarrollaron en los años 70 y 80. Frankel y Rose (1995) analizan la evidencia empírica. Isard (1995) plantea una revisión que se remonta desde las primeras teorías hasta las corrientes actuales, situándolas en el contexto macroeconómico en el que se desarrollaron. Recientemente, Sercu y Uppal (2000) realizan un breve repaso, en el que se presta especial atención a aquellos modelos en los que la fundamentación microeconómica adquiere vital importancia.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente forma. La sección II.2 revisa las condiciones que se derivan de la relación entre tipos de cambio, precios y tipos

de interés. Desde el principio, se pensó que la evolución del tipo de cambio estaba vinculada con el nivel de precios y con los tipos de interés. Esta investigación desembocó en una serie de propuestas *ad hoc* como la Paridad Poder del Adquisitivo o la Paridad Cubierta del Tipo del Interés que han perdurado en el tiempo y que se constituyen como supuestos de partida de la mayor parte de las teorías de determinación del tipo de cambio que se han desarrollado posteriormente. Éstas se presentan en la sección II.3. Por último, en la sección II.4 se hace un resumen del capítulo.

II.2.- EL TIPO DE CAMBIO, NIVEL DE PRECIOS Y TIPOS DE INTERÉS

Las primeras teorías sobre el comportamiento del tipo de cambio se limitaban a analizar la conexión entre esta variable, el nivel de precios y los tipos de interés. La hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo se utilizaba para explicar la reacción del tipo de cambio ante variaciones de las tasas de inflación entre los países.

La concepción de la relación entre el tipo de cambio y los diferenciales de tipos de interés internacionales se origina al final del siglo XIX, durante la vigencia del Patrón Oro. El gobierno británico reconocía el efecto de los tipos de interés sobre el tipo de cambio. Elevando los tipos de interés nacionales el valor de la moneda podía fortalecerse. En la actualidad la investigación se centra en la discusión sobre el cumplimiento de la paridad cubierta y descubierta de los tipos de interés.

Dada la relevancia posterior de estas teorías, esta sección se dedica a exponer las distintas versiones que han surgido a partir de la propuesta inicial, se analiza la evidencia empírica y se presentan algunas limitaciones que se convirtieron en un estímulo para la literatura empírica y teórica que se desarrolló posteriormente.

II.2.1.- El Tipo de Cambio y el Nivel Nacional de Precios.

La Escuela de Salamanca en España fue la primera en apreciar en el siglo XVI que el tipo de cambio se encontraba relacionado con el nivel nacional de

precios¹. El desarrollo de esta hipótesis está vinculada a la teoría cuantitativa del dinero en un momento en el que la entrada de oro y plata de América, recientemente descubierta, estaba afectando de forma considerable a la oferta monetaria y al nivel de precios.

A pesar de que se siguió investigando sobre la relación entre el tipo de cambio y el nivel de precios, no es hasta 1918 cuando Gustav Cassel acuña el término de Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). La amplia literatura desarrollada en torno a este concepto consideraba que la evolución del tipo de cambio estaba estrechamente relacionada con el poder adquisitivo relativo de la unidad de moneda nacional. En particular, en relación al comportamiento del tipo de cambio durante la II Guerra Mundial, Cassel escribió:

“La inflación que se produjo durante la guerra disminuyó el poder de compra de las monedas nacionales en todos los países, aunque en distinta cuantía, y se esperaba que el tipo de cambio se desviara de su vieja paridad proporcionalmente a la inflación de cada país.

En cada momento la paridad real entre dos países está representada por la relación entre el poder adquisitivo de las monedas en sus respectivos países. Propongo llamar a esto “la paridad del poder adquisitivo”. Si hay libertad de movimiento de mercancías y existe un considerable intercambio comercial entre los dos países, el tipo de cambio no tiene que desviarse mucho de esta paridad del poder adquisitivo”².

(Cassel, 1918, p.403)

Tradicionalmente se han diferenciado dos versiones para la PPA. Así, la

¹ Einzig (1970) y Officer (1982), que citan a Grice-Hutchinson (1952)

² En sus últimos trabajos, Cassel (1922) aclaró que consideraba la PPA como una tendencia, proponiendo una serie de factores que provocan desviaciones de la misma.

hipótesis de la PPA absoluta establece que el tipo de cambio entre las monedas de dos países debería ser igual al ratio entre los niveles de precios de ambos,

$$S = \frac{P^D}{P^F} \quad (\text{II.2.1})$$

donde S es el tipo de cambio nominal medido en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera, P^D es el nivel de precios del país que se considera nacional y P^F es el nivel de precios del país extranjero. Según esta teoría, el coste en moneda nacional de una cesta de bienes representativos, debe ser el mismo en todos los países. Por otro lado, la hipótesis de la PPA relativa, defiende que el tipo de cambio debería ser una proporción constante del ratio de los niveles de precios,

$$S = k \frac{P^D}{P^F} \quad (\text{II.2.2})$$

donde k es un parámetro constante.

Habitualmente para contrastar cualquiera de las dos teorías, se recurre a expresiones lineales. Así, si se aplican logaritmos a (II.2.1) y (II.2.2) se obtiene:

$$s = \alpha + \ln p^D - \ln p^F \quad (\text{II.2.3})$$

donde, las letras minúsculas representan el logaritmo neperiano de la variables originales y $\alpha = 0$ para el caso de la PPA absoluta. Se puede observar que ambas establecen que las variaciones en el tipo de cambio están recogiendo los diferenciales de inflación,

$$\hat{s} = \hat{p}^D - \hat{p}^F \quad (\text{II.2.4})$$

Sin embargo, existe consenso al afirmar que la PPA no es una buena teoría para describir la evolución del tipo de cambio en el corto plazo. Balassa (1964) y Samuelson (1964) desarrollaron un modelo, que vinculaba las desviaciones del tipo

de cambio de la PPA a diferencias en productividad, para explicar por qué las monedas de las economías más desarrolladas tendían a estar sobrevaloradas respecto al valor que se deriva de la PPA. Para obtener sus conclusiones, distinguen entre bienes comercializables y no comercializables que, por estar sometidos a distintos niveles de competencia, desarrollan un comportamiento de los precios relativos diferente según el nivel de progreso de los países.

Por su parte, Cumby y Obstfeld (1984) rechazan la hipótesis de la PPA relativa para la moneda de cinco países contra el dólar. Resultado similar obtiene Huang (1987) al ampliar la muestra a 11 países. Por otro lado, los defensores de la hipótesis de la PPA achacan su incumplimiento a la escasa potencia de los contrastes utilizados. Froot y Rogoff (1995) presentan una revisión de la metodología más habitual en esta literatura.

Sin embargo, algunos estudios revelan que la PPA, en su versión relativa, se puede cumplir en el medio y largo plazo y en períodos de elevada inflación, como por ejemplo en Alemania en 1930 y después de la II Guerra Mundial y en Brasil en 1970. Aunque, lo normal es que el tipo de cambio no compense completamente los diferenciales de inflación entre los países. A pesar de las dudas sobre el cumplimiento de la PPA, los economistas reconocen que existe una fuerte relación entre el nivel de precios y el tipo de cambio nominal. Por este motivo la mayor parte de los modelos de determinación de tipos de cambio incluyen el nivel nacional de precios o sus determinantes, como variables explicativas.

II.2.2.- El Tipo de Cambio y los Tipos de Interés.

En lo que se refiere a la relación entre el tipo de cambio y los tipos de interés, el debate se ha centrado en las dos versiones de la hipótesis sobre la paridad del tipo de interés. La primera, es la que se denomina la Paridad Cubierta del Tipo de Interés (PCTI). Esta teoría establece, que si no existen barreras al flujo internacional de capitales, el rendimiento por invertir en un activo sin riesgo nacional deber ser el

mismo que el de invertir en un activo sin riesgo extranjero y cubrir el riesgo de cambio con un contrato *forward*,

$$(1+r_t^D) = (1+r_t^F) \frac{F_t}{S_t} \quad (\text{II.2.5})$$

donde r_t^D (r_t^F) es el tipo de interés de un activo nacional (extranjero) que no presenta ningún tipo de riesgo, S_t es el tipo de cambio *spot* en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera y F_t es el tipo de cambio *forward*.

La segunda versión, es la Paridad Descubierta del Tipo de Interés (PDTI). Esta teoría establece que el diferencial de rentabilidades de activos con el mismo riesgo, pero de distintos países, vendrá dado por las expectativas de apreciación o depreciación del tipo de cambio,

$$(1+r_t^D) = (1+r_t^F) \frac{E_t [S_{t+1}]}{S_t} \quad (\text{II.2.6})$$

donde, E_t es la expectativa condicional en la información disponible en t .

El contraste de estas hipótesis resulta sencillo para el caso de la PCTI. Así se puede afirmar que, salvo en episodios de turbulencia financiera, se ha encontrado evidencia a favor de la PCTI cuando los tipos de interés son asociados con activos que sólo difieren en la moneda en la que están denominados y en la rentabilidad, véase Taylor (1987, 1989).

Por el contrario, la hipótesis de la PDTI, expresión (II.2.6), presenta dificultades para ser contrastada, en la medida que las expectativas de los tipos de cambio no son observables. Normalmente esta hipótesis se contrasta conjuntamente con la hipótesis de que el tipo de cambio *forward* es un predictor insesgado del tipo de cambio *spot* futuro, es decir,

$$f_t^{t\%l} \cdot E_t s_{t\%l} \quad (\text{II.2.7})$$

donde las minúsculas representan el logaritmo neperiano de la variable.

El procedimiento para contrastar estas dos hipótesis es el siguiente. Si se toman logaritmos en (II.2.5) y (II.2.6),

$$f_t^{t\%l} \&s_t \cdot (r_t^D \&r_t^F) \quad (\text{II.2.8})$$

$$E_t s_{t\%l} \&s_t \cdot (r_t^D \&r_t^F) \quad (\text{II.2.9})$$

Si se suponen expectativas racionales,

$$s_{t\%l} \cdot E_t s_{t\%l} \cdot u_{t\%l} \quad (\text{II.2.10})$$

donde u_{t+1} es el error de predicción (ruido blanco). Por lo tanto de (II.2.9) y (II.2.10) se puede obtener,

$$s_{t\%l} \&s_t \cdot (r_t^D \&r_t^F) \cdot u_{t\%l} \quad (\text{II.2.11})$$

Y al sustituir (II.2.8) en (II.2.11), se obtiene,

$$s_{t\%l} \&s_t \cdot (f_t^{t\%l} \&s_t) \cdot u_{t\%l} \quad (\text{II.2.12})$$

Por lo tanto, las dos hipótesis sobre el cumplimiento de la PDTI y la de insesgadez del tipo de cambio *forward*, se pueden contrastar conjuntamente sobre la regresión,

$$s_{t\%l} \&s_t \cdot b_0 \cdot b_1 (f_t^{t\%l} \&s_t) \cdot u_{t\%l} \quad (\text{II.2.13})$$

donde la hipótesis nula es $b_0 = 0$ y $b_1 = 1$ ³.

³ Fama (1984) lleva a cabo un estudio detallado del contraste de la hipótesis de insesgadez.

El contraste empírico ha rechazado esta hipótesis conjunta, lo que ha llevado a tratar de justificar tal rechazo. Varias interpretaciones se han planteado: primas de riesgo [Fama (1984)], *peso problem* [Rogoff (1979) y Krasker (1980)], sesgos debido a la simultaneidad entre tipos de interés y tipos de cambio [McCallum (1994)], información incompleta con aprendizaje racional sobre los cambios de la política monetaria [Lewis (1988, 1989)] y burbujas especulativas racionales [Blanchard (1979) y Flood y Hodrick (1990)]. Todas estas explicaciones son consistentes con que la hipótesis de que las expectativas sobre el tipo de cambio son formadas racionalmente. Aunque ninguna de estas interpretaciones es del todo apoyada por la evidencia empírica, sí pueden considerarse como explicaciones parciales. También se ha desarrollado una corriente alternativa, según la cual, un grupo de participantes en el mercado actúa racionalmente sobre la base de las expectativas de las variables fundamentales, mientras que otro grupo de agentes apoya sus expectativas en el “análisis técnico” del comportamiento reciente del tipo de cambio. Véase en este sentido, Kyle (1985), Frankel y Froot (1988), Goodhart (1988), Cutler, Poterba y Summers (1990).

Para concluir, se puede afirmar que en la mayor parte de los modelos macroeconómicos que se utilizan para realizar previsiones, la relación entre el tipo de cambio corriente y el tipo de cambio futuro esperado se especifica a través de la PDTI o su extensión, lo cual incluye una prima de riesgo. Esto refleja la relevancia que se supone que tiene la evolución de los tipos de interés en cualquier análisis sobre el comportamiento del tipo de cambio.

Además de investigar sobre la relación entre el tipo de cambio, el nivel de precios y el tipo de interés, los economistas han tratado de justificar la dependencia del tipo de cambio de la evolución de otras variables macroeconómicas (masas monetarias, nivel de producción, balanza de pagos, etc.). En la siguiente sección se presenta una revisión de las principales corrientes que se han desarrollado durante los últimos 40 años.

II.3. EL TIPO DE CAMBIO Y LAS VARIABLES FUNDAMENTALES

La investigación para explicar la evolución del tipo de cambio a partir del comportamiento de las variables fundamentales ha generado una amplia literatura. En esta sección se presenta una revisión de la misma ajustada a la evolución histórica experimentada por las distintas teorías. En primer lugar, se presenta el enfoque Keynesiano, que considera la Balanza de Pagos como un flujo cuyos desequilibrios se compensan con movimientos en el tipo de cambio. Después de la ruptura del sistema de Bretton Woods, los tipos de cambio comienzan a fluctuar libremente. El enfoque tradicional obtiene pobres resultados empíricos y aparece una nueva corriente representada por los modelos de activos. La acumulación óptima de activos por parte de los agentes, y no sólo el flujo de los mismo, se considera relevante en la determinación del tipo de cambio.

A partir de los 80, los modelos de activos incorporan las innovaciones que se han producido en los métodos de análisis macroeconómico y se apoyan en robustos fundamentos microeconómicos. El comportamiento de las variables endógenas se obtiene como resultado de un proceso de equilibrio macroeconómico con agentes racionales maximizando su utilidad sometidos a una restricción presupuestaria intertemporal. En este contexto se encuadran los modelos de equilibrio, cuyos rasgos básicos son la competencia perfecta y precios flexibles. Dichos supuestos se relajan en los modelos de competencia monopolística que incorporan diferentes conjeturas sobre el procedimiento para fijar los precios. Por último, también se referencia la literatura de las Target Zone, enfoque que cobra relevancia con la entrada en vigor del Sistema Monetario Europeo en 1992.

II.3.1. El Tipo de cambio y la balanza de pagos

La teoría de flujos de la Balanza de Pagos (BP) es un enfoque Keynesiano de la determinación del tipo de cambio, según la cual la demanda y la oferta de una

moneda vienen determinadas por el comercio internacional de bienes, servicios y activos financieros. La suma de los saldos de la cuenta corriente y la cuenta de capital de la Balanza de Pagos debe ser cero si los tipos de cambio son flexibles. Por lo tanto, se supone que el tipo de cambio equilibra el mercado exterior.

Este enfoque surge en una etapa caracterizada por dos rasgos fundamentales de la economía mundial en ese momento. Por un lado, los tipos de cambio son fijos bajo el Sistema de Bretton Woods y raramente se ajustan. Por otro lado, en la década de los 50 y 60 los flujos de capital entre países son muy pequeños en relación al valor de las transacciones comerciales. En este contexto, la mayor parte de los modelos de tipos de cambio que se desarrollan durante este período consideran la cuenta corriente, y más concretamente la balanza comercial, como el único componente endógeno de la balanza de pagos, considerando el tipo de cambio como exógeno o una variable de decisión del gobierno del país. De tal forma que la cuenta corriente está determinada por la relación entre los precios nacionales (P^D) y el nivel de precios extranjero (P^F) en términos de la moneda nacional (la relación de intercambio, $S_t P^F/P^D$) con una elasticidad mayor que la unidad⁴. La limitación de este enfoque reside en considerar que las importaciones y exportaciones sólo dependen de los precios, ignorando otros factores como la renta y otras partidas de la cuenta de capital.

Para superar algunas de esas limitaciones, al principio de la década de los 60, aparecen modelos que incluyen en la Balanza de Pagos los flujos de capital privado, además, del comercio de mercancías. En esta línea, hay que destacar las aportaciones de Mundell (1960, 1961, 1962, 1963) y Fleming (1962) al investigar las implicaciones económicas de la movilidad internacional de capitales. El enfoque Mundell-Fleming se deriva a partir de un modelo Keynesiano, en el que existe un mercado de bienes y otro de dinero. Se adapta a la situación de una economía abierta

⁴ Esta concepción de la balanza de pagos se encasilla dentro del “enfoque de las elasticidades” en la tradición Marshalliana de considerar el tipo de cambio como un precio relativo que equilibra el flujo de oferta y demanda de bienes.

en la que el flujo de capitales entre los países está directamente relacionado con el tipo de interés vigente en cada país. Además, el saldo de la cuenta de capital depende del tipo de cambio, pues éste va a determinar el valor del rendimiento extranjero en unidades de la moneda nacional. Por lo tanto, a diferencia de la teoría de la PPA, la teoría de la BP establece que la demanda de una moneda también se ve afectada por las decisiones de inversión directa o en activos de los agentes nacionales y extranjeros.

Como conclusión, se puede afirmar que esta teoría de la BP consideraba el tipo de cambio como un instrumento de política económica para los gobiernos y que en muchos casos se utilizaba para ajustar los desequilibrios de la balanza de pagos. Pero este enfoque ignoraba la acumulación de activos con distintas relaciones riesgo-rendimiento que los inversores de forma óptima eligen para elaborar sus carteras y cuyos efectos sólo se pueden estudiar en un contexto dinámico. Esta situación desemboca en un nuevo enfoque, los modelos de activos del tipo de cambio.

II.3.2. Modelos de activos

Los denominados modelos de activos del tipo de cambio se desarrollan a partir de la ruptura del acuerdo de Bretton Woods sobre el sistema monetario internacional al comienzo de la década de los 70 y como consecuencia inmediata de los problemas con los que se encuentran los modelos de flujos para explicar esta nueva situación. En este contexto, aparecen dos corrientes que tienen en cuenta el efecto, sobre la evolución del tipo de cambio, del *stock* de activos que existe en los mercados monetarios de cada país y no sólo del flujo de activos, bienes y servicios,

como interpretaba la corriente anterior. Por un lado, se desarrolla el modelo monetario en sus dos versiones, precios flexibles (MPF) y precios rígidos (MPR), que considera los activos internacionales como sustitutivos perfectos. Por otro lado, surge el modelo de *Portfolio Balance* (MPB) que considera los activos

internacionales como sustitutivos imperfectos y por lo tanto, no se cumple la paridad descubierta del tipo de interés.

Los partidarios del enfoque monetario consideran que la demanda relativa de dinero es el factor fundamental que explica la evolución del tipo de cambio. Serán las variables que determinen esta demanda de dinero, las que a su vez determinen el tipo de cambio. Para fundamentar este argumento Mussa (1976), Frenkel (1976) y Bilson (1978, 1979) formalizan la primera versión del MPF utilizando los supuestos de la teoría cuantitativa del dinero, la paridad descubierta del tipo de interés y la PPA. Esta versión del modelo monetario propone que el tipo de cambio depende de las ofertas relativas de dinero y *output* entre países y de los diferenciales de tipos de interés que rigen en cada uno de ellos. El MPF incorpora las expectativas racionales en su formulación, de tal manera que el tipo de cambio aparece representando un precio cuyo comportamiento es similar al de cualquier otro activo. Por lo tanto, las variaciones en el tipo de cambio *spot* se producen cuando hay nueva información. De esta forma, se resuelve un problema de la hipótesis de la PPA, puesto que la recepción de nueva información es más frecuente que el cambio en los precios de los bienes. Esto puede explicar las frecuentes oscilaciones en el tipo de cambio. En contraste con el enfoque de la BP, se considera que los precios son flexibles y no se supone que la economía esté en constante desequilibrio.

El moderado apoyo empírico que el MPF estaba recibiendo, sugiere el trabajo de Dornbusch (1976) en el que desarrolla un modelo de expectativas racionales que supone que los precios son rígidos en el corto plazo. Esta versión del modelo monetario (MPR) propone que el tipo de cambio, como el precio de cualquier otro activo, responde de forma inmediata a la nueva información. Así se justifica el *overshooting*, es decir, la respuesta del tipo de cambio alejándose del valor de equilibrio ante shock monetarios no anticipados. Esta respuesta trata de compensar la rigidez de precios de los bienes, que se ajustan lentamente a medida que el tipo de cambio recupera el nuevo valor de equilibrio.

Las dos versiones del modelo monetario, analizadas en los párrafos anteriores, utilizan el supuesto de sustituibilidad perfecta entre los activos internacionales. Sin embargo, en el MPB no se cumple la PDTI puesto que se considera que los activos no son sustitutivos perfectos. Como consecuencia, en la determinación del tipo de cambio es necesario tener en cuenta la composición de las carteras de inversión (*stock* de bonos, acciones, etc.) de los agentes adversos al riesgo. Éstas se confeccionan de tal forma que les permite diversificar el riesgo y cubrirse ante posibles disparidades en la evolución del ciclo económico entre países. Esta corriente se desarrolla a partir del tratado de la riqueza y el ahorro de Metzler (1951) y sus supuestos básicos estaban en consonancia con las teorías de selección de carteras desarrolladas por Markowitz (1959) y Tobin (1967). Pero hasta el comienzo de la década de los 80 las aplicaciones del MPB para explicar la evolución del tipo de cambio se basaban en suposiciones puramente *ad hoc* sobre la composición de las carteras de inversión de los agentes, medidos simplemente por el valor del flujo acumulado de la cuenta corriente, véase Kouri y Porter (1974), Artus (1976), Branson, Halttunen y Masson (1977, 1979), Haas y Alexander (1979). El primer esfuerzo para evaluar con más precisión el valor de las carteras de activos de los inversores residentes en diferentes países lo realizan Dooley e Isard (1982a). Además introducen un proceso iterativo para estimar la ecuación del tipo de cambio en la que los datos futuros esperados para esta variable son generados de una forma consistente. En Tryon (1983) se puede encontrar una revisión de las distintas especificaciones para realizar el contraste empírico de esta teoría.

Los modelos monetarios y el de *Portfolio-Balance* se convirtieron en los postulados dominantes en los años 70 y principios de los 80. La Tabla II.1 presenta alguna de las características más relevantes de los denominados modelos de activos. En ella se hace referencia a los autores pioneros dentro de cada teoría, a su objetivo y a los supuestos básicos, algunos de los cuales son los que distinguen un modelo de otro. También, la Tabla II.1 muestra la forma funcional que recoge la relación entre el tipo de cambio y las variables fundamentales derivada en cada planteamiento

teórico. Estas expresiones han sido objeto de innumerables investigaciones variando tanto los procedimientos econométricos como las especificaciones. Una completa revisión de la literatura empírica relativa a los modelos de activos se puede encontrar en Sosvilla (1991).

Tabla II.1
 MODELOS DE ACTIVOS DE TIPOS DE CAMBIO⁵

	AUTORES RELEVANTES	OBJETIVO	SUPUESTOS FUNDAMENTALES	EXPRESIÓN DEL TIPO DE CAMBIO
MPF	Mussa (1976), Frenkel (1976, 1978), Bilson (1978)	Explicar el comportamiento del tipo de cambio en función de la oferta y demanda relativa de dinero entre países.	1. El mercado de dinero está en equilibrio. 2. Se cumple la PPA. 3. Los precios son flexibles. 4. Se cumple la PDTI.	Frenkel (1976)&Mussa (1976)&Bilson (1978) $s_t = \alpha(m_t^D & m_t^F) \phi(y_t^D & y_t^F) \lambda(r_t^D & r_t^F)$ $x_{it} = \log(X_{it})$
MPR	Dornbusch (1976), Frankel (1979), Mussa (1979) y Buitier y Miller (1982).	Fundamentar teóricamente la desviación de la Paridad del Poder Adquisitivo, difícil de justificar en presencia de una elevada volatilidad en el tipo de cambio real.	1. El mercado de dinero está en equilibrio. 2. Los precios en el corto plazo son rígidos. 3. Se cumple la PDTI Este modelo incorpora una restricción nueva sobre el ajuste de precios	Dornbusch (1976) $s_t = \alpha(m_t^D & m_t^F) \beta(p_t^D & p_t^F) \phi(y_t^D & y_t^F)$ $\beta < 0; \phi < 0; \alpha > 1; \alpha \beta > 1; x_{it} = \log(X_{it})$
MPB	Kouri (1976), Branson (1977, 1983, 1984) y Allen y Kenen (1980), Dornbusch y Fischer (1980) y Isard (1983). En el contraste empírico destacan Branson, Haltunen y Masson (1977, 1979). Cuidadoso trabajo de medida de la oferta de activos se puede encontrar en, Frankel (1983), Backus (1984) y Golub (1989).	Estudiar el efecto de la oferta y demanda de activos, además del dinero, sobre la evolución del tipo de cambio (se analiza la intervención de las autoridades monetarias y el efecto de los desequilibrios de la balanza de pagos).	1. Imperfecta sustituibilidad entre activos nacionales y extranjeros - aparece una prima por el riesgo en la PDTI. 2. El tipo de cambio ajusta la rentabilidad de las carteras privadas al nivel considerado óptimo, dados los tipos de interés y los stocks de activos. Los desequilibrios en la cuenta corriente y la riqueza financiera neta de los agentes afectará a la prima de riesgo - la oferta de activos no monetarios, y el saldo de la balanza de pagos son factores que afectan a la evolución del tipo de cambio.	Branson (1976, 1977), Branson, Haltunen y Masson (1977), Branson y Haltunen (1979). $S_t = \rho_1 \phi_2 M_t^D \pm \rho_3 B_t^D \phi_4 B_t^F \phi_5 r_t^F$ Frenkel (1983): los activos nacionales sólo son demandados por residentes. Supone que la proporción entre activos nacionales y extranjeros depende exponencialmente de la prima de riesgo. $s_t = \alpha \beta (r_t^D & r_t^F) \phi_1^D \phi_2^F$ Dooley e Isard (1983) consideran la posibilidad de que los inversores extranjeros también demanden activos nacionales (Bonos): $S_t = \theta_1 \theta_2 M_t^D \pm \theta_3 B_t^D \phi_4 B_t^F \phi_5 M_t^F$ $\pm \theta_6 B_t^D \phi_7 B_t^F \phi_8 Y_t^D \phi_9 Y_t^F$

II.3.3. Modelos con fundamentación microeconómica (I): Modelos de Equilibrio

Como se ha podido comprobar, 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

⁵ En el **Índice de Abreviaturas**, al principio de la Tesis, se definen las variables que aparecen en las tablas.

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 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 son una generalización del MPF que incorpora la posibilidad de varios bienes comercializables y distintos *shocks* reales entre los países. 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 MPF, (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 producen⁶ 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.

⁶ 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.

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*⁷ siempre se saturan. Svensson (1985) y Hodrick (1989) 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

⁷ 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. 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 (1985a, 1985b), Hodrick (1987) 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.

valoración del dinero como la que se realiza para cualquier otro activo⁸. 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 juega 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 suelen mostrar los tipos de cambio. Ésta es la razón por la que los modelos de determinación de tipos de cambio empiezan a incorporar argumentos que se estaban utilizando en otros mercados. Lucas (1990) propone incorporar restricciones de liquidez en el mercado de activos⁹ 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 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

⁸ 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.

⁹ Estas restricciones son similares a las restricciones *cash in advance* que se utilizan en el mercado de bienes.

que está invertido en un fondo de inversión...”¹⁰.

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.

Los aspectos más relevantes de los artículos destacados de esta literatura se presentan en forma de esquema en la Tabla II.2. En particular, se puede observar en la última columna de la tabla las expresiones de equilibrio para el tipo de cambio derivadas en cada uno de los casos. Así, según Stockman (1980) (ST) y Lucas (1982) (LU) el tipo de cambio es una función no lineal de las preferencias de los individuos y de variables reales y monetarias de los países. Para Svensson (1985) (SV) y Hodrick (1989) (HO) el tipo de cambio es un precio *forward looking*, puesto que los agentes deben acumular dinero para hacer frente a un futuro incierto, véase la secuencia temporal en la tercera columna de la misma tabla. Por último, para Grilli y Roubini (1992) (GR) el tipo de cambio también depende de la rentabilidad de la

¹⁰ “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.

deuda emitida por los gobiernos. Las restricciones de liquidez en el mercado de activos supone un coste de oportunidad para el dinero que se dedica a comprar bienes, este fenómeno aparece reflejado a través del precio de los bonos en la expresión del tipo de cambio.

Tabla II.2
 MODELOS DE EQUILIBRIO Y RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ

OBJETIVO	SECUENCIA TEMPORAL	EQUILIBRIO	EXPRESIÓN DEL TIPO DE CAMBIO
ST	<p>Determinación del tipo de cambio y de los precios de los bienes.</p> <p>Realización de las variables con incertidumbre ($M_t^D, M_t^F, \tau_t^D, \tau_t^F, Y_t^D, Y_t^F, \theta_t$) - Se abre el mercado de bienes y se fijan los precios, pero con las restricciones <i>cash in advanced</i> sin saturarse - Abre el mercado de activos donde los agentes eligen la cantidad de dinero con la que accederán al período siguiente.</p> <p>El gobierno puede comprar y vender monedas en el mercado de activos. Las transferencias del gobierno (τ_t^D, τ_t^F) no se puede comercializar.</p>	<p>Se supone que no hay incertidumbre y $\tau_t^D = \tau_t^F = 0$</p> <p>- El dinero se demanda sólo por motivos de transacción.</p>	$S_t^j, \frac{M_t^D Y_t^F U_F(c_{it}^D, c_{it}^F)}{M_t^F Y_t^D U_D(c_{it}^D, c_{it}^F)}$ $c_{it}^j, Y_t^j/2 \quad i, j, D, F$
LU	<p>Determinación de precios, tipos de interés y tipos de cambio en un contexto de incertidumbre en cuanto a las dotaciones reales y monetarias.</p> <p>Realización de las variables con incertidumbre ($M_t^D, M_t^F, Y_t^D, Y_t^F$) - Abre el mercado de activos donde los agentes eligen la cantidad de dinero - Se abre el mercado de bienes y se fijan los precios con las restricciones <i>cash in advance</i> - El dinero no proporciona servicios de liquidez. Los agentes no tienen interés en mantener dinero de un período a otro</p>	<p>- <i>pooling equilibria</i>¹¹</p>	$S_t^j, \frac{M_t^D Y_t^F U_F(c_{it}^D, c_{it}^F)}{M_t^F Y_t^D U_D(c_{it}^D, c_{it}^F)}$ $c_{it}^j, Y_t^j/2 \quad i, j, D, F$
SV	<p>Determinar los efectos sobre el tipo de cambio, la relación de intercambio y los tipos de interés de distorsiones permanentes y transitorias de la oferta monetaria.</p> <p>Realización de las variables con incertidumbre ($M_t^D, M_t^F, Y_t^D, Y_t^F$) - Abre el mercado de bienes (se utiliza el dinero que se ha acumulado en el período anterior, en este caso las restricciones <i>cash-in-advance</i> no están necesariamente saturadas) - Abre el mercado de activos y los agentes eligen la cantidad de activos y moneda que quieren para el período siguiente - El dinero proporciona servicios de liquidez. Los agentes tienen interés en mantener dinero de un período a otro</p>	<p>- <i>pooling equilibria</i>.</p> <p>Conclusión:</p> <p>-Tipo de cambio <i>forward looking</i></p> <p>-Shocks permanentes y transitorios tienen efecto sobre los precios de los bienes, la relación de intercambio y los tipos de interés real.</p>	$S_t^j, \frac{E_t[U_F(c_{it}^D, c_{it}^F)](m_{it}^j)^D Y_t^D M_t^D}{E_t[U_D(c_{it}^D, c_{it}^F)](m_{it}^j)^F Y_t^F M_t^F}$ $c_{it}^j, Y_t^j/2; \quad i, j, D, F$ $m_{it}^j, \frac{M_{it}^j}{P_{it}^j}, \quad j, D, F$ $M_{it}^D, v^D M_t^D; \quad M_{it}^F, v^F M_t^F$

¹¹ La solución denominada *pooling equilibria* suele derivarse en un contexto de mercados financieros completos, en donde los agentes pueden asegurarse contra el riesgo diversificable intercambiando derechos sobre porciones equivalentes de toda producción futura. Sin embargo, en modelos con mercados incompletos el grado de diversificación del riesgo puede ser considerablemente menor, por lo que el volumen de intercambios entre países (comercio exterior) puede reducirse a niveles muy inferiores a lo postulado en el modelo.

Tabla II.2 (Continuación)
 MODELOS DE EQUILIBRIO Y RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ

OBJETIVO	SECUENCIA TEMPORAL	EQUILIBRIO	EXPRESIÓN DEL TIPO DE CAMBIO
<p>HO</p> <p>Explicar el comportamiento del tipo de cambio incorporando el efecto que tiene sobre éste, el incremento de la incertidumbre sobre el gasto del gobierno (diferencia con SV), la política monetaria o el cambio tecnológico que los agentes puedan observar.</p>	<p>Realización de las variables con incertidumbre ($M_t^D, M_t^F, Y_t^D, Y_t^F, \zeta_t^D, \zeta_t^F$) - Se abre el mercado de bienes (se utiliza el dinero que se ha acumulado en el periodo anterior, en este caso las restricciones <i>cash-in-advanced</i> no están necesariamente saturadas.) - Abre el mercado de activos donde los agentes eligen la cantidad de activos y moneda que quieren para el periodo siguiente.- El dinero proporciona servicios de liquidez. Los agentes tienen interés en mantener dinero de un periodo a otro</p>	<p>- pooling- equilibria</p> <p>- Se saturan las restricciones <i>cash-in-advanced</i> en el mercado de bienes, a diferencia de Svensson (1985).</p> <p>-Supuestos sobre el comportamiento estocástico de las variables exógenas del modelo nivel de producción (Y_t^j), gasto del gobierno (G_t^j), impuestos (τ_t^j) y emisión de dinero (M_t^j), para $j=\{D, F\}$.</p> <p>-Lognormalidad en las variables exógenas.</p>	$S_t^j = \frac{E_t[U_t(c_{t+1}^D, c_{t+1}^F) (\frac{Y_{t+1}^F}{M_{t+1}^F})]}{E_t[U_t(c_{t+1}^D, c_{t+1}^F) (\frac{Y_{t+1}^D}{M_{t+1}^D})]}$ $c_{it}^j, (1 & \frac{\zeta_t^j}{\zeta_t^j}) Y_t^{j/2}; \frac{\zeta_t^j}{\zeta_t^j}, \frac{G_t^j}{Y_t^j}$
<p>GR</p> <p>-Estudiar las implicaciones, para el tipo de cambio, derivadas de las restricciones de liquidez en el mercado de activos.</p> <p>-Estudiar los efectos de la política monetaria sobre el tipo de cambio.</p>	<p>Realización de las variables con incertidumbre ($M_t^D, M_t^F, Y_t^D, Y_t^F$) - Abre el mercado de activos donde los individuos eligen la cantidad de dinero que necesitan para consumir ($M_t^D - Z_t^D, M_t^F - Z_t^F$) y la cantidad que necesitan para comprar bonos (Z_t^D, Z_t^F) - Abre el mercado de bienes (las restricciones <i>cash-in-advanced</i> se saturan) - el gobierno emite bonos que determinan los tipos de interés.</p>	<p>- pooling- equilibria</p> <p>- Única fuente de incertidumbre es la emisión de bonos.</p> <p>Conclusión :</p> <p>-El tipo de cambio equilibra el mercado de activos.</p> <p>-El incremento en el volumen de dinero dedicado a comprar activos nacionales aprecia la moneda.</p> <p>-Incrementos de oferta de bonos disminuye sus precios (q^D, q^F), aumenta los tipos de interés y aprecia moneda.</p> <p>-la volatilidad del tipo de interés afecta al tipo de cambio</p>	$S_t^j = \frac{(1 & Z^D) M^D Y^F U_t(c_t^D, c_t^F) q_t^D}{(1 & Z^F) M^F Y^D U_t(c_t^D, c_t^F) q_t^F}$ $c_{it}^j, Y^{j/2}; j^D, F$

II.3.4. Modelos con fundamentación microeconómica (II): Modelos de competencia monopolística con precios rígidos.

Los modelos neoclásicos de economía internacional, con precios flexibles y mercados en equilibrio, tienen problemas para replicar el lento ajuste en los precios y en los salarios y los grandes movimientos en la producción y el empleo, propios de

todas las fluctuaciones económicas. De la misma forma, estos modelos consideran el nivel de producción como una variable exógena y no permiten analizar el efecto de las distorsiones monetarias en el *output*. Además, el nivel de precios es tan variable como el precio de cualquier activo y la nueva información altera considerablemente dicho nivel, de tal manera que se puede exagerar su variabilidad. Dentro de esta literatura se ha tratado de incorporar explícitamente la posibilidad de rigidez de precios. Pero, normalmente, las reglas de fijación de precios se han propuesto de forma arbitraria más que como resultado de un comportamiento racional de los agentes. Además, conceptualmente existe una cierta incompatibilidad entre un comportamiento de fijación de precios y el supuesto de competencia perfecta bajo el cual funcionan las empresas.

Todas esas consideraciones van a derivar en una corriente de modelos en los que la competencia imperfecta en productos o en factores es un elemento básico. Entre los argumentos que se han utilizado para defender este nuevo planteamiento se pueden destacar los siguientes: (1) a diferencia de la competencia perfecta, con agentes precio-aceptantes, el poder de monopolio permite el análisis explícito de la decisión de fijación de precios; (2) los precios de equilibrio se establecen por encima del coste marginal, de tal manera que la demanda determina el nivel de producción en el corto plazo, ya que las empresas no pierden dinero con la producción adicional; (3) el poder de monopolio significa que la producción de equilibrio está por debajo del óptimo social, lo cuál es una distorsión que potencialmente puede ser corregida mediante el empleo de la política monetaria. (4) el hecho de presentar una utilidad explícita permite realizar análisis de bienestar, a la vez que proporciona un marco para evaluar los efectos sobre dicho bienestar de distintas políticas económicas y (5) al permitir rigidez nominal e imperfecciones en el mercado, se altera el mecanismo de transmisión de los shocks y se otorga mayor relevancia a la política monetaria.

Todos esos argumentos son los que defienden Svensson y van Wijnbergen

(1989), considerado como uno de los artículos más relevantes de esta tendencia. A partir del artículo de Lucas (1982) estos autores diseñan un modelo en el que suponen competencia monopolística para explicar por qué los precios no se ajustan instantáneamente. Después, Obstfeld y Rogoff (1995) desarrollan una contribución básica a esta nueva investigación. Su artículo es un manifiesto para los modelos de precios rígidos que presenta una sólida justificación microeconómica en un contexto intertemporal. La mayor parte de la estructura analítica de este artículo ha sido adoptada en la literatura más reciente. A partir de él se han ido planteando nuevas modificaciones con el objetivo de generar la persistencia observada en el tipo de cambio. Así, Hau (1998) considera precios flexibles pero salarios rígidos. Siguiendo las pautas de Calvo (1983), otros autores sugieren un procedimiento de ajuste de precios escalonado, como Chari, Kehoe y McGrattan (1998a). Andersen (1998) considera que para generar persistencia es más apropiado suponer un ajuste escalonado de salarios y no de precios. Otros autores, en el contexto de competencia monopolística, proponen mercados segmentados y *Pricing to Market* como instrumento para conseguir persistencia. En esta línea encontramos a Betts y Devereux (1998a).

La investigación en este sentido ha sido mayoritariamente teórica¹², aunque también se han realizado estudios econométricos utilizando la metodología VAR, además de ejercicios de calibración para cuantificar los resultados teóricos obtenidos. Clarida y Gali (1994) y Eichenbaum y Evans (1995) utilizan las funciones de respuesta a un impulso, generadas por un modelo econométrico VAR, para demostrar que los *shocks* monetarios afectan cualitativamente al tipo de cambio real tal y como predicen los modelos de precios rígidos. Betts y Devereux (1997) actualizan el sistema VAR de Eichenbaum y Evans para incluir el saldo de la balanza comercial. Por otro lado, Chari et al. (1998b) y Kollman (1997, 1998) emplean la calibración para establecer qué parte de las fluctuaciones agregadas se pueden explicar por los

¹² Lane (2001) presenta una excelente recopilación de los modelos de competencia monopolística.

shocks monetarios.

Para terminar, se puede afirmar que, aunque el efecto de los *shocks* en variables reales es similar al que preveían los modelos tradicionales, la naturaleza intertemporal y la sólida microfundamentación de esta literatura permiten un análisis de bienestar que puede generar resultados interesantes. De la misma forma, el estudio del bienestar permite la posibilidad de una evaluación rigurosa de distintas políticas. En este sentido, surge un entorno apropiado para analizar políticas coordinadas a nivel internacional.

Sin embargo, una de las limitaciones de este enfoque reside en que la mayor parte de las predicciones teóricas son muy sensibles a la elección de los valores de los parámetros, al procedimiento en la fijación de los precios, a la especificación de preferencias y tecnología, a la estructura financiera, etc. Además, presenta algunas dificultades técnicas para implementarlo en modelos de valoración de activos.

II.3.5. El tipo de cambio y las Bandas de Fluctuación

La teoría de las Bandas de Fluctuación, más conocida como la teoría de la *Target Zone*, es un enfoque apropiado para explicar el comportamiento del tipo de cambio en situaciones en las que existe un objetivo político claro para controlar el tipo de cambio. Esta teoría surge a mediados de los 80 como una investigación orientada a discutir la posibilidad de sustituir el sistema de tipos de cambio flexibles entre las principales monedas, por un sistema de bandas¹³. Esta literatura se desarrolla a partir de un trabajo de Krugman, publicado en 1991 [Krugman (1991)], pero que ya era conocido desde 1989.

La formulación inicial de los modelos de *Target Zone* es similar a la del MPF expresado en tiempo continuo:

¹³ Dooley and Isard (1982b, 1987), Krugman (1985, 1988b).

$$s' = m\% \omega \theta E[ds^* \Omega(t)]/dt \tag{II.3.1}$$

donde, s es el tipo de cambio, v representa las variables fundamentales excepto la masa monetaria, m , que se supone que es controlada por las autoridades y $\Omega(t)$ es el conjunto de información disponible hasta t . Bajo tipos de cambio flexibles, las autoridades no intervendrían controlando m y si se supone que v sigue un movimiento browniano, la solución a (II.3.1) implicaría que s sigue un movimiento browniano. En la figura II.1, esta situación vendría representada por el movimiento del tipo de cambio por la línea de 45°.

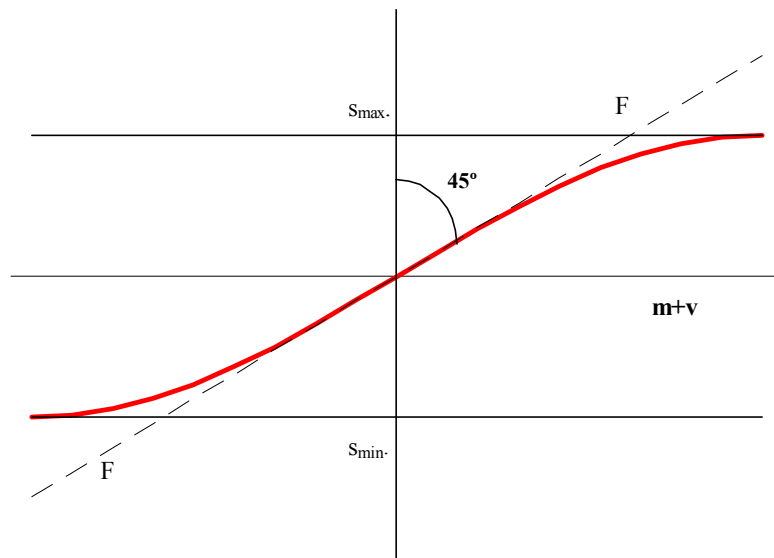


Figura II.1. Modelo básico de Target Zone

Si existen bandas de fluctuación para el tipo de cambio, entonces, según el modelo de Target Zone las autoridades intervienen en el límite superior (s_{max}) y en el límite inferior (s_{min}) de las bandas, de tal manera que se altera la relación entre fundamentales y tipos de cambio. Técnicamente la solución al modelo de Target Zone implica que la relación entre el tipo de cambio y las variables fundamentales

viene representada por una curva en forma de S, con un comportamiento asintótico en el límite superior e inferior de las bandas. Esta forma de caracterizar la evolución del tipo de cambio es la representación gráfica de los dos rasgos básicos del modelo de Krugman. En primer lugar, el efecto “Luna de Miel” según el cual el tipo de cambio, en un sistema de bandas creíbles, presentará una evolución que viene reproducida por una curva con una pendiente inferior a los 45° que se considera la “línea de libre flotación” para el tipo de cambio. El efecto “Luna de Miel”, por lo tanto, implica que una zona objetivo creíble tiene un efecto estabilizador en el sentido de que el rango de variación en el tipo de cambio será más pequeño, para cualquier variación en las fundamentales, que bajo un tipo de cambio completamente flexible. En segundo lugar, las “*Smooth-Pasting Conditions*”, según las cuales el tipo de cambio debe aproximarse de forma suave a los límites superior e inferior de las bandas y no, bruscamente. Ésta es una condición necesaria para poder solucionar el modelo básico de *Target Zone*.

Este modelo básico de bandas objetivo se ha contrastado con datos relativos a los países del Sistema Monetario Europeo, a los países nórdicos (Finlandia, Noruega, y Suecia) y a los países que participaron en el sistema de Wretton Woods durante ese período. Generalmente, los contrastes han rechazado el modelo básico, véase Flood et al. (1991). Estos resultados han reflejado la dificultad de encontrar una relación entre el tipo de cambio y las variables fundamentales que se pueda representar por una curva en forma de S [Meese y Rose (1990)].

El rechazo de las hipótesis que se derivan del modelo básico de este enfoque, ha llevado a una serie de propuestas que introducen supuestos adicionales. Así, algunos autores analizan las consecuencias de la intervención marginal del gobierno, cuyo efecto es disminuir la probabilidad percibida por los agentes de que el tipo de cambio se acerque a las bandas, lo que provocaría que las ocasiones de arbitraje fuesen inferiores. De esta forma, la pendiente de la curva que relaciona el tipo de cambio y las fundamentales se aproxima a una recta y el “rozamiento suave” en las

bandas sólo se produce cuando el tipo de cambio se encuentra muy próximo a la banda. Esta modificación puede explicar la escasa evidencia a favor de un comportamiento no lineal en forma de S [Hans Lindberg y Paul Söderlind (1992)]. En algunos casos se permite la posibilidad de modificar la banda de fluctuación a través de un cambio en la paridad central. En Svensson (1992) y Bertola (1994) se puede encontrar una valoración de algunas de las modificaciones que se realizan en el contexto de los modelos de las bandas de fluctuación.

II.4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este capítulo se han presentado las teorías de determinación del tipo de cambio más relevantes que se han desarrollado en las últimas cuatro décadas. La revisión, fundamentalmente teórica, también presenta referencias a los trabajos empíricos de las distintas teorías. Esta revisión permite observar la evolución que experimentaron los modelos originales, con fuertes limitaciones teóricas, hasta los sofisticados modelos actuales en los que la fundamentación microeconómica es un elemento esencial.

Tres son las corrientes que en este momento están siendo objeto de mayor interés. Primero, la literatura relacionada con las *Target Zone*, con cierta relevancia durante la existencia de las bandas en el Sistema Monetario Europeo hasta la llegada del euro, pero con resultados empíricos bastante pobres.

Segundo, los modelos con competencia monopolística y rigidez de precios constituyen un escenario apropiado para el análisis de la política económica y sus efectos sobre el bienestar. Con una excelente fundamentación microeconómica, constituyen una de las corrientes más importantes de investigación de la nueva macroeconomía. Sin embargo, dada la complejidad metodológica, es difícil de implementar en modelos de valoración de activos internacionales. Además, las conclusiones que se obtienen a partir del enfoque teórico dependen, en gran medida,

de los parámetros de las funciones que definen las preferencias de los individuos, la tecnología de las empresas, las reglas de fijación de precios, etc.

Y tercero, los modelos de equilibrio cuyos rasgos básicos son la competencia perfecta y flexibilidad de precios. Se caracteriza por un análisis formal riguroso, que permite obtener soluciones explícitas para las variables endógenas. Ello facilita la implementación de este enfoque en contextos más complejos, como los modelos de valoración de opciones, primas de riesgo en el mercado de divisas, etc.

El análisis empírico no es claro acerca la superioridad de una u otra teoría. En muchos casos las propiedades de las series generadas por tales modelos distan mucho de ser similares a las del tipo de cambio real. Sin embargo, cuando se trata de valorar activos, es habitual en la literatura financiera internacional aceptar el comportamiento del tipo de cambio que se deriva en los modelos de equilibrio. Una especificación inapropiada en la evolución del tipo de cambio puede implicar errores graves en el modelo de valoración propuesto. Este problema motiva la investigación que se desarrolla en el resto de la Tesis. Se profundiza en los modelos de equilibrio. En el Capítulo III se valora la verdadera capacidad para explicar el tipo de cambio, a través de la simulación de esta variable según los modelos más destacables dentro de este enfoque. Los resultados, no del todo satisfactorios, se completan con los Capítulos IV y V en los que se proponen alternativas con el objetivo de superar algunas limitaciones encontradas.

Capítulo III

Modelos de Equilibrio Dinámicos Estocásticos del Tipo de Cambio

III.1.- INTRODUCCIÓN

Los modelos de equilibrio dinámicos han supuesto un avance considerable en los modelos de determinación del tipo de cambio. Las formulaciones teóricas derivadas en este contexto, Lucas (1978, 1982) y Svensson (1985) fundamentalmente, han servido de referencia a la investigación que se está desarrollando en la economía financiera internacional.

En particular, los modelos de equilibrio dinámicos se han utilizado para definir los factores que determinan la prima en los mercados de divisas. Hodrick (1989) obtiene una expresión para la prima de riesgo, suponiendo un determinado comportamiento para las variables fundamentales que aparecen en su modelo teórico, desarrollado a partir del propuesto por Svensson (1985). Singleton (1990) simula una economía a partir del artículo de Lucas (1982) que le permite generar primas. Kaminsky y Peruga (1990) y Engle (1992), también estudian la existencia de una prima de riesgo en el mercado de divisas, teniendo como referencia para derivar su

modelo los trabajos de Lucas (1978, 1982). Dutton (1993) estudia la influencia de la aversión al riesgo de los individuos en el tamaño de la prima de riesgo. Bekaert (1994) analiza la capacidad que tienen los modelos de Lucas y Svensson para generar primas. De la misma forma, Hu (1997) y Jiménez y Peruga (1999) obtienen una expresión de la prima de riesgo en el contexto de Lucas (1982).

También, los modelos de valoración de opciones internacionales utilizan los modelos de equilibrio para explicar la influencia que las variables fundamentales ejercen en la determinación de los precios, véase el artículo de Baskhi y Chen (1997) y el más reciente de Cao (2001). En ambos trabajos, el ajuste de precios, tipos de cambio y tipos de interés viene determinado por las condiciones de equilibrio de Lucas (1982).

Sin embargo, esta investigación ha encontrado dificultades para replicar las características de las series reales. En esta literatura, los factores del modelo de valoración que se especifica, vienen determinados por la modelización concreta del tipo de cambio. Si ésta no es correcta, es razón suficiente para justificar los resultados obtenidos. En muchos casos esta cuestión ha pasado desapercibida.

En particular, los modelos de equilibrio de determinación del tipo de cambio han evitado el contraste empírico formal como medio para valorar su relevancia y cuando se ha realizado, los resultados no han sido del todo claros en su favor. Meese y Rogoff (1983a) comparan la capacidad predictiva de varios modelos estructurales con la de un paseo aleatorio, el tipo de cambio *forward*, un modelo univariante del tipo *spot* y la de un modelo VAR. El estudio concluye que ninguno de los modelos supera al paseo aleatorio, incluso al utilizar los valores reales de las variables explicativas en las previsiones dinámicas. Meese y Rose (1991) tratan de explicar el fracaso en la predicción de los modelos estructurales basándose en la existencia de relaciones no lineales entre el tipo de cambio y las variables fundamentales. Su análisis comprende los modelos de Stockman (1980), Lucas (1982), Svensson (1985) y Hodrick (1989). Por último, Chinn y Meese (1995), en la misma línea de

Meese y Rogoff (1983b), recurren a modelos de corrección del error con restricciones. Con esta estrategia sólo consiguen superar al paseo aleatorio en horizontes superiores a los 12 meses.

El objetivo de este capítulo es analizar la verdadera capacidad de los modelos de equilibrio para replicar las características del tipo de cambio. En este análisis no se linealiza la expresión del tipo de cambio como en Hodrick (1989) que, suponiendo lognormalidad y un proceso estocástico para las variables exógenas, obtiene una expresión lineal para el tipo de cambio en función de dichas variables. Tampoco se utiliza la metodología VAR como en Roubini y Grilli (1995) y Kim y Roubini (2000).

En este trabajo se van a simular series temporales del tipo de cambio a partir de las expresiones del tipo de cambio obtenidas por tres artículos que representa fielmente a los modelos de equilibrio, como son Lucas (1982), Svensson (1985) y Grilli y Roubini (1992). Estos autores ofrecen soluciones analíticas para las variables endógenas del modelo en función de las exógenas y de las preferencias de los agentes. A partir de estas expresiones se realizan las simulaciones para distintos tipos de preferencias. Utilizando el análisis univariante, se comparan las propiedades estadísticas de las series simuladas con las que muestran las series reales.

El estudio revela algunos resultados ya conocidos: (1) Los efectos de los shocks de las variables exógenas previstos por los modelos teóricos, difieren de los que se observan en la realidad, (2) los modelos teóricos no generan suficiente persistencia y (3) la volatilidad observada en las variables reales es más elevada que la que generan estos modelos. Además, se ponen de manifiesto cuestiones que han resultado irrelevantes para esta literatura, como es la ausencia de un marco teórico capaz de compatibilizar fluctuaciones estacionales que presentan los agregados macroeconómicos con la evolución del tipo de cambio.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente forma. La sección III.2

presenta la estrategia para simular las series a partir de las condiciones de equilibrio de los modelos teóricos. El análisis se particulariza para la relación bilateral entre Estados Unidos y el Reino Unido. En la sección III.3 se analizan las propiedades de las series temporales simuladas y se comparan con las propiedades de la serie realmente observada del tipo de cambio. En algunos casos, las series simuladas presentan el mismo orden de integración que la serie observada, en esta situación tiene sentido investigar posibles relaciones de cointegración. Este tipo de análisis se lleva a cabo en la sección III.4. La sección III.5 se dedica a presentar el resumen y las conclusiones. El capítulo termina con dos apéndices. En el Apéndice III.A, se describe de forma detallada la base de datos utilizada, así como las tablas y gráficos relativos al análisis univariante. En el Apéndice III.B, se presentan la tablas y gráficos que contienen toda la información sobre el análisis univariante de las series temporales del tipo de cambio simuladas.

III.2.- SIMULACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO TEÓRICO

El procedimiento para simular series temporales de las variables endógenas de un modelo teórico que se va a adoptar en este capítulo tiene la siguiente estructura:

- 1) A partir de las condiciones teóricas del modelo se obtiene la solución de equilibrio para el tipo de cambio nominal.
- 2) Se especifican las preferencias de los agentes. Para realizar las simulaciones es necesario obtener una expresión en la que se pueda identificar perfectamente el tipo de cambio como una función explícita de un conjunto de agregados macroeconómicos y de una serie de parámetros. Se estudian los dos casos más comunes: la función de utilidad Separable y la función de utilidad CES. Véase Tabla III.1.

3) Se sustituye la forma funcional de las preferencias en la solución de equilibrio obtenida en (1). Se supone *pooling equilibria*, de esta forma se obtiene una solución para el tipo de cambio en función de los agregados monetarios, el nivel de producción y de un conjunto de parámetros que representan la aversión al riesgo y la elasticidad de sustitución intratemporal.

4) Se supone que las expectativas son racionales y se generan como las previsiones un período hacia delante a partir de los modelos univariantes de cada variable.

5) Se determina el rango de variación de los parámetros que representan las preferencias de los agentes y se aproximan los agregados monetarios, el nivel de producción y los tipos de interés por las variables que tradicionalmente se han usado para tal fin. Asignando valores a los parámetros se obtienen distintos procesos generadores de datos y por tanto, distintas series históricas para la variable endógena.

6) Por último, se determina el grado de similitud entre las simulaciones y la serie observada comparando sus respectivos modelos univariantes.

Mediante este proceso se simulan las series temporales del tipo de cambio a partir de los modelos teóricos de Lucas (1982) (LU), Svensson (1985) (SV) y Grilli y Roubini (1992) (GR). Estos autores representan la principal corriente dentro de la literatura de los modelos de equilibrio como teoría de determinación del tipo de cambio. En los tres artículos se obtiene una solución explícita para esa variable¹. Si se consideran las preferencias especificadas en la Tabla III.1 y se supone *pooling equilibria* se obtienen el proceso que se va a utilizar para generar las series temporales del tipo de cambio, véase Tabla III.2.

¹ En la Tabla II.2 del Capítulo II se recoge la expresión del tipo de cambio que se deriva para estos autores. También aparecen las soluciones para el modelo de Stockman (1980), idéntica a la de Lucas (1982), y la de Hodrick (1989), similar a Svensson (1985).

Tabla III.1
 FUNCIONES DE UTILIDAD CES Y SEPARABLE

CES	SEPARABLE
$U[c_{it}^D, c_{it}^F] = \frac{1}{1+\gamma} [(c_{it}^D)^{\sigma} + (c_{it}^F)^{\sigma}]^{\frac{1+\gamma}{\sigma}}$	$U[c_{it}^D, c_{it}^F] = \frac{1}{1+\gamma_D} (c_{it}^D)^{1+\gamma_D} + \frac{1}{1+\gamma_F} (c_{it}^F)^{1+\gamma_F}$

En la Tabla III.2, se observa que la expresión para el tipo de cambio que se obtiene con la función de utilidad CES viene definido por la elasticidad de sustitución entre el bien nacional versus el extranjero (σ)² y el grado de aversión al riesgo del individuo (γ). El tipo de cambio teórico que se obtiene con la función de utilidad Separable es analíticamente más sencillo. Los parámetros que lo determinan están representando la aversión al riesgo sobre el bien nacional (γ_D) y sobre el bien extranjero (γ_F).

En todos los casos el tipo de cambio es función de los agregados macroeconómicos (Y_t, M_t) y de los parámetros que definen las preferencias de los agentes. En el modelo de GR el precio de los bonos del Estado (q_t), también aparece

² Para la función de utilidad CES, la elasticidad de sustitución entre los bienes está representada por $\sigma = (1/(1-\rho))$. Si la elasticidad de sustitución es igual a 1, y por lo tanto $\rho = 0$, obtenemos la función de utilidad Cobb-Douglas. 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. La función de utilidad CES la utiliza Dutton (1993). La función de utilidad Separable aparece en autores como Abel (1988), Giovannini (1989), Hodrick (1989) y Hu (1997).

como determinante del tipo de cambio. Para realizar las simulaciones se emplean datos del Reino Unido (RU) y de Estados Unidos (USA)³. Se considera al RU como país doméstico y a USA como país extranjero. Como *proxi* de $Y_t^D(Y_t^F)$ se utiliza IPIRU(IPIUSA) y $M_t^D(M_t^F)$ representa a M2RU(M2USA). El precio de los bonos en el modelo de GR se aproxima por el inverso del tipo de interés a corto plazo para ambos países: tipo de interés a corto plazo del RU (RCRU) y el correspondiente para USA (RCUSA).

Tabla III.2
EXPRESIONES DEL TIPO DE CAMBIO PARA LAS FUNCIONES DE UTILIDAD CES Y SEPARABLE

	CES	SEPARABLE
LU	$S_t^L \cdot \frac{M_t^D}{M_t^F} \left(\frac{Y_t^F}{Y_t^D} \right)^g$	$S_t^L \cdot 2^{(\gamma_f \& \gamma_D)} \frac{M_t^D}{M_t^F} \frac{(Y_t^F)^{(1 \& \gamma_f)}}{(Y_t^D)^{(1 \& \gamma_D)}}$
SV	$S_t^{SV} \cdot \frac{E_t \left\{ \left[(Y_{t\%}^D)^g \% (Y_{t\%}^F)^g \right]^{\frac{1 \& \gamma}{g}} \frac{(Y_{t\%}^F)^g}{M_{t\%}^F} \right\}}{E_t \left\{ \left[(Y_{t\%}^D)^g \% (Y_{t\%}^F)^g \right]^{\frac{1 \& \gamma}{g}} \frac{(Y_{t\%}^D)^g}{M_{t\%}^D} \right\}}$	$S_t^{SV} \cdot \frac{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\& \gamma_f} \frac{(Y_{t\%}^F)^{1 \& \gamma_f}}{M_{t\%}^F} \right\}}{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\& \gamma_D} \frac{(Y_{t\%}^D)^{1 \& \gamma_D}}{M_{t\%}^D} \right\}}$
GR	$S_t^{GR} \cdot \frac{E_t \left\{ \left[(Y_{t\%}^D)^g \% (Y_{t\%}^F)^g \right]^{\frac{1 \& \gamma}{g}} \frac{(Y_{t\%}^F)^g}{N_{t\%}^F} \frac{1}{q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left[(Y_{t\%}^D)^g \% (Y_{t\%}^F)^g \right]^{\frac{1 \& \gamma}{g}} \frac{(Y_{t\%}^D)^g}{N_{t\%}^D} \frac{1}{q_t^D} \right\}}$	$S_t^{GR} \cdot \frac{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\& \gamma_f} \frac{(Y_{t\%}^F)^{1 \& \gamma_f}}{N_{t\%}^F} \frac{1}{q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\& \gamma_D} \frac{(Y_{t\%}^D)^{1 \& \gamma_D}}{N_{t\%}^D} \frac{1}{q_t^D} \right\}}$

Nota: En todos los casos se supone *pooling equilibria* ($c_{t\%}^D = Y_{t\%}^D / 2$, $c_{t\%}^F = Y_{t\%}^F / 2$), Lucas (1982). Esta solución cumple las condiciones de equilibrio y se ha convertido en una práctica habitual dentro de esta literatura.

No existe consenso sobre los valores que deben tomar la aversión al riesgo

³ En el Apéndice III.A se puede encontrar una descripción detallada de la base de datos utilizada a lo largo de este análisis.

y la elasticidad de sustitución⁴. En este trabajo, se va a permitir que el parámetro de aversión al riesgo fluctúe entre 0 y 4, con incrementos de 1 unidad. El parámetro que representa la elasticidad de sustitución intratemporal en la función de utilidad CES variará entre 0 y 1, con incrementos de 0.10 unidades.

El rango de valores elegido en la simulaciones abarca ampliamente dos desviaciones típicas de los obtenidos al estimar estos parámetros por el procedimiento propuesto por Hansen y Singleton (1982). Estos autores proponen estimar las condiciones de ortogonalidad (ecuaciones de *Euler*) de un modelo de valoración de activos similar a los que se analizan en este capítulo, utilizando el Método Generalizado de los Momentos (GMM). Se supone que los agentes tienen la posibilidad de invertir sus ahorros en acciones que pertenecen a empresas nacionales (Reino Unido) o extranjeras (USA). Las ecuaciones de *Euler* en este caso reflejan que el rendimiento esperado de cualquiera de estas dos estrategias debe ser igual a la desutilidad derivada de no consumir hoy. La rentabilidad obtenida de la inversión en cada uno de los dos casos posibles, se mide a través del índice FT de la bolsa de Londres para el caso británico y el índice Dow_Jones de la bolsa de Nueva York para las acciones americanas. En la Tabla III.4, se pueden observar los resultados de esa estimación.

⁴ Arrow (1971) sostiene que el grado de aversión al riesgo en 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 (1984), estudiando la respuesta de la balanza comercial ante shocks de la relación de intercambio, obtuvo estimaciones próximas a 1. Hildreth y Knowles (1982) 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.

Tabla III.4

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LAS FUNCIONES DE UTILIDAD CES Y SEPARABLE

β - SEPA	β - CES	γ_D	γ_F	γ - CES	ε - CES	$T^*(Q(\theta))$ - SEPA ^{(b)(c)}	$T^*(Q(\theta))$ - CES
0.989 ^(a)	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)

Nota: (a) Entre paréntesis aparecen las desviaciones típicas.

(b) Estadístico para contrastar las restricciones de sobreidentificación en la estimación por GMM.

(c) Entre paréntesis p-value de una χ^2_q , donde $q = n^o$ de restricciones de sobreidentificación.

III.3- TIPO DE CAMBIO OBSERVADO VERSUS TIPO DE CAMBIO SIMULADO

Si los modelos teóricos que se analizan en este capítulo representasen correctamente la evolución del tipo de cambio, las series temporales simuladas deberían mostrar un comportamiento similar al que se observa en la realidad. En este análisis, el tipo de cambio observado está expresado como la cantidad de libras necesarias para comprar un dólar (TCLB\$). Esta variable presenta una alta persistencia, próxima a la de un paseo aleatorio. Se esperaría que las series temporales simuladas presentasen un orden de integración similar al del TCLB\$, es decir, un comportamiento I(1). Además si la variable observada y la simulada fuesen (1), deberían estar cointegradas.

Para llevar a cabo este estudio se ha realizado el análisis univariante de las series temporales del tipo de cambio generadas. Cuando los agentes están representados con la función de utilidad Separable se obtienen las series que aparecen analizadas en las Tablas III.6 a III.8 del Apéndice B. En las Tablas III.10 a III.12, se encuentra la información relativa al estudio cuando las preferencias son del tipo CES. Los resultados se pueden resumir como sigue:

1.- Los modelos de LU y SV tienen dificultades para replicar el comportamiento estocástico del tipo de cambio observado. En las simulaciones de estos modelos es normal encontrar una raíz estacional en la mayor parte de los casos analizados y estructura ARMA anual significativa.

Al observar la expresión teórica del tipo de cambio que se deriva en estos dos artículos, se puede afirmar que los modelos de LU y SV no pueden generar una variable con un proceso estocástico similar al que presenta el tipo de cambio observado. Salvo excepciones, en las que el IPI tiene poco peso en la expresión del tipo de cambio teórico (valores para los parámetros de la aversión al riesgo próximos a 1, en el caso de la función de utilidad separable y con ε próximo a cero, en el caso de la utilidad CES), lo normal es encontrar una raíz regular y otra estacional en las series simuladas.

2.- En las simulaciones del modelo de GR se observa que desaparece la raíz estacional en todos los casos, tanto para la función de utilidad CES como en el caso de las preferencias Separables. Destacan las simulaciones con la función de utilidad CES, la mayor parte de los casos analizados presentan un proceso estocástico similar al observado, es decir, un paseo aleatorio, véase Tabla III.13. Este proceso también aparece para la función de utilidad Separable, para los casos de utilidad logarítmica ($v_D = 1, v_F = 1$) y TC21 ($v_D = 1, v_F = 2$).

3.- En el período de estudio, la apreciación observada en el tipo de cambio no se reproduce en las series simuladas, salvo para algunos casos de los modelos de LU y SV con la función de utilidad separable. Por ejemplo, para la combinación de parámetros $v_D = 1$ y $v_F = 4$. En este caso, la serie simulada precisa de una raíz estacional.

Una descripción más detallada de estos resultados se presenta a continuación. La muestra inicial corresponde al período 1986:01 hasta 1998:04, pero ante la necesidad de realizar previsiones para aproximar las expectativas, el tipo de cambio teórico que al final se estudia es el comprendido entre el período 1990:01-1998:04. En cada uno de esas tablas se ofrece información relativa a la media (M), desviación típica (DT), coeficiente de asimetría (Skw), coeficiente de curtosis o apuntamiento (Kt), el número de diferencias, regulares y estacionales y estructura ARMA, regular

y estacional, del tipo de cambio generado. También, aparece la media, la desviación típica de la media, la desviación típica y el valor del estadístico de Ljung-Box, $Q(12)$, correspondientes a los residuos del modelo univariante identificado.

III.3.1.- Función de Utilidad Separable

Las Tablas III.6 a III.8 contienen el análisis univariante de las series que se han obtenido a partir de las expresiones del tipo de cambio que aparecen en la tercera columna de la Tabla III.2, es decir, cuando se supone que las preferencias de los agentes están representadas por la función de utilidad Separable. Para cada uno de los artículos analizados (LU, SV, GR) se presentan los 25 casos que se obtienen al combinar los cinco valores distintos que se supone puede tomar el parámetro de aversión al riesgo de cada uno de los bienes [0, 1, 2, 3, 4]. Con este rango de variación se obtiene una percepción fiable de cuál es el efecto de estos parámetros sobre la evolución y propiedades estadísticas del tipo de cambio.

En la Tabla III.6 se analiza el modelo de LU. Se observa que las series temporales necesitan una diferencia estacional en casi todo los casos, excepto para el TC11 (función de utilidad logarítmica), TC32, TC33 y TC34, pero en los tres últimos el parámetro correspondiente al componente autorregresivo anual está próximo a 1. Con la función de utilidad logarítmica la producción desaparece del proceso generador y el tipo de cambio sólo viene determinado por el cociente de masas monetarias, véase Tabla III.2. El TC11 prevé una depreciación teórica de la libra durante todo el período de estudio, véase Figura III.5 en el Apéndice III.B. Este comportamiento refleja un rápido crecimiento en la masa monetaria británica, superior al experimentado por la masa monetaria en USA. Sin embargo, el tipo de cambio observado presenta una apreciación de la libra sólo interrumpida por las tormentas monetarias de 1992, en las que la libra sufre una fuerte devaluación. Por lo tanto, no parece que la evolución de las masas monetarias, como prevé el modelo de LU con la función de utilidad Separable, sean las únicas responsables de la evolución del tipo de cambio durante el período 1990 a 1998, como se derivaría de

esta formulación.

Por otro lado, las series temporales generadas cuando la aversión al riesgo sobre el bien extranjero (γ_F) es igual a 4 muestran una apreciación de la libra como se observa en la realidad, véase Figura III.6 en el Apéndice III.B⁵. Sin embargo, la serie presenta una raíz unitaria anual, esto es fuerte estacionalidad, que no aparece en el proceso estocástico del tipo de cambio observado. Este resultado se puede explicar a la vista de la expresión analítica del tipo de cambio teórico. Cuando aumenta la aversión al riesgo, excepto para la función de utilidad logarítmica, se incrementa el peso de la producción en el proceso generador de los datos. Las variables que se utilizan para aproximar la producción presentan un fuerte componente estacional que se reproduce en las series que se simulan. Este efecto es muy evidente cuando la aversión al riesgo en ambos bienes es igual a 4, véase Figura III.8.

En la Tabla III.7 se encuentra el análisis para el modelo de SV. Según este artículo el tipo de cambio es un precio *Forward looking*. Ésta es la diferencia con el proceso generador de los datos de LU, véase la Tabla III.2. Aunque este aspecto se puede considerar teóricamente relevante, las series temporales simuladas en este nuevo marco no presentan propiedades estadísticas distintas a las que se obtienen con el modelo de LU. En SV la necesidad de una raíz estacional es habitual, salvo el caso de TC11. También, se consigue captar la apreciación de la libra en un número superior de ocasiones a LU. Así, TC20, TC21, TC30, TC31, TC40, TC41, TC42 y

⁵ Este resultado estaría indicando que para poder explicar la apreciación de la libra respecto al dólar, en el contexto teórico que se está analizando, sería necesario una elevada aversión al riesgo en el bien extranjero (γ_F) y/o un valor pequeño del grado de aversión al riesgo sobre el bien nacional (γ_D). Valores altos de γ_F implican baja sustituibilidad intertemporal para el bien que se produce en el extranjero, por lo tanto, para que los agentes estén dispuestos a comprar este bien es necesario una apreciación de la moneda. El mismo efecto se esperaría con valores pequeños de γ_D , y por lo tanto, un incremento en la elasticidad de sustitución intertemporal sobre el producto nacional. Se incrementa la demanda de dinero para comprar los bienes nacionales y esto aprecia la moneda.

TC43, presentan una tendencia decreciente para el período de estudio, sin embargo, en todos los casos aparece la raíz estacional.

En la Tabla III.8 se muestran las simulaciones realizadas bajo el modelo de GR. En este caso, en el proceso generador aparecen los tipos de interés a corto plazo de cada uno de los países. A la vista de los resultados, esta variable parece tener un peso sustancial en las simulaciones. Es destacable que, en todos los casos, las series temporales generadas no parecen contener la raíz estacional, habitual en las series que se obtienen bajo los modelos de LU y SV. Hay que destacar las propiedades estocásticas de las series TC11 y TC21, en ambos casos, el paseo aleatorio parece ser suficiente para explicar el comportamiento de estas variables que replican el proceso estocástico del tipo de cambio. En la Figura III.5 del Apéndice B, aparece representada la serie correspondiente al TC11.

III.3.2- Función de Utilidad CES

De la misma forma que se ha hecho con la función de utilidad Separable, se va a realizar el análisis univariante de las series temporales que se obtienen cuando se supone que los agentes están representados por la función de utilidad CES. En las Tablas III.10 a III.12 se pueden encontrar los resultados de dicho estudio. En este caso, cada uno de los parámetros que determinan el proceso generador de los datos representa características distintas. Por un lado, el grado de aversión al riesgo (γ) y por otro, el parámetro que determina la elasticidad de sustitución entre los bienes (ε).

Para cada uno de los artículos (LU, SV, GR) se simulan 50 series (5 valores distintos para la aversión al riesgo y 10 casos posibles para el parámetro que representa la elasticidad de sustitución entre bienes), de éstas, sólo se presentan 15. Para cada uno de los valores de aversión al riesgo (0, 1, 2, 3, 4) se presenta el análisis univariante de las series que corresponden al valor mínimo, medio y máximo del rango de variación del parámetro ε , es decir, 0.1, 0.5 y 1. Con estos valores se puede apreciar el efecto que la variación de la elasticidad de sustitución tiene sobre las

propiedades del tipo de cambio generado.

En la Tabla III.10 se encuentra el análisis univariante de las series generadas con el modelo de LU. En este caso, el parámetro de aversión al riesgo no es relevante en la determinación del tipo de cambio, véase la expresión del tipo de cambio con el modelo de LU en la Tabla III.2. Por lo tanto, el parámetro ε es el factor que diferencia las series generadas y pondera el peso de la producción relativa entre los dos países. Se representan todas las series que se han generado al variar dicho parámetro, en total 10. Como se puede observar, en todas las series existe un componente estacional importante que aparece reflejado en la presencia de la raíz unitaria en la frecuencia anual.

En la Tabla III.11 se presenta el estudio realizado con las series temporales generadas con el modelo de SV. Ahora, la aversión al riesgo de los agentes sí que es relevante en la determinación del tipo de cambio. Esto es consecuencia de que el tipo de cambio teórico se determina en función de las expectativas futuras de los agentes, las cuales variarán en función de su grado de aversión al riesgo. Las series generadas a partir de este modelo continúan mostrando estructura estacional importante, aunque no todas presentan la raíz unitaria anual. Esta situación aparece cuando los valores de ε son pequeños, a pesar de todo, la estructura estacional continúa presente.

Un resultado común en las series temporales generadas por los dos modelos anteriores es la apreciación de la libra respecto al dólar en el período estudiado. Con la función de utilidad CES no se observan cambios de tendencia, como se producían con la función de utilidad Separable cuando la aversión al riesgo sobre el bien extranjero era relativamente superior. Ahora, los cambios en la elasticidad de sustitución intertemporal afectan de forma simétrica al grado de sustituibilidad de los dos bienes.

En la Tabla III.12 se recoge el resultado del análisis univariante de las simulaciones del modelo de GR. Se observa que la estructura estacional se amortigua

de forma considerable e incluso desaparece en un gran número de casos. Sorprendentemente, es habitual identificar un paseo aleatorio en las series temporales generadas, sobre todo con valores de ε entre 0.1 y 0.5, es decir, cuando el peso de la producción relativa entre los dos países es bajo. En este sentido, se puede afirmar que las series generadas a partir de este modelo presentan un proceso estocástico similar al del TCLB\$.

Este resultado se puede apreciar en los gráficos del Apéndice III.B. En ellos se representan, para los tres modelos, las series en las que el parámetro que recoge la elasticidad de sustitución entre bienes es el inferior de todos los que se han utilizado en la simulación, es decir $g = 0.1$. Excepto para el caso de LU, donde el parámetro de aversión al riesgo no afecta a la expresión del tipo de cambio (véase la primera fila de la Tabla III.2) se han elegido los siguientes valores para los parámetros de aversión al riesgo: 0, 1, 2, 3 y 4, véanse las Figuras III.9 a III.13, respectivamente. Con esta elección, el peso del IPI en la simulación es reducido, esto contribuye a disminuir el componente estacional, propiedad que no presenta el tipo de cambio real. En todos los casos presentados, el modelo de GR replica el paseo aleatorio, salvo para $v = 2$ en el que aparece de forma muy débil el componente estacional. Esto contrasta con la estructura estacional que muestran las simulaciones de LU y SV.

III.4.- ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

En la sección anterior se ve como algunas series simuladas a partir del modelo de GR son I(1). En estas circunstancias tiene sentido investigar posibles relaciones de cointegración con el TCLB\$, también I(1). Para realizar este análisis se plantea la siguiente regresión entre el tipo de cambio observado (TCLB\$) y el tipo de cambio teórico obtenido a partir de las simulaciones (TCTCO),

$$TCLBS_t = \beta_0 + \beta_1 TCTCO_t + u_t \quad (III.4.1)$$

Bajo la hipótesis de cointegración entre las dos variables, los residuos deberían ser estacionarios. Además, si el modelo teórico captase la apreciación o depreciación del tipo de cambio, el coeficiente β_1 debería ser positivo. Para contrastar estas hipótesis se estima el modelo (III.4.1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios con todas las series temporales del tipo de cambio generadas bajo el modelo de GR. Después, para identificar la posible cointegración, se analiza la estacionariedad en los residuos por medio del test de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado.

En la Tabla III.9, del Apéndice III.B, se pueden encontrar las estimaciones cuando se utiliza la función de utilidad Separable. El contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller permite afirmar que, al 95% de confianza, existe cointegración para los casos en los que el grado de aversión al riesgo para el bien extranjero es menor que 3. Sin embargo, el signo del parámetro β_1 siempre es negativo, por lo que el modelo teórico estaría prediciendo un comportamiento de depreciación, contrario al que se observa en la realidad.

En la Tabla III.13 se pueden encontrar las estimaciones cuando el regresor se ha generado bajo la función de utilidad CES. Se rechaza, al 95% de confianza, la hipótesis de raíz unitaria en los residuos de todas las regresiones. Esto estaría indicando la existencia de tendencias comunes en ambas variables, aunque de signo contrario, como se puede deducir del signo negativo que acompaña en todos los casos a la variable generada.

Los resultados parecen ser robustos al tipo de preferencias utilizadas. Todo indica que los tipos de interés en el modelo de GR desempeñan un papel muy relevante en las simulaciones. Su volatilidad y su comportamiento no estacionario determina la evolución de las series simuladas, anulando los efectos de las masas monetarias, el nivel de producción y el tipo de preferencias utilizadas. Este fenómeno se puede comprobar si se observa la correlación entre la serie del tipo de cambio, generada a partir del modelo teórico y el cociente de tipos.

Con la función de utilidad Separable, última columna de la Tabla III.9, se puede advertir que el grado de correlación es superior a 0.90, en la mayor parte de los casos. A partir del test de Dickey y Fuller se observa que, cuando esa correlación disminuye, la posible cointegración entre la serie TCLB\$ y las series temporales teóricas desaparece. Las correlaciones para la función de utilidad CES aparecen en la última columna de la Tabla III.13. En todos los casos es superior a 0.96. Estos resultados permiten interpretar que el tipo de cambio teórico según GR está determinado exclusivamente por la evolución de los tipos de interés relativos y el resto de agregados macroeconómicos no parecen jugar ningún papel.

III.5.- RESUMEN Y CONCLUSIONES

Los modelos de equilibrio dinámicos se han convertido en una herramienta teórica habitual en la valoración de activos. En el contexto internacional, Lucas (1982), Svensson (1985) y Grilli y Roubini (1992) aplican esta metodología para identificar los determinantes del tipo de cambio. Este trabajo investiga la capacidad para replicar las características observadas del tipo de cambio, utilizando simulaciones de esta variable a partir de las expresiones analíticas propuestas por estos autores.

El estudio demuestra que los modelos de LU y SV generan series con características muy similares, a pesar de que en SV el tipo de cambio es un precio *forward-looking*. En las simulaciones de estos dos modelos el tipo de cambio presenta una marcada estacionalidad que se traduce en la necesidad de una raíz estacional. En este sentido, el proceso estocástico de las variables generadas se aleja bastante del que presenta el tipo de cambio observado, paseo aleatorio. Por lo tanto, los modelos de LU y SV no parecen presentar las condiciones suficientes para explicar el comportamiento del tipo de cambio. A las críticas habituales (falta de persistencia, insuficiente volatilidad, etc.) se ha de añadir la incapacidad para tratar

el fenómeno de la estacionalidad.

Por su parte, las restricciones de liquidez en el mercado de activos, que diferencian el modelo de GR de los de LU y SV, implican que los tipos de interés aparecen como determinantes teóricos del tipo de cambio. Los tipos de interés no sólo ayudan a explicar la volatilidad del tipo de cambio, objetivo que persigue GR, también, de forma complementaria, sirven para amortiguar el componente estacional que se reproduce claramente en el enfoque de LU y SV.

Ambos resultados significan una destacada contribución en los modelos de determinación del tipo de cambio. Pero un análisis más preciso de las simulaciones demuestra que la correlación, entre la series simuladas del tipo de cambio en base al modelo de GR y el cociente de rentabilidades de los bonos, es superior a 0.90 en la mayor parte de los casos. En este sentido, el tipo de cambio simulado representa básicamente los diferenciales de los tipos de interés. Los tipos de interés con una elevada persistencia y volatilidad anulan el poder explicativo del resto de las variables y, por lo tanto, las mismas no parecen jugar papel alguno en la determinación del tipo de cambio. Esto dificulta cualquier análisis cualitativo de las relaciones que se desprenden de la formulación teórica.

A partir de estos resultados se plantean las siguientes cuestiones: (1) Si LU y SV no reúnen las condiciones para explicar la evolución del tipo de cambio y GR reduce la capacidad explicativa a la que representa el cociente de tipos ¿existen alternativas a GR para aproximar el tipo de cambio, sin anular a los agregados macroeconómicos? y (2) si la estacionalidad es un fenómeno común cuando se trabaja con datos mensuales o trimestrales de producción y masas monetarias ¿es posible justificar explícitamente las razones económicas que determinan que este fenómeno no se observe empíricamente, a pesar de la relevancia de los agregados macroeconómicos en la evolución del tipo de cambio?.

En los siguientes capítulos se trata de dar respuesta a las dos cuestiones

planteadas anteriormente. El Capítulo IV analiza alternativas a GR sustituyendo los tipos de interés por los rendimientos bursátiles. La relación entre el tipo de cambio y el rendimiento de las acciones en las principales bolsas mundiales ha sido objeto de numerosos estudios empíricos: De Miguel y Olmeda (2000), Frankel (1996), Heston y Rowenhorst (1994), Giovanni y Jorion (1989), Canzoneri y Dellas (1996), Copeland y Copeland (1998), Granger et al. (1998). En el Capítulo V la estacionalidad aparece en el modelo a través de *shocks* estacionales en la función de utilidad. De esta forma, esta propiedad se manifiesta explícitamente en un modelo de determinación del tipo de cambio, con el objetivo de compatibilizar las fluctuaciones estacionales de los agregados macroeconómicos con el comportamiento del tipo de cambio realmente observado.

Apéndice III.A

Sección 1: Descripción de los Datos

La simulación se lleva a cabo con datos del Reino Unido (RU) y de Estados Unidos (USA). Se utilizan datos mensuales sin desestacionalizar del período comprendido entre 1986:01 y 1998:04. La variable que tradicionalmente se utiliza para medir mensualmente la actividad real es el Índice de Producción Industrial (IPIPAÍS) y el agregado monetario usado es M2(M2PAÍS). El tipo de interés que se emplea es el de corto plazo, que en el caso del Reino Unido (RCRU) es una media diaria del tipo interbancario a tres meses, y para Estados Unidos (RCUSA) es una media diaria del tipo de interés de los certificados de depósitos. También, se dispone del tipo de cambio expresado en libras por dólar (TCLB\$). Todos los datos provienen de la OCDE, excepto la masas monetarias que se han obtenido de las Estadísticas Financieras Internacionales publicadas por el Fondo Monetario Internacional.

Las series utilizadas han sido analizadas previamente y tratadas de la presencia de datos atípicos. La identificación y estimación de los modelos univariantes y de transferencia se han realizado con el programa econométrico TASTE. En la Tabla III.5 se puede encontrar este análisis, donde se puede observar que las variables monetarias (M2RU, M2USA) precisan de una diferencia regular y otra estacional. M2RU tiene un dato atípico muy importante en diciembre de 1992, que se corresponde con la devaluación de la libra en ese mismo año. De la misma forma el IPI de los dos países (IPIRU, IPIUSA) precisan, al menos, de una diferencia estacional. Ambas variables presentan efecto Semana Santa, del cual han sido tratadas. El tipo de interés a corto plazo (RCRU, RCUSA), que se utiliza en el modelo de GR, no presenta, como era de esperar, ningún tipo de estacionalidad, pero precisa de una diferencia regular. El RCRU tiene un valor atípico en octubre de 1992 coincidiendo con la devaluación de la libra. En los dos tipos de interés se aprecia una volatilidad muy elevada a finales de 1987 y principios de 1988. Estas fechas están muy próximas al *crash* bursátil de octubre de 1987 y puede ser ésta la razón del

incremento en la volatilidad observado.

El TCLB\$ se puede representar por un paseo aleatorio con un escalón en octubre de 1992. En la estimación de los parámetros de las funciones de utilidad por GMM, es necesario disponer de algún índice representativo de la evolución bursátil en el RU y en USA. Se han seleccionado los índices oficiales de las bolsas más importantes de cada uno de los países. El índice FT-SE 100 de la bolsa de Londres (FT) se ha elegido para medir la rentabilidad mensual de una inversión en acciones de empresas británicas, mientras que, para medir la rentabilidad en empresas americanas se considera el índice Dow-Jones de la bolsa de Nueva York (DJ). Con base en diciembre de 1994, ambos índices provienen del Financial Times, actualizados por la Dirección general de Previsión y Coyuntura en su sección internacional. Estas series se pueden representar por un paseo aleatorio con un escalón en octubre de 1987 que corrige un valor atípico asociado al *crash* producido en este mes en las bolsas mundiales.

En la sección 2 de este apéndice se pueden encontrar los gráficos de las series originales en la Figura III.1, y las series intervenidas en la Figura III.2.

Sección 2: Análisis Univariante y de Intervención de los Datos Reales

Figura III.1

VARIABLES REALES SIN INTERVENIR

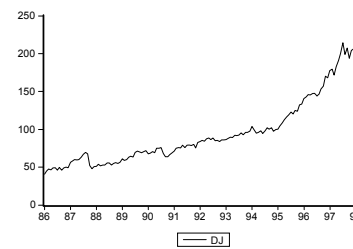
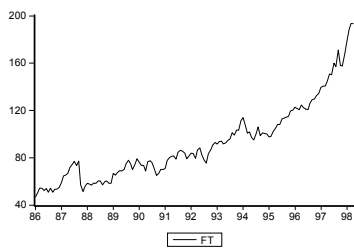
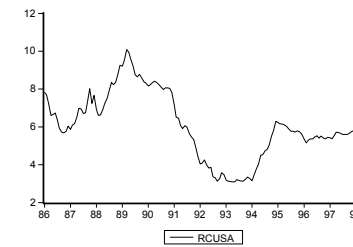
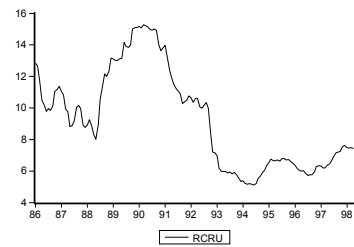
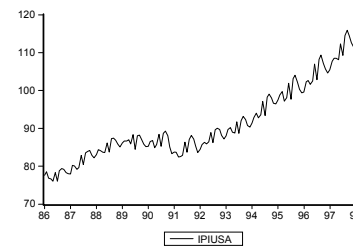
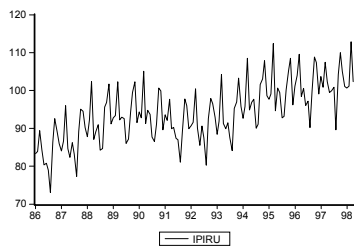
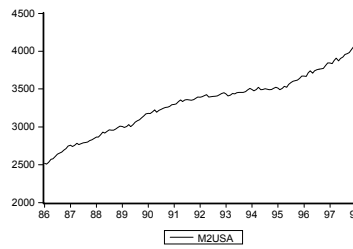
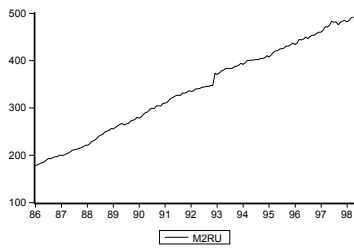


Figura III.2
VARIABLES REALES INTERVENIDAS

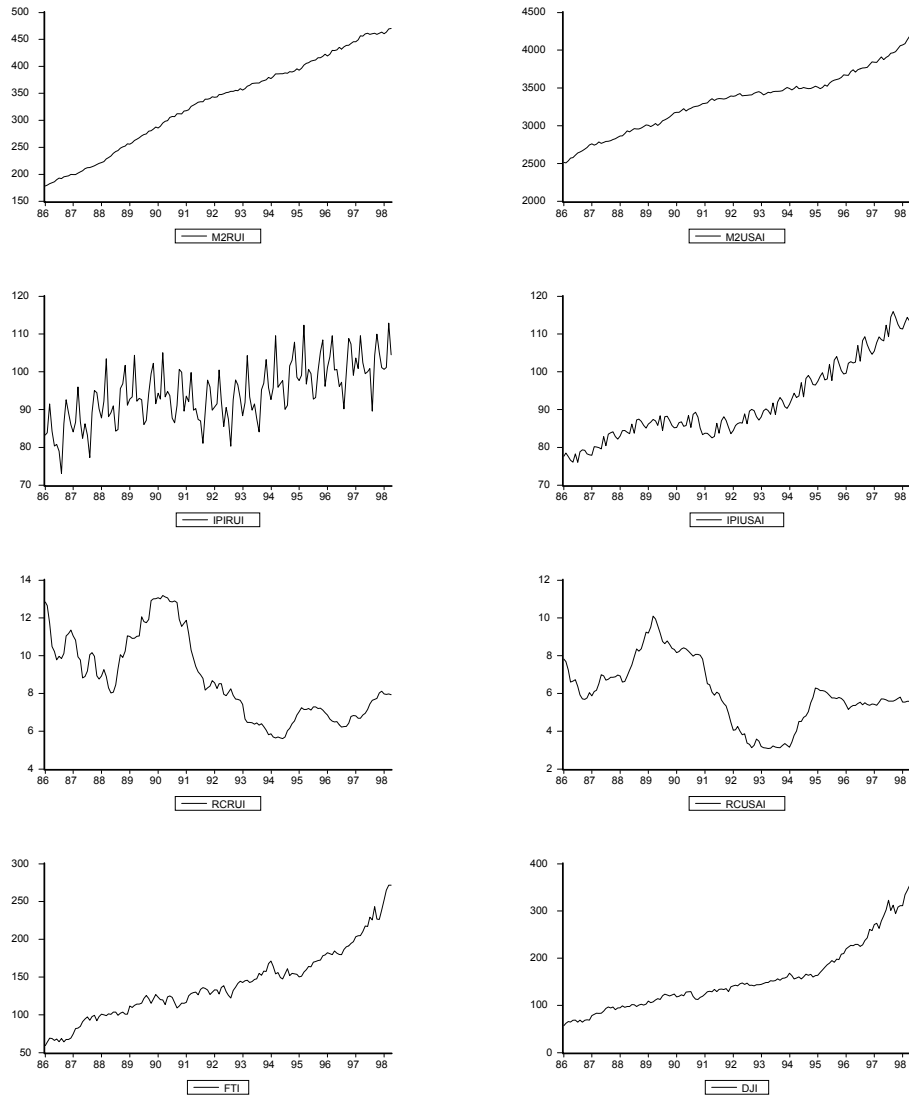


Figura III.3
TIPO DE CAMBIO OBSERVADO E INTERVENIDO

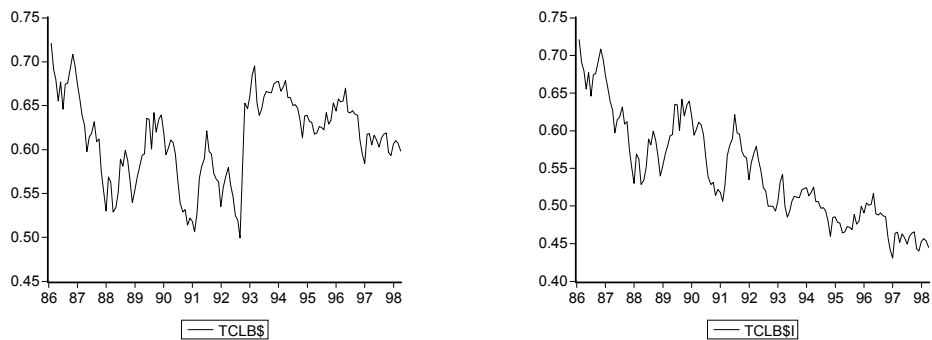


Tabla III.5
ANÁLISIS UNIVARIANTE Y DE INTERVENCIÓN DE LAS VARIABLES

Variable	Dif.	ARIMA (R) (p, d, q)	ARIMA (S) (P, D, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	ATIPICOS	MODELOS (US, UT)
M2USA	L L ₁₂	(1,1,0)	(0,1,1)	0.012 (0.773)	898.0 %	10.85	5.93, 5.94, 6.95, 3.96, 8.97.	(1+0.561B) L L ₁₂ Y _t = (1+0.480B ¹²) a _t (0.072) (0.080)
	L L ₁₂	(1,1,0)	(-1,1,0)	0.109 (0.779)	905.0 %	8.78	5.87, 2.93, 5.93, 5.94, 6.95, 3.96, 4.96, 8.97	(1-0.558B)(1-0.480B ¹²) L L ₁₂ Y _t = a _t (0.072) (0.078)
	L L ₁₂	(1,1,0)	(1,1,0)	-0.017 (0.156)	181.4 %	9.38	6.89*, 7.96, 6.97, 9.97*	Y _t = -2.1452 $\xi_{t-12}^{12.92}$ + N _t (1.729) (1+0.210 B) LL ₁₂ N _t = (1-0.805 B ¹²) a _t (0.084) (0.046)
M2RU	L L ₁₂	(1,1,0)	(3,1,0)	-0.010 (0.157)	182.7 %	11.63	6.89*, 6.90, 9.92, 7.96, 6.97*, 9.97*	Y _t = -21.238 $\xi_{t-12.92}$ + N _t (1.622) (1+0.154 B)(1+0.665 B ¹² +0.436 B ²⁴ +0.375 B ³⁶) LL ₁₂ N _t = a _t (0.087) (0.094) (0.108) (0.091) Factores: (1+0.750 B ¹²)(1-0.085 B ¹² +0.500B ²⁴)
	L L ₁₂	(-3,1,0)	(1,1,0)	-0.026 (0.113)	131.6 %	12.44	11.90, 9.92, 6.93, 5.94, 4.95, 3.96, 7.96, 8.96	Y _t = -7.598 $\xi_{t-16.89}$ - 22.457 $\xi_{t-12.92}$ + 6.157 $\xi_{t-16.97}$ - 6.860 $\xi_{t-19.97}$ + N _t (1.100) (1.106) (1.265) (0.971) (1+0.174 B+0.229 B ² +0.374 B ⁴) LL ₁₂ N _t = (1-0.648 B ¹²) a _t (0.082) (0.079) (0.081) (0.067) Factores: (1+0.765B) (1+0.939 B+0.489B ²)
	LL ₁₂	(3,1,0)	(3,1,0)	-0.025 (0.113)	131.2 %	10.68	11.90, 9.92, 3.96, 7.96, 4.97.	Y _t = -7.671 $\xi_{t-16.89}$ - 22.414 $\xi_{t-12.92}$ + 6.676 $\xi_{t-16.97}$ - 6.701 $\xi_{t-19.97}$ + N _t (1.085) (1.077) (1.255) (0.960) (1+0.156 B+0.254 B ² +0.383 B ⁴ +0.636 B ¹² +0.380 B ²⁴ +0.280 B ³⁶) LL ₁₂ N _t = a _t (0.082) (0.078) (0.084) (0.091) (0.107) (0.095)
IPIRU	L ₁₂	(3,0,0)	(3,1,1)	-0.006 (0.128)	146.3 %	19.05	9.88, 9.90, 4.91, 5.92, 1.93, 10.93, 2.96	Factores [R]: (1+0.786B) (1+0.942 B+0.487B ²); Factores [S]: (1+0.681 B ¹²) (1-0.045 B ¹² +0.411 B ²⁴) Y _t = -2.193 ξ_{t-36} + N _t (0.472)
	L L ₁₂	(2,1,0)	(3,1,1)	0.162 (0.131)	160.3 %	19.36	9.88, 9.90, 4.91, 5.92, 2.96 11.97.	(1+0.002 B - 0.296 B ² - 0.583 B ³ - 0.245 B ⁴ + 0.343 B ⁵ + 0.184 B ⁶) [L ₁₂ N _t - 1.684] = (1-0.852 B ¹²) a _t (0.072) (0.067) (0.071) (0.091) (0.078) (0.076) (0.172) (0.029) Factores [R]: (1-0.952 B) (1+0.954 B+0.612 B ²); Factores [S]: (1+0.340 B ¹²) (1-0.586 B ¹² +0.542 B ²⁴) Y _t = -2.105 ξ_{t-36} + N _t (0.481)
	L L ₁₂	(3,1,0)	(3,1,1)	0.045 (0.050)	58.2 %	9.82	7.89, 11.90*, 12.90, 4.95, 2.96.	(1+0.962 B+0.623 B ²) (1- 0.221 B ³ + 0.303 B ⁴ + 0.187 B ⁶) LL ₁₂ N _t = (1-0.826 B ¹²) a _t (0.068) (0.068) (0.094) (0.078) (0.076) (0.039) Factores [S]: (1-0.562 B ¹²)(1-0.584 B ¹² +0.512 B ²⁴) Y _t = -0.675 ξ_{t-36} + N _t (0.134)
IPIUSA	L L ₁₂	(3,1,0)	(1,1,0)	0.047 (0.049)	56.9 %	5.83	2.87, 7.89, 11.90*, 12.90 2.96.	(1+0.045 B - 0.131 B ² - 0.239 B ³) LL ₁₂ N _t = (1-0.532 B ¹²) a _t (0.083) (0.084) (0.084) (0.084) (0.073) Factores [R]: (1-0.675 B) (1+0.720 B+0.354 B ²) Y _t = -0.711 ξ_{t-36} + N _t (0.116)
	L L ₁₂	(3,1,0)	(3,1,0)	0.047 (0.049)	56.9 %	5.83	2.87, 7.89, 11.90*, 12.90 2.96.	(1+0.051 B - 0.182 B ² - 0.217 B ³) (1- 0.386 B ¹² + 0.360 B ²⁴ + 0.257 B ³⁶) LL ₁₂ N _t = a _t (0.084) (0.084) (0.085) (0.084) (0.084) (0.087) Factores [R]: (1-0.682 B) (1+0.733 B+0.318 B ²); Factores [S]: (1-0.561 B ¹²) (1-0.175 B ¹² +0.458 B ²⁴)

* Significa que el valor del atípico tiene más de dos desviaciones típicas.

Tabla III.5 (Continuación)
ANÁLISIS UNIVARIANTE Y DE INTERVENCIÓN DE LAS VARIABLES

Variable	Dif.	ARIMA (R) (p, d, q)	ARIMA (S) (P, D, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	ATIPICOS	MODELOS (US, UT)
RCRU	L	(3,11)	(0,0,0)	$-2.2 \cdot 10^{-2}$ ($2.6 \cdot 10^{-3}$)	32 %	11.6	3/86,4/86,10/86, 5/87,12/88,6/89, 10/89,10/90	$Y_t = (-1.49 - 1.11 B) \xi_t^{E1092} + N_t$ (0.32) (0.32) $(1 + 0.11B - 0.25 B^2 + 0.22 B^3) L N_t = (1 - 0.57 B) a_t$ (0.24) (0.11) (0.08) (0.24) $Y_t = 0.57 \xi_t^{1087} + 0.55 \xi_t^{1287} + N_t$ (0.11) (0.11)
RCUSA	L	(3,1,0)	(0,0,0)	$-1.0 \cdot 10^{-3}$ ($1.7 \cdot 10^{-2}$)	20 %	6.9	9/87,1/91,7/92	$(1 - 0.51 B + 0.18 B^2 - 0.19 B^3) L N_t = a_t$ (0.08) (0.09) (0.08)
FT ($\lambda=0$)	L	(0,1,0)	(0,0,0)	$1.6 \cdot 10^{-18}$ ($3.5 \cdot 10^{-3}$)	4.2 %	8.5	01/89,10/89,05/90, 10/97	$Y_t = (-0.31 - 0.11 B) \xi_t^{e1087} + N_t$ (0.02) (0.02) $(L N_t - 0.012) = a_t$ (0.003)
DJ ($\lambda=0$)	L	(1,1,0)	(0,0,0)	$-1.5 \cdot 10^{-13}$ ($3.1 \cdot 10^{-3}$)	3.8 %	14.4	01/87,11/87,8/90, 9/90	$Y_t = -0.31 \xi_t^{e1087} + N_t$ (0.04) $(1 + 0.21 B) (L N_t - 0.014) = a_t$ (0.08) (0.003)
TCLBS	L	(0,1,0)	(0,0,0)	$-1.9 \cdot 10^{-3}$ ($1.4 \cdot 10^{-3}$)	1.7 %	7.19	07/86,02/88,07/88, 06/89,08/89,09/89, 04/93	$Y_t = (0.08 + 0.08 B) \xi_t^{e1092} + N_t$ (0.02) (0.02) $L N_t = a_t$

Apéndice III.B

Sección 1: Tipo de Cambio Simulado. Utilidad Separable

Figura III.4

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 0$ Y $\gamma_F = 0$

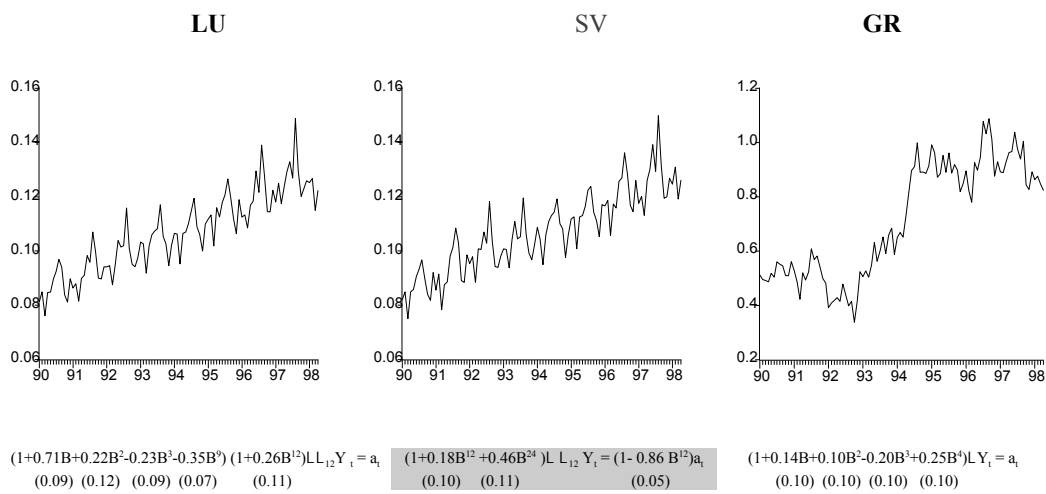


Figura III.5

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 1$ Y $\gamma_F = 1$

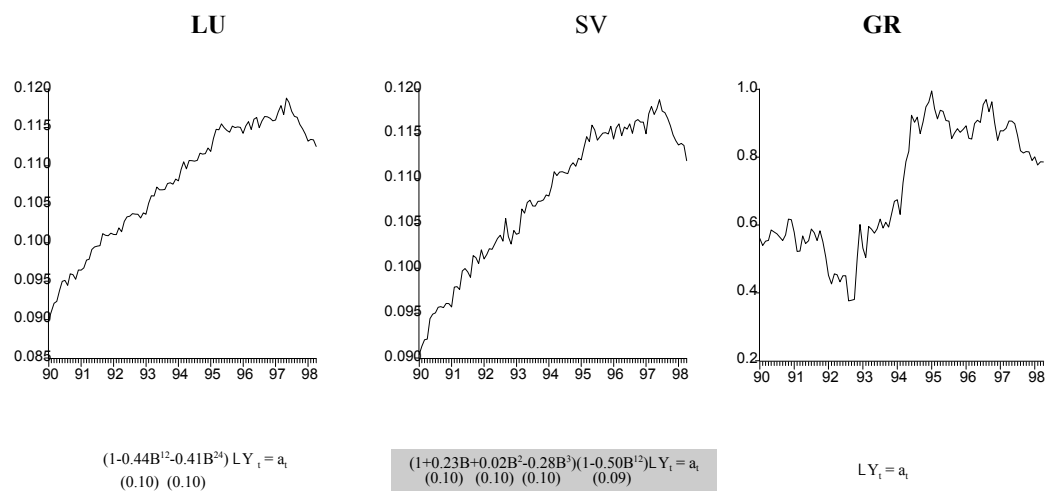


Figura III.6
TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 1$ Y $\gamma_F = 4$

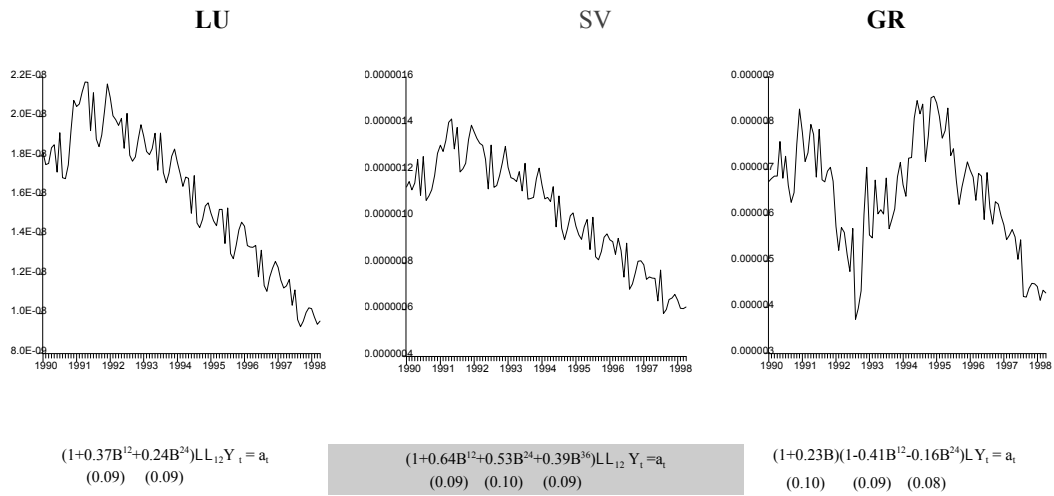


Figura III.7
TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 4$ Y $\gamma_F = 1$

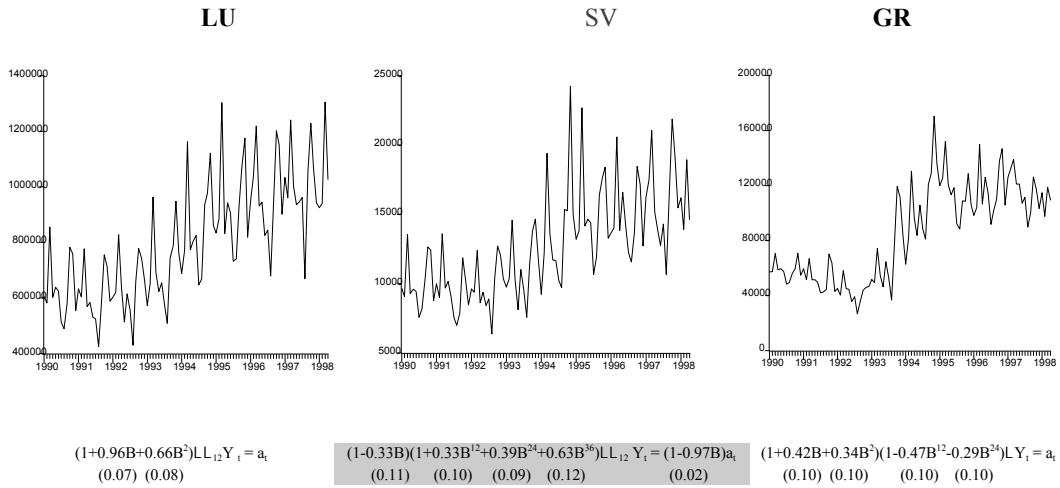


Figura III.8
TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 4$ Y $\gamma_F = 4$

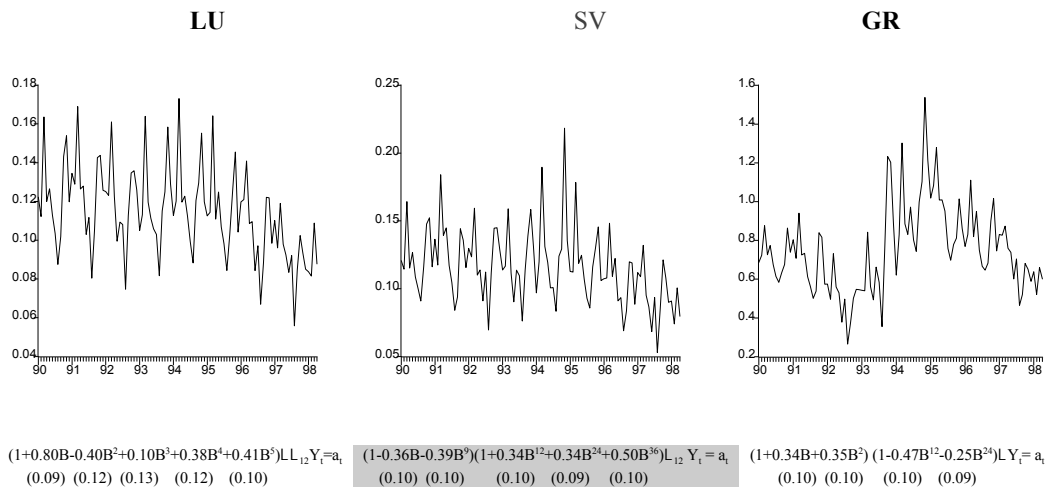


Tabla III.6
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR LUCAS (1982). UTILIDAD SEPARABLE

TC _t /r _t ^(b)	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC00	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.15	2.5	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-9.3*10 ⁻⁵ (2.3*10 ⁻⁴)	2.3*10 ⁻³	10.3	(1+0.71B+0.22B ² -0.23B ³ -0.35B ⁴)(1+0.26B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.11)
TC01	0.5*10	8.6*10 ⁻¹	0.14	1.6	LL ₁₂	(0, 0)	(1, 0)	-1.7*10 ⁻³ (4.4*10 ⁻³)	4.4*10 ⁻²	13.8	(1+0.31B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10)
TC02	2.5*10 ²	0.6*10	0.25	1.7	LL ₁₂	(2, 1)	(0, 0)	-5.9*10 ⁻² (64*10 ⁻²)	64*10 ⁻¹	10.1	(1+1.06B+0.72B ²)LL ₁₂ Y _t = (1+0.29B)a _t (0.11) (0.08) (0.16)
TC03	1.2*10 ⁴	3.4*10 ³	0.40	2.0	LL ₁₂	(2, 0)	(0, 0)	0.3*10 (5.8*10)	5.8*10 ²	8.7	(1+0.95B+0.66B ²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.07) (0.08)
TC04	6.1*10 ⁵	2.1*10 ⁵	0.53	2.4	LL ₁₂	(2, 0)	(0, 0)	6.6*10 ² (4.3*10 ³)	4.3*10 ⁴	10.3	(1+0.95B+0.67B ²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.07) (0.07)
TC10	2.2*10 ⁻³	1.6*10 ⁻⁴	-0.22	3.3	LL ₁₂	(3, 0)	(1, 0)	-5.1*10 ⁻⁶ (4.6*10 ⁻⁶)	4.6*10 ⁻⁵	9.7	(1+0.92B+0.51B ² -0.33B ³)(1+0.30B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.07) (0.07) (0.06) (0.10)
TC11	1.1*10 ⁻¹	7.8*10 ⁻³	-0.49	2.0	L	(0, 0)	(2, 0)	-7.0*10 ⁻⁵ (4.8*10 ⁻⁵)	4.8*10 ⁻⁴	9.7	(1-0.44B ¹² -0.41B ¹²)LY _t = a _t (0.10) (0.10)
TC12	0.5*10	6.6*10 ⁻¹	0.03	1.8	LL ₁₂	(2, 0)	(0, 0)	-1.1*10 ⁻² (1.2*10 ⁻²)	1.2*10 ⁻¹	20.0	(1+0.91B+0.61B ²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.08) (0.08)
TC13	2.5*10 ²	4.9*10	0.26	2.2	LL ₁₂	(2, 0)	(0, 0)	-4.2*10 ⁻¹ (0.1*10)	0.1*10 ²	19.2	(1+0.96B+0.66B ²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.07) (0.08)
TC14	1.3*10 ⁴	3.3*10 ³	0.44	2.4	LL ₁₂	(2, 0)	(0, 0)	-1.4*10 (8.4*10)	8.4*10 ²	18.3	(1+0.96B+0.66B ²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.07) (0.08)
TC20 ^(b)	4.7*10 ⁻⁵	4.8*10 ⁻⁶	-0.05	2.5	LL ₁₂	(10, 0)	(3, 0)	-2.5*10 ⁻⁷ (1.0*10 ⁻⁷)	1.0*10 ⁻⁶	9.1	(1+0.67B+0.32B ² +0.23B ³ +0.23B ⁴ +0.34B ⁵ +0.49B ⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.09) (0.10) (0.10) (0.09) (0.10)
TC21 ^(b)	2.2*10 ⁻³	1.1*10 ⁻⁴	-0.80	2.7	LL ₁₂	(1, 0)	(3, 0)	-3.2*10 ⁻⁶ (1.6*10 ⁻⁶)	1.6*10 ⁻⁵	12.7	(1-0.27B)(1+0.43B ¹² +0.38B ²⁴ +0.48B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.09) (0.10) (0.09)
TC22	1.1*10 ⁻¹	7.6*10 ⁻³	0.07	3.2	LL ₁₂	(2, 2)	(0, 0)	2.0*10 ⁻² (2.6*10 ⁻²)	2.6*10 ⁻¹	26.4	(1+1.1B+0.84B ²)LL ₁₂ Y _t = (1+0.48B+0.43B ²)a _t (0.09) (0.07) (0.13) (0.13)
TC23	0.5*10	7.4*10 ⁻¹	0.29	3.1	LL ₁₂	(2, 2)	(0, 0)	-9.9*10 ⁻³ (2.3*10 ⁻²)	2.3*10 ⁻¹	21.0	(1+1.1B+0.80B ²)LL ₁₂ Y _t = (1+0.31B+0.29B ²)a _t (0.10) (0.08) (0.14) (0.13)
TC24	2.6*10 ²	5.2*10	0.44	3.0	LL ₁₂	(2, 0)	(0, 0)	-7.4*10 ⁻¹ (0.2*10)	0.2*10 ²	29.0	(1+0.95B+0.64B ²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.07) (0.08)

Tabla III.6. (continuación)
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR LUCAS (1982). UTILIDAD SEPARABLE

TC γ ρ β	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC30 ^(b)	1.0*10 ⁻⁶	1.8*10 ⁻⁷	-0.15	2.0	LL ₁₂	(10, 0)	(2, 0)	-2.1*10 ⁻⁹ (3.0*10 ⁻⁹)	3.0*10 ⁻⁸	11.8	(1+0.38B-0.05B ² -0.34B ³ +0.27B ⁴)(1-0.02B ¹² +0.34B ²⁴)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.09) (0.11) (0.09) (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)
TC31 ^(b)	4.8*10 ⁻⁵	6.3*10 ⁻⁶	-0.49	2.3	LL ₁₂	(0, 0)	(3, 0)	-1.2*10 ⁻⁷ (6.6*10 ⁻⁸)	6.6*10 ⁻⁷	14.6	(1+0.45B ¹² +0.36B ²⁴ +0.34B ³⁶)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.10) (0.10) (0.09)
TC32	2.3*10 ⁻³	2.5*10 ⁻⁴	-0.45	2.7	L	(4, 1)	(1, 0)	-9.9*10 ⁻⁶ (6.2*10 ⁻⁶)	6.2*10 ⁻⁵	16.3	(1-0.14B-0.12B ² -0.23B ³ +0.44B ⁴)(1-0.94B ¹²)LY _t =(1-0.64B)a _t (0.18) (0.13) (0.10) (0.09) (0.03) (0.19)
TC33	1.1*10 ⁻¹	1.4*10 ⁻²	0.16	3.3	L	(4, 1)	(1, 0)	-7.6*10 ⁻⁴ (5.0*10 ⁻⁴)	5.0*10 ⁻³	16.9	(1+0.05B-0.03B ² -0.25B ³ +0.35B ⁴)(1-0.94B ¹²)LY _t =(1-0.73B)a _t (0.19) (0.19) (0.16) (0.10) (0.03) (0.10)
TC34	5.4*10	9.6*10 ⁻¹	0.49	3.6	L	(4, 1)	(1, 0)	-3.8*10 ⁻² (3.5*10 ⁻²)	3.5*10 ⁻¹	16.3	(1+0.15B+0.03B ² -0.25B ³ +0.29B ⁴)(1-0.94B ¹²)LY _t =(1-0.73B)a _t (0.19) (0.19) (0.16) (0.10) (0.03) (0.18)
TC40 ^(b)	2.1*10 ⁻⁸	5.7*10 ⁻⁹	-0.09	1.8	LL ₁₂	(3, 0)	(2, 0)	-3.4*10 ⁻¹¹ (8.6*10 ⁻¹¹)	8.6*10 ⁻¹⁰	15.7	(1+0.33B-0.08B ² -0.36B ³)(1-0.00B ¹² +0.32B ²⁴)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.09) (0.11) (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)
TC41 ^(b)	1.0*10 ⁻⁶	2.2*10 ⁻⁷	-0.28	2.0	LL ₁₂	(0, 0)	(2, 0)	-2.1*10 ⁻⁹ (2.4*10 ⁻⁸)	2.4*10 ⁻⁸	18.8	(1+0.37B ¹² +0.24B ²⁴)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.09) (0.09)
TC42 ^(b)	4.9*10 ⁻⁵	9.2*10 ⁻⁶	-0.33	2.3	LL ₁₂	(4, 0)	(0, 0)	-1.2*10 ⁻⁷ (1.7*10 ⁻⁷)	1.7*10 ⁻⁶	26.6	(1+0.28B-0.00B ² -0.20B ³ +0.25B ⁴)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC43 ^(b)	2.4*10 ⁻³	4.3*10 ⁻⁴	-0.07	2.6	LL ₁₂	(5, 1)	(0, 0)	-3.2*10 ⁻⁶ (2.9*10 ⁻⁶)	2.9*10 ⁻⁵	12.6	(1+0.66B+0.21B ² -0.04B ³ +0.36B ⁴ +0.41B ⁵)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.11) (0.11) (0.11) (0.11) (0.11) (0.09)
TC44	1.1*10 ⁻¹	0.2*10 ⁻¹	0.34	3.2	LL ₁₂	(5, 0)	(0, 0)	-1.3*10 ⁻⁵ (1.2*10 ⁻⁵)	1.2*10 ⁻⁴	14.6	(1+0.80B-0.40B ² +0.10B ³ +0.38B ⁴ +0.41B ⁵)LL ₁₂ Y _t =a _t (0.09) (0.12) (0.13) (0.12) (0.10)
TCLBSI	5.1*10 ⁻¹	4.6*10 ⁻²	0.64	2.7	L	(0, 0)	(0, 0)	-1.9*10 ⁻³ (1.5*10 ⁻³)	1.5*10 ⁻²	6.6	LY _t =a _t

Notas:

- (a) TC γ ρ β identifica el proceso bajo el cuál se ha simulado la serie temporal. Por ejemplo, en TC01 el primer número (0) hace referencia al parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero y el segundo (1) al parámetro de aversión para el bien nacional. El tipo de cambio teórico presenta pendiente negativa
- (b)

Tabla III.7
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR SVENSON(1985). UTILIDAD SEPARABLE

TC _γ γ ⁽⁶⁾	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC00	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.15	2.6	LL ₁₂	(0, 1)	(2, 0)	4.9*10 ⁻⁵ (3.4*10 ⁻⁴)	3.4*10 ⁻³	28.2	(1+0.18B ¹² +0.46B ²⁴)L ₁₂ Y _t =(1-0.86B ¹²)a _t (0.10) (0.11) (0.05)
TC01	0.5*10	8.7*10 ⁻¹	0.16	1.7	LL ₁₂	(1, 0)	(2, 0)	-3.3*10 ⁻³ (6.4*10 ⁻⁶)	6.4*10 ⁻²	14.5	(1+0.21B)(1+0.54B ¹² +0.28B ²⁴)L ₁₂ Y _t =a _t (0.10) (0.11) (0.12)
TC02	2.5*10 ²	5.6*10	0.30	1.8	LL ₁₂	(0, 1)	(2, 0)	3.5*10 ⁻² (9.2*10 ⁻¹)	0.9*10	31.4	(1+0.18B ¹² +0.26B ²⁴)L ₁₂ Y _t =(1-0.57B)a _t (0.11) (0.12) (0.09)
TC03	1.3*10 ⁴	3.6*10 ³	0.48	2.2	LL ₁₂	(0, 1)	(2, 0)	0.5*10 (1.0*10 ²)	1.0*10 ³	22.5	(1+0.29B ¹² +0.27B ²⁴)L ₁₂ Y _t =(1-0.68B)a _t (0.11) (0.12) (0.07)
TC04	6.2*10 ⁵	2.3*10 ⁵	0.71	2.7	LL ₁₂	(0, 1)	(2, 0)	7.2*10 ² (8.9*10 ³)	8.9*10 ⁴	15.9	(1+0.34B ¹² +0.28B ²⁴)L ₁₂ Y _t =(1-0.74B)a _t (0.11) (0.11) (0.07)
TC10	2.2*10 ⁻³	1.7*10 ⁻⁴	-0.28	3.2	LL ₁₂	(1, 1)	(2, 0)	-6.1*10 ⁻⁶ (7.0*10 ⁻⁶)	7.5*10 ⁻⁵	21.9	(1+0.17B)(1+0.25B ¹² +0.36B ²⁴)L ₁₂ Y _t =(1-0.59B)a _t (0.15) (0.10) (0.11) (0.12)
TC11	1.1*10 ⁻¹	7.8*10 ⁻³	-0.49	2.0	L	(3, 0)	(1, 0)	4.3*10 ⁻⁵ (7.6*10 ⁻⁵)	7.6*10 ⁻⁴	13.0	(1+0.23B+0.02B ² -0.28B ³)(1-0.50B ¹²)L ₁₂ Y _t =a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)
TC12	0.53*10	6.8*10 ⁻¹	0.14	2.0	LL ₁₂	(2, 0)	(2, 0)	-1.5*10 ⁻⁴ (1.7*10 ⁻²)	1.7*10 ⁻¹	25.8	(1+0.79B+0.39B ²)(1+0.20B ¹² +0.34B ²⁴)L ₁₂ Y _t =a _t (0.10) (0.10) (0.11) (0.11)
TC13	2.6*10 ²	5.3*10	0.46	2.5	LL ₁₂	(1, 1)	(3, 0)	0.1*10 (0.2*10)	0.2*10 ²	29.2	(1-0.36B)(1+0.27B ¹² +0.35B ²⁴ +0.64B ³⁶)L ₁₂ Y _t =(1-0.97B)a _t (0.10) (0.09) (0.09) (0.11) (0.02)
TC14	1.3*10 ⁴	3.7*10 ³	0.78	3.3	LL ₁₂	(1, 1)	(3, 0)	1.1*10 ⁻² (1.6*10 ²)	1.6*10 ³	22.9	(1-0.33B)(1+0.33B ¹² +0.39B ²⁴ +0.63B ³⁶)L ₁₂ Y _t =(1-0.97B)a _t (0.11) (0.10) (0.09) (0.12) (0.02)
TC20 ^(b)	4.7*10 ⁻⁵	5.1*10 ⁻⁶	0.09	2.4	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	-1.8*10 ⁻⁷ (1.5*10 ⁻⁷)	1.5*10 ⁻⁶	15.9	(1+0.28B ¹² +0.36B ²⁴ +0.45B ³⁶)L ₁₂ Y _t =(1-0.53B)a _t (0.09) (0.09) (0.10) (0.09)
TC21 ^(b)	2.3*10 ⁻³	1.2*10 ⁻⁴	-0.72	2.7	LL ₁₂	(0, 0)	(3, 0)	5.9*10 ⁻¹¹ (2.610 ⁻⁶)	2.6*10 ⁻⁵	17.0	(1+0.51B ¹² +0.48B ²⁴ +0.50B ³⁶)L ₁₂ Y _t =a _t (0.09) (0.10) (0.10)
TC22	1.1*10 ⁻¹	8.2*10 ⁻³	0.30	3.2	LL ₁₂	(4, 1)	(3, 0)	-5.8*10 ⁻⁴ (3.1*10 ⁻⁴)	3.1*10 ⁻³	12.6	(1+0.25B ⁴ -0.42B ⁸)(1+0.27B ¹² +0.30B ²⁴ +0.36B ³⁶)L ₁₂ Y _t =(1-0.62B)a _t (0.09) (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)
TC23	0.5*10	8.1*10 ⁻¹	0.63	3.7	LL ₁₂	(9, 1)	(3, 0)	3.7*10 ⁻² (3.4*10 ⁻²)	3.4*10 ⁻¹	12.7	(1-0.46B ⁹)(1+0.36B ¹² +0.35B ²⁴ +0.50B ³⁶)L ₁₂ Y _t =(1-0.77B)a _t (0.11) (0.10) (0.10) (0.10) (0.08)
TC24 ^(c)	2.6*10 ²	6.3*10	1.10	4.7	L ₁₂	(9, 0)	(3, 0)	0.2*10 (0.2*10)	0.2*10 ²	16.8	(1-0.29B-0.54B ²)(1+0.24B ¹² +0.27B ²⁴ +0.52B ³⁶)L ₁₂ Y _t =a _t (0.09) (0.10) (0.09) (0.08) (0.09)

Tabla III.7 (Continuación)
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR SVENSON(1985). UTILIDAD SEPARABLE

TC $\gamma_r\gamma_D$	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	a	MODELOS US
TC30 ^(b)	1.0*10 ⁻⁶	1.9*10 ⁻⁷	-0.04	2.0	LL ₁₂	(1, 0)	(2, 0)	-2.1*10 ⁻⁹ (4.2*10 ⁻⁶)	4.2*10 ⁻⁸	15.2	(1+0.54B ⁴)(1+0.25B ¹² +0.26B ²⁴)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.08) (0.10) (0.10)	
TC31 ^(b)	4.8*10 ⁻⁵	6.5*10 ⁻⁶	-0.46	2.3	LL ₁₂	(0, 0)	(3, 0)	-1.5*10 ⁻⁷ (1.1*10 ⁻⁷)	1.1*10 ⁻⁶	19.2	(1+0.58B ¹² +0.51B ²⁴ +0.43B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.10) (0.10)	
TC32	2.3*10 ⁻³	2.7*10 ⁻⁴	-0.34	2.8	LL ₁₂	(4, 1)	(3, 0)	-1.6*10 ⁻⁶ (8.2*10 ⁻⁶)	8.2*10 ⁻⁵	22.7	(1+0.33B ⁴)(1+0.29B ¹² +0.34B ²⁴ +0.40B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = (1-0.48B) _a (0.09) (0.09) (0.10) (0.10)	
TC33	1.1*10 ⁻¹	0.2*10 ⁻¹	0.44	3.7	L ₁₂	(9, 0)	(3, 0)	-1.1*10 ⁻⁴ (7.6*10 ⁻⁴)	7.6*10 ⁻³	18.7	(1-0.40B-0.44B ³)(1+0.30B ¹² +0.31B ²⁴ +0.51 ³⁶)L ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.09) (0.10) (0.09)	
TC34	0.6*10	0.1*10	1.1	5.6	L ₁₂	(9, 0)	(3, 0)	1.5*10 ⁻² (6.3*10 ⁻²)	6.3*10 ⁻¹	16.5	(1-0.27B-0.41B ³)(1+0.36B ¹² +0.35B ²⁴ +0.57B ³⁶)L ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.09) (0.09)	
TC40 ^(b)	2.2*10 ⁻⁸	5.9*10 ⁻⁹	-0.01	1.9	LL ₁₂	(1, 0)	(3, 0)	-6.0*10 ⁻¹¹ (1.1*10 ⁻¹⁰)	1.1*10 ⁻⁹	7.0	(1+0.38B ⁴)(1+0.32B ¹² +0.28B ²⁴ +0.28B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.09) (0.10) (0.10)	
TC41 ^(b)	1.0*10 ⁻⁶	2.3*10 ⁻⁷	-0.26	2.0	LL ₁₂	(0, 0)	(3, 0)	-3.7*10 ⁻⁹ (3.5*10 ⁻⁹)	3.5*10 ⁻⁸	17.4	(1+0.64B ¹² +0.53B ²⁴ +0.39B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.10) (0.09)	
TC42 ^(b)	4.9*10 ⁻⁵	9.6*10 ⁻⁶	-0.28	2.3	LL ₁₂	(4, 1)	(3, 0)	-3.5*10 ⁻⁷ (2.2*10 ⁻⁷)	2.2*10 ⁻⁶	16.0	(1+0.31B ⁴)(1+0.37B ¹² +0.35B ²⁴ +0.34B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = (1-0.39B) _a (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)	
TC43 ^(b)	2.4*10 ⁻³	4.7*10 ⁻⁴	0.05	2.8	LL ₁₂	(4, 1)	(3, 0)	-2.9*10 ⁻⁵ (1.8*10 ⁻⁵)	1.8*10 ⁻⁵	19.1	(1+0.28B ⁴)(1+0.34B ¹² +0.37B ²⁴ +0.42B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = (1-0.64B) _a (0.10) (0.09) (0.09) (0.09)	
TC44	1.2*10 ⁻¹	2.7*10 ⁻²	0.76	4.5	L ₁₂	(9, 0)	(3, 0)	-2.1*10 ⁻⁴ (1.4*10 ⁻⁴)	1.4*10 ⁻²	17.1	(1-0.36B-0.39B ³)(1+0.34B ¹² +0.34B ²⁴ +0.50B ³⁶)L ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)	
TCLBSI	5.1*10 ⁻¹	4.6*10 ⁻²	0.64	2.7	L	(0, 0)	(0, 0)	-1.9*10 ⁻³ (1.5*10 ⁻³)	1.5*10 ⁻²	6.6	LY _t = a _t	

Notas:
 (a) TC $\gamma_r\gamma_D$ identifica el proceso bajo el cual se ha simulado la serie temporal.
 Por ejemplo, en TC0/ el primer número (0) hace referencia al parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero y el segundo (J) al parámetro de aversión para el bien nacional.
 (b) El tipo de cambio teórico presenta pendiente negativa
 (c) Se ha realizado una intervención en 11/99 mediante un impulso con un valor de $\omega_0=127.5$

Tabla III.8
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR GRILLI Y ROUBINI (1992). UTILIDAD SEPARABLE

TC _{Y_tY_t^(a)}	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (p, q)	a (σ)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC00	7.1*10 ⁻¹	2.1*10 ⁻¹	0.00	1.5	L	(4, 0)	(0, 0)	4.3*10 ⁻³ (5.3*10 ⁻³)	5.3*10 ⁻²	11.8	(1+0.14B+0.10B ² -0.20B ³ +0.25B ⁴)L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC01	3.5*10	1.2*10	-0.03	1.3	L	(0, 0)	(1, 0)	1.7*10 ⁻¹ (1.9*10 ⁻¹)	1.9*10 ⁰	8.8	(1-0.20B ^{1/2})L Y _t = a _t (0.10)
TC02	1.7*10 ³	6.4*10 ²	0.01	1.3	L	(1, 0)	(2, 0)	0.8*10 (1.4*10)	1.4*10 ²	29.8	(1-0.25B ^{1/2} -0.38B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.09) (0.09)
TC03	8.5*10 ⁴	3.6*10 ⁴	0.10	1.5	L	(2, 0)	(2, 0)	3.7*10 ² (9.7*10 ²)	9.7*10 ³	19.3	(1+0.50B+0.36B ²) (1-0.37B ^{1/2} -0.41B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC04	4.2*10 ⁶	2.0*10 ⁶	0.19	1.6	L	(2, 0)	(2, 0)	1.6*10 ⁴ (6.3*10 ⁴)	6.3*10 ⁵	15.9	(1+0.44B+0.33B ²) (1-0.49B ^{1/2} -0.32B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.11)
TC10	1.5*10 ⁻²	0.3*10 ²	-0.01	1.9	L	(2, 0)	(1, 0)	3.5*10 ⁻⁵ (1.2*10 ⁻⁴)	1.2*10 ⁻³	11.8	(1+0.21B+0.19B ²) (1-0.19B ^{1/2})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10)
TC11	7.1*10 ⁻¹	1.8*10 ⁻¹	-0.10	1.5	L	(0, 0)	(0, 0)	-2.0*10 ⁻³ (3.7*10 ⁻³)	3.7*10 ⁻²	15.5	L Y _t = a _t (1+0.27B) (1-0.20B ^{1/2} -0.31B ^{2/4})L Y _t = a _t
TC12	3.5*10	1.0*10	-0.06	1.5	L	(1, 0)	(2, 0)	1.2*10 ⁻¹ (2.7*10 ⁻¹)	2.7*10 ⁰	38.9	(0.10) (0.09) (0.09)
TC13	1.7*10 ³	6.0*10 ²	0.06	1.7	L	(2, 0)	(2, 0)	0.5*10 (1.9*10)	1.9*10 ²	21.4	(1+0.50B+0.38B ²) (1-0.34B ^{1/2} -0.38B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC14	8.6*10 ⁴	3.5*10 ⁴	0.20	1.9	L	(2, 0)	(2, 0)	2.1*10 ² (1.3*10 ³)	1.3*10 ⁴	18.2	(1+0.42B+0.34B ²) (1-0.47B ^{1/2} -0.29B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC20	3.0*10 ⁻⁴	5.3*10 ⁻⁵	0.14	2.9	L	(2, 0)	(2, 0)	-1.3*10 ⁻⁸ (2.6*10 ⁻⁶)	2.6*10 ⁻⁵	12.7	(1+0.35B+0.22B ²) (1-0.16B ^{1/2} -0.19B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.08)
TC21	1.5*10 ⁻²	2.9*10 ⁻³	-0.04	2.3	L	(0, 0)	(0, 0)	5.5*10 ⁻⁶ (8.5*10 ⁻⁵)	8.5*10 ⁻⁴	16.8	L Y _t = a _t (1+0.24B) (1+0.18B ^{1/2} +0.30B ^{2/4})L Y _t = a _t
TC22	7.2*10 ⁻¹	1.7*10 ⁻¹	-0.02	2.1	L	(1, 0)	(2, 0)	1.2*10 ⁻³ (5.6*10 ⁻³)	5.6*10 ⁻²	31.3	(0.10) (0.09) (0.09)
TC23	3.6*10	1.0*10	0.13	2.2	L	(2, 0)	(2, 0)	3.5*10 ⁻² (4.0*10 ⁻¹)	4.0*10 ⁰	20.6	(1+0.44B+0.36B ²) (1+0.18B ^{1/2} +0.30B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.09) (0.09)
TC24	1.7*10 ³	6.1*10 ²	0.31	2.4	L	(2, 0)	(2, 0)	0.2*10 (2.6*10)	2.6*10 ²	18.3	(1+0.36B+0.33B ²) (1-0.45B ^{1/2} -0.28B ^{2/4})L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)

Tabla III.8 (Continuación)
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR GRILLI Y ROUBINI (1992). UTILIDAD SEPARABLE

TC γ_F/γ_D	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	a (σ)	σ	Q(12)	a	MODELOS US
TC30	$6.4 \cdot 10^{-6}$	$1.05 \cdot 10^{-6}$	0.10	3.2	L	(2, 0)	(2, 0)	$-1.7 \cdot 10^{-8}$ ($6.1 \cdot 10^{-6}$)	$6.1 \cdot 10^{-7}$	10.4	$(1+0.50B+0.27B^2)$	$(1-0.18B^{12}-0.17B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.08)
TC31	$3.1 \cdot 10^{-4}$	$5.1 \cdot 10^{-5}$	-0.03	2.9	L	(0, 0)	(1, 0)	$-4.8 \cdot 10^{-7}$ ($2.3 \cdot 10^{-6}$)	$2.3 \cdot 10^{-5}$	16.3	$(1-0.34B^{12})LY_t = a_t$ (0.09)	
TC32	$1.5 \cdot 10^{-2}$	$2.9 \cdot 10^{-3}$	0.09	2.9	L	(2, 0)	(2, 0)	$-8.9 \cdot 10^{-6}$ ($1.3 \cdot 10^{-4}$)	$1.3 \cdot 10^{-3}$	21.5	$(1+0.34B+0.22B^2)$	$(1-0.22B^{12}-0.32B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)
TC33	$7.3 \cdot 10^{-1}$	$1.8 \cdot 10^{-1}$	0.31	3.0	L	(2, 0)	(2, 0)	$5.0 \cdot 10^{-4}$ ($8.6 \cdot 10^{-3}$)	$8.6 \cdot 10^{-2}$	20.8	$(1+0.43B+0.38B^2)$	$(1-0.33B^{12}-0.38B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC34	$3.6 \cdot 10^{-1}$	$1.1 \cdot 10^{-1}$	0.57	3.3	L	(2, 0)	(2, 0)	$-3.9 \cdot 10^{-3}$ ($5.6 \cdot 10^{-1}$)	$5.6 \cdot 10^0$	19.8	$(1+0.35B+0.35B^2)$	$(1-0.47B^{12}-0.27B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC40	$1.4 \cdot 10^{-7}$	$2.6 \cdot 10^{-8}$	-0.21	2.7	L	(2, 0)	(2, 0)	$-5.0 \cdot 10^{-10}$ ($1.3 \cdot 10^{-9}$)	$1.3 \cdot 10^{-8}$	92.9	$(1+0.49B+0.25B^2)$	$(1-0.24B^{12}-0.21B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.09) (0.08)
TC41	$6.5 \cdot 10^{-6}$	$1.2 \cdot 10^{-6}$	-0.32	2.5	L	(1, 0)	(2, 0)	$-1.1 \cdot 10^{-6}$ ($5.2 \cdot 10^{-8}$)	$5.2 \cdot 10^{-7}$	16.9	$(1+0.23B)(1-0.41B^{12}-0.16B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.09) (0.08)	
TC42	$3.1 \cdot 10^{-4}$	$6.1 \cdot 10^{-5}$	-0.08	2.8	L	(2, 0)	(2, 0)	$-5.31 \cdot 10^{-7}$ ($2.8 \cdot 10^{-6}$)	$2.8 \cdot 10^{-5}$	22.9	$(1+0.36B+0.25B^2)$	$(1-0.26B^{12}-0.34B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.09) (0.08)
TC43	$1.5 \cdot 10^{-2}$	$3.6 \cdot 10^{-3}$	0.34	3.2	L	(2, 0)	(2, 0)	$-2.6 \cdot 10^{-5}$ ($1.9 \cdot 10^{-4}$)	$1.9 \cdot 10^{-3}$	21.3	$(1+0.44B+0.39B^2)$	$(1-0.34B^{12}-0.37B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.09) (0.08)
TC44	$7.5 \cdot 10^{-1}$	$2.2 \cdot 10^{-1}$	0.77	4.0	L	(2, 0)	(2, 0)	$-6.4 \cdot 10^{-4}$ ($1.2 \cdot 10^{-1}$)	$1.2 \cdot 10^0$	20.3	$(1+0.34B+0.35B^2)$	$(1-0.47B^{12}-0.25B^{24})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.09)
TCLB\$1	$5.1 \cdot 10^{-1}$	$4.6 \cdot 10^{-2}$	0.64	2.7	L	(0, 0)	(0, 0)	$-1.9 \cdot 10^{-3}$ ($1.5 \cdot 10^{-3}$)	$1.5 \cdot 10^{-2}$	6.6	$LY_t = a_t$	

Notas:

- (a) TC γ_F/γ_D identifica el proceso bajo el cual se ha simulado la serie temporal.
 Por ejemplo, en TC01 el primer número (0) hace referencia al parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero y el segundo (1) al parámetro de aversión para el bien nacional.

Tabla III.9
ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO TEÓRICO DEL MODELO DE GR Y TCLB\$1
(FUNCIÓN DE UTILIDAD SEPARABLE)

TC $\gamma_F\gamma_D$	β_0	β_1	R ²	D-F ^{(a)(b)} 1lag	D-F 2lag	corr. ^(c)
TC00	0.62 (0.01)	-1.6*10 ⁻¹ (0.2*10 ⁻¹)	0.51	-3.40	-3.16	0.95
TC01	0.61 (0.01)	-0.3*10 ⁻² (0.1*10 ⁻²)	0.55	-3.40	-3.32	0.96
TC02	0.61 (0.01)	-5.5*10 ⁻⁵ (4.8*10 ⁻⁶)	0.57	-3.48	-3.45	0.95
TC03	0.60 (0.01)	-9.6*10 ⁻⁷ (8.8*10 ⁻⁷)	0.55	-3.73	-3.52	0.91
TC04	0.58 (0.01)	-1.7*10 ⁻⁸ (1.6*10 ⁻⁹)	0.52	-3.94	-3.62	0.88
TC10	0.64 (0.02)	-8.6*10 ⁰ (1.1*10 ⁰)	0.37	-2.80	-2.72	0.94
TC11	0.63 (0.01)	-1.7*10 ⁻¹ (0.2*10 ⁻¹)	0.46	-2.92	-2.95	0.99
TCC2	0.62 (0.01)	-0.3*10 ⁻² (0.1*10 ⁻²)	0.55	-3.40	-3.32	0.97
TC13	0.60 (0.01)	-5.4*10 ⁻⁵ (5.7*10 ⁻⁶)	0.48	-3.40	-3.17	0.93
TC14	0.60 (0.01)	-9.6*10 ⁻⁷ (8.8*10 ⁻⁷)	0.45	-3.63	-3.31	0.88
TC20	0.62 (0.02)	-3.0*10 ² (0.8*10 ²)	0.12	-2.13	-2.18	0.81
TC21	0.63 (0.02)	-0.8*10 (0.1*10)	0.25	-2.41	-2.39	0.94
TC22	0.62 (0.02)	-1.6*10 ⁻¹ (0.2*10 ⁻¹)	0.32	-2.64	-2.61	0.94
T C3	0.60 (0.01)	-2.7*10 ⁻³ (0.4*10 ⁻³)	0.34	-2.97	-2.78	0.90
TC24	0.59 (0.01)	-4.3*10 ⁻⁵ (6.2*10 ⁻⁶)	0.33	-3.20	-2.93	0.85
TC30	0.49 (0.03)	3.5*10 ³ (4.5*10 ³)	0.01	-2.05	-2.16	0.44
TC31	0.55 (0.03)	-1.3*10 ² (0.9*10 ²)	0.02	-1.97	-2.06	0.68
TC32	0.58 (0.02)	-4.8*10 ⁰ (1.5*10 ⁰)	0.09	-2.12	-2.15	0.77
TC33	0.58 (0.02)	-9.9*10 ⁻² (2.4*10 ⁻²)	0.15	-2.40	-2.33	0.77
TC34	0.57 (0.01)	-1.7*10 ⁻³ (0.4*10 ⁻³)	0.17	-2.64	-2.49	0.74
TC40	0.41 (0.02)	7.5*10 ⁻⁵ (1.6*10 ⁻⁵)	0.19	-2.60	-2.59	0.01
TC41	0.44 (0.02)	1.0*10 ⁴ (0.4*10 ⁴)	0.07	-2.25	-2.34	0.24
TC42	0.49 (0.02)	4.9*10 (7.6*10)	0.00	-2.03	-2.14	0.42
TC43	0.53 (0.02)	-1.3*10 ⁰ (1.3*10 ⁰)	0.01	-1.99	-2.10	0.52
TC44	0.54 (0.02)	-0.4*10 ⁻¹ (0.2*10 ⁻¹)	0.04	-2.11	-2.17	0.56

Notas:

- (a) Los valores críticos de MacKinnon son: -3.50 (1%), -2.89 (5%), -2.58 (10%).
- (b) La regresión para el test de Dickey-Fuller tiene constante e i retardos, i = 1, 2.
- (c) Es la correlación entre el tipo de cambio simulado y el cociente de tipos.

Sección 2: Tipo de Cambio Simulado. Utilidad CES

Figura III.9

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 0 \quad \varepsilon = 0.1$

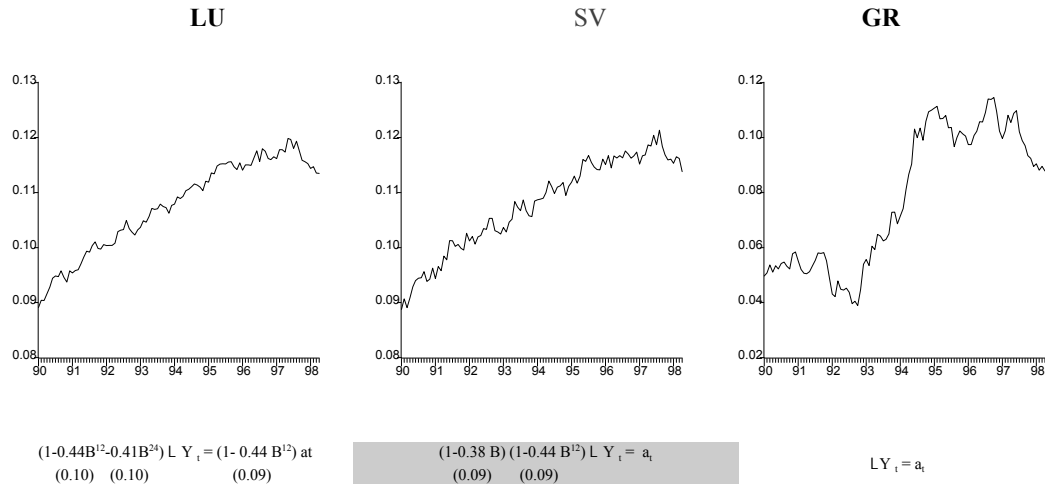


Figura III.10

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 1 \quad \varepsilon = 0.1$

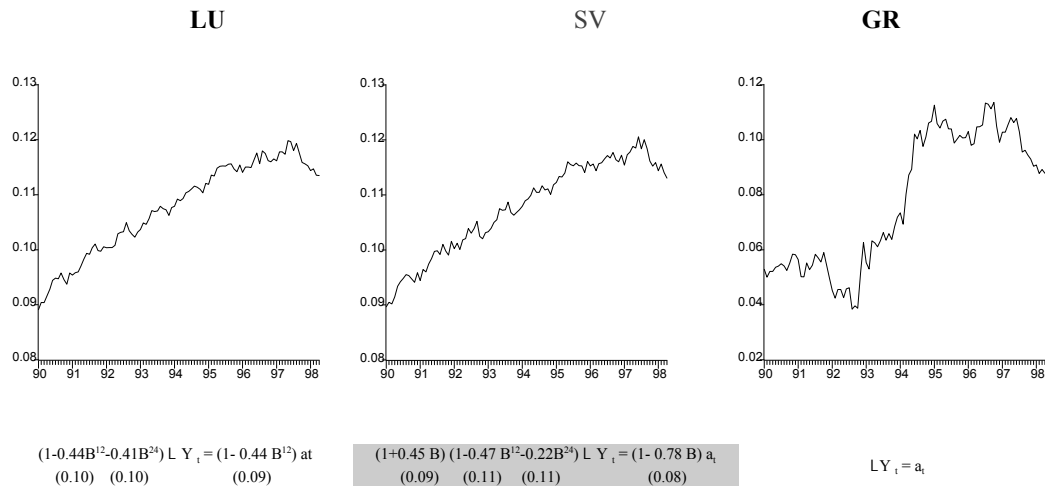


Figura III.11

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 2 \varepsilon = 0.1$

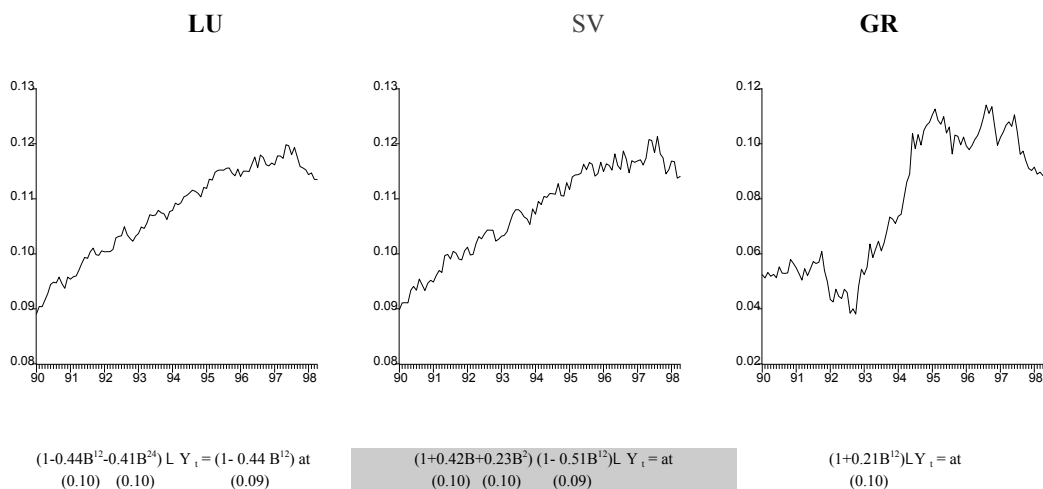


Figura III.12

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 3 \varepsilon = 0.1$

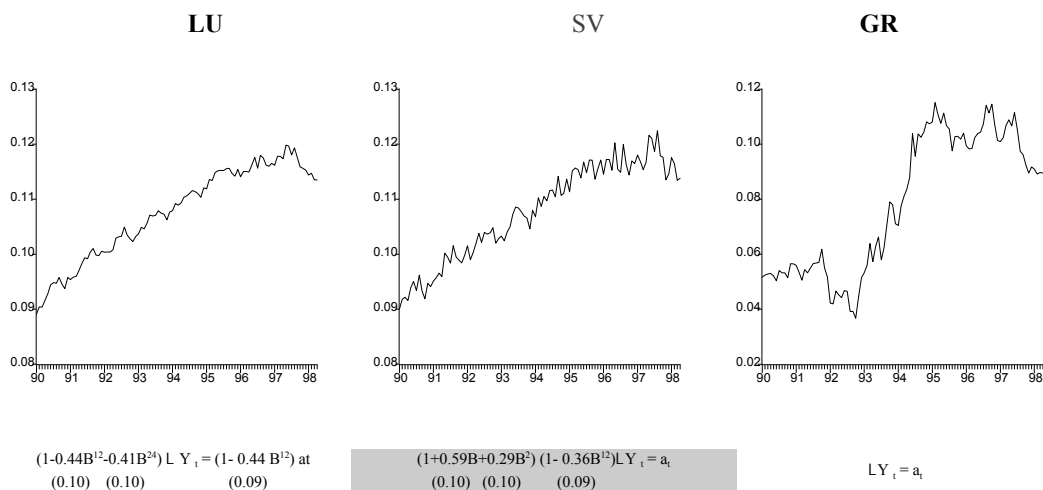


Figura III.13

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 4 \varepsilon = 0.1$

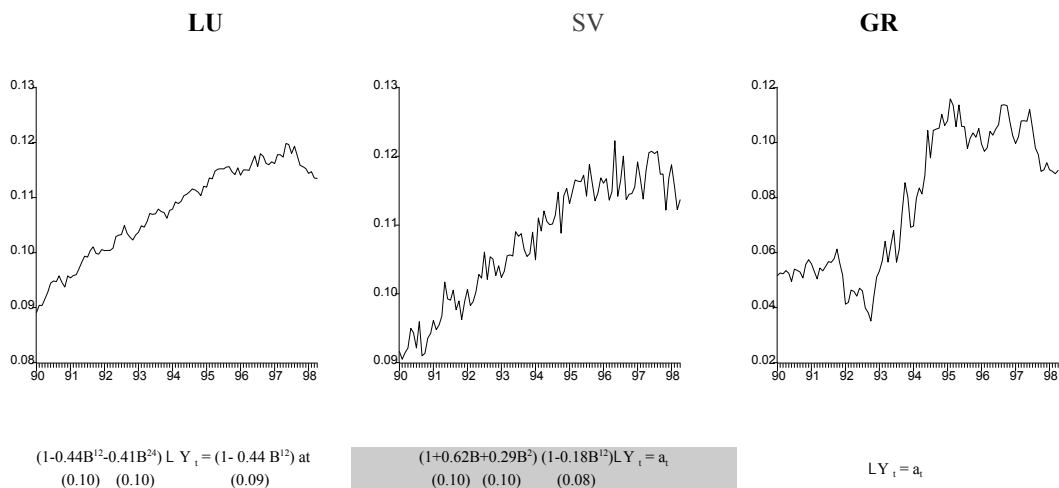


Tabla III.10
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR LUCAS (1982). UTILIDAD CES

TC $\varepsilon^*10^{(a)}$	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA(S) (P, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC0	1.1*10 ⁻¹	7.8*10 ⁻³	-0.49	2.0	L	(0, 0)	(2, 0)	-7*10 ⁻⁵ (4.8*10 ⁻⁵)	4.8*10 ⁻⁴	14.0	(1-0.44B ¹² -0.41B ²⁴)L Y _t = (1- 0.44 B ¹²) a _t (0.10) (0.10) (0.09)
TC1	1.1*10 ⁻¹	8.3*10 ⁻³	-0.44	2.0	L	(3, 0)	(2, 0)	-5.6*10 ⁻⁵ (6.0*10 ⁻⁵)	6.0*10 ⁻⁴	13.2	(1+0.33B-0.09B ² -0.41B ³) (1-0.53B ¹² -0.32B ²⁴)L Y _t = a _t (0.09) (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.11)
TC2	1.1*10 ⁻¹	8.9*10 ⁻²	-0.37	2.0	L	(3, 0)	(1, 0)	-6.1*10 ⁻⁵ (8.0*10 ⁻⁵)	8.0*10 ⁻⁴	19.1	(1+0.41B-0.01B ² -0.45B ³) (1-0.90B ¹²)L Y _t = a _t (0.09) (0.10) (0.09) (0.05)
TC3	1.1*10 ⁻¹	9.5*10 ⁻³	-0.31	2.0	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-9.9*10 ⁻⁵ (8.8*10 ⁻⁵)	8.8*10 ⁻⁴	5.8	(1+0.53B-0.01B ² -0.39B ³ -0.37B ⁶) (1+0.37B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.11) (0.09) (0.07) (0.10)
TC4	1.1*10 ⁻¹	1.0*10 ⁻²	-0.24	2.1	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-1.0*10 ⁻⁴ (1.1*10 ⁻⁴)	1.1*10 ⁻³	6.7	(1+0.59B-0.01B ² -0.35B ³ -0.36B ⁶) (1+0.34B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.10)
TC5	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.17	2.1	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-1.1*10 ⁻⁴ (1.3*10 ⁻⁴)	1.3*10 ⁻³	7.4	(1+0.63B-0.11B ² -0.31B ³ -0.36B ⁶) (1+0.31B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.11) (0.09) (0.07) (0.10)
TC6	1.1*10 ⁻¹	1.2*10 ⁻²	-0.10	2.2	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-1.1*10 ⁻⁴ (1.5*10 ⁻⁴)	1.5*10 ⁻³	8.1	(1+0.66B+0.15B ² -0.29B ³ -0.36B ⁶) (1+0.30B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.10)
TC7	1.1*10 ⁻¹	1.2*10 ⁻²	-0.03	2.3	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-1.0*10 ⁻⁴ (1.7*10 ⁻⁴)	1.7*10 ⁻³	8.7	(1+0.68B+0.17B ² -0.27B ³ -0.35B ⁶) (1+0.29B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.10)
TC8	1.1*10 ⁻¹	1.3*10 ⁻²	-0.03	2.4	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	1.0*10 ⁻⁴ (1.9*10 ⁻⁴)	1.9*10 ⁻³	9.3	(1+0.69B+0.19B ² -0.25B ³ -0.35B ⁶) (1+0.28B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.11)
TC9	1.1*10 ⁻¹	1.4*10 ⁻²	0.09	2.4	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-9.9*10 ⁻⁵ (2.1*10 ⁻⁴)	2.1*10 ⁻³	9.8	(1+0.70B+0.21B ² -0.24B ³ -0.35B ⁶) (1+0.27B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.11)
TC10	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.15	2.5	LL ₁₂	(9, 0)	(1, 0)	-9.3*10 ⁻⁵ (2.3*10 ⁻⁴)	2.3*10 ⁻³	10.3	(1+0.71B+0.22B ² -0.23B ³ -0.35B ⁶) (1+0.26B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.09) (0.12) (0.09) (0.07) (0.11)

Nota:

(a) TC ε^*10 identifica el parámetro ε con el que se ha simulado la serie temporal. Por ejemplo, en TC1, $1 = \varepsilon^*10^0 \quad \varepsilon=0.1$.

Tabla III.11
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR SVENSON (1985). UTILIDAD CES

TC $\gamma \varepsilon * 10^{(a)}$	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	\bar{a} (g)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC01	1.1*10 ⁻¹	8.5*10 ⁻³	-0.45	2.0	L	(1, 0)	(1, 0)	1.3*10 ⁻⁴ (1.3*10 ⁻⁴)	1.3*10 ⁻³	20.6	(1-0.38 B)(1-0.44 B ¹²) L Y _t = a _t (0.09) (0.09)
TC05	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.16	2.3	L	(2, 0)	(1, 0)	6.8*10 ⁻⁶ (246*10 ⁻⁶)	2.5*10 ⁻³	24.4	(1-0.59 B+0.27B ² +0.20B ³) (1-0.82 B ¹²) L Y _t = a _t (0.10) (0.12) (0.10) (0.10) (0.06)
TC010	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.15	2.6	LL ₁₂	(3, 0)	(3, 0)	6.5*10 ⁻⁶ (333*10 ⁻⁶)	3.3*10 ⁻³	36.5	(1-0.58 B+0.27B ²) (1+0.32B ¹² +0.56B ²⁴ +0.50B ³⁶) L Y _t = a _t (0.11) (0.11) (0.10) (0.10) (0.12)
TC11	1.1*10 ⁻¹	8.4*10 ⁻³	-0.42	2.0	L	(1, 0)	(2, 0)	-1.2*10 ⁻⁵ (9.1*10 ⁻⁵)	9.1*10 ⁻⁴	14.4	(1+0.45 B)(1-0.47 B ¹² -0.22B ²⁴) L Y _t = (1-0.78 B) a _t (0.09) (0.11) (0.11) (0.11) (0.08)
TC15	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.14	2.1	L L ₁₂	(2, 1)	(3, 0)	-1.3*10 ⁻⁴ (1.7*10 ⁻⁴)	1.7*10 ⁻³	17.9	(1+0.69 B+0.27B ²)(1-0.61 B ¹² +0.54B ²⁴ +0.53B ³⁶) LL ₁₂ Y _t = a _t (0.11) (0.11) (0.11) (0.11) (0.12) (0.13)
TC110	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.16	2.4	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	2.0*10 ⁻⁴ (3.0*10 ⁻⁴)	3.0*10 ⁻⁴	25.8	(1+0.53 B ¹² +0.47B ²⁴ +0.42B ³⁶) L L ₁₂ Y _t = (1-0.88B) a _t (0.11) (0.12) (0.12)
TC21	1.1*10 ⁻¹	8.6*10 ⁻³	-0.39	1.9	L	(2, 0)	(1, 0)	1.4*10 ⁻⁴ (1.2*10 ⁻⁴)	1.2*10 ⁻³	11.3	(1+0.42B+0.23B ²)(1-0.51B ¹²) L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.09)
TC25	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.12	2.2	LL ₁₂	(2, 0)	(1, 0)	-1.1*10 ⁻⁴ (1.9*10 ⁻⁴)	1.9*10 ⁻³	24.5	(1+0.48B+0.32B ²)(1+0.33B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.12)
TC210	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.18	2.5	LL ₁₂	(2, 0)	(1, 0)	-2.4*10 ⁻⁵ (34*10 ⁻⁴)	3.4*10 ⁻³	34.2	(1+0.48B+0.32B ²)(1+0.33B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.12)
TC31	1.1*10 ⁻¹	8.7*10 ⁻²	-0.34	1.9	L	(2, 0)	(1, 0)	-2.5*10 ⁻⁴ (1.7*10 ⁻⁴)	1.7*10 ⁻³	16.9	(1+0.59B+0.29B ²)(1-0.36B ¹²)L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.09)
TC35	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.06	2.2	LL ₁₂	(2, 0)	(1, 0)	-6.9*10 ⁻⁵ (25*10 ⁻⁵)	2.5*10 ⁻³	23.9	(1+0.49B+0.32B ²)(1+0.27B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.10)
TC310	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.26	2.7	LL ₁₂	(2, 0)	(1, 0)	2.3*10 ⁻⁵ (40*10 ⁻⁵)	40*10 ⁻³	36.9	(1+0.49B+0.36B ²)(1+0.23B ¹²)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.11)
TC41	1.1*10 ⁻¹	8.9*10 ⁻³	-0.36	1.9	L	(2, 0)	(1, 0)	3.6*10 ⁻⁴ (2.3*10 ⁻⁴)	2.3*10 ⁻³	24.5	(1+0.62B+0.29B ²)(1-0.18B ¹²)L Y _t = a _t (0.10) (0.10) (0.08)
TC45	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.08	2.2	L	(2, 0)	(1, 0)	1.2*10 ⁻⁴ (2.9*10 ⁻⁴)	2.9*10 ⁻³	15.0	(1+0.51B+0.31B ² +0.25B ³)(1-0.79B ¹²)L Y _t = a _t (0.10) (0.11) (0.08) (0.08)
TC410	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.22	2.5	L ₁₂	(1, 0)	(2, 0)	-3.1*10 ⁻¹³ (3.3*10 ⁻⁴)	3.3*10 ⁻³	24.1	(1-0.36 B)(1+0.08 B ¹² +0.37B ²⁴)(L ₁₂ Y _t -0.0056)= a _t (0.09) (0.11) (0.11) (0.11)

Notas:

Tabla III.12
 MODELOS UNIVARIANTES PARA TC TEÓRICO PROPUESTO POR GRILLI Y ROUBINI (1992). UTILIDAD CES

TC $\gamma \varepsilon^{*10^{(a)}}$	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC01	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.0 \cdot 10^{-2}$	-0.03	1.35	L	(0, 0)	(0, 0)	$3.6 \cdot 10^{-4}$ ($3.7 \cdot 10^{-4}$)	$3.7 \cdot 10^{-3}$	9.8	$LY_t = a_t$
TC05	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$3.0 \cdot 10^{-2}$	-0.02	1.35	L	(0, 0)	(0, 0)	$4.0 \cdot 10^{-4}$ ($4.4 \cdot 10^{-4}$)	$4.4 \cdot 10^{-3}$	15.8	$LY_t = a_t$
TC010	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$3.0 \cdot 10^{-2}$	0.05	1.43	L	(4, 0)	(0, 0)	$5.4 \cdot 10^{-4}$ ($5.9 \cdot 10^{-4}$)	$5.9 \cdot 10^{-3}$	10.6	$(1+0.16B-0.00B^2-0.24B^3+0.23B^4)LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC11	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.0 \cdot 10^{-2}$	-0.04	1.35	L	(0, 0)	(0, 0)	$3.7 \cdot 10^{-4}$ ($4.2 \cdot 10^{-4}$)	$4.2 \cdot 10^{-3}$	17.6	$LY_t = a_t$
TC15	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.6 \cdot 10^{-2}$	0.00	1.37	L	(0, 0)	(1, 0)	$2.2 \cdot 10^{-4}$ ($5.1 \cdot 10^{-4}$)	$5.1 \cdot 10^{-3}$	23.9	$(1-0.34B^{12})LY_t = a_t$ (0.10)
TC110	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.8 \cdot 10^{-2}$	0.06	1.44	L	(4, 0)	(1, 0)	$3.2 \cdot 10^{-4}$ ($6.1 \cdot 10^{-4}$)	$6.1 \cdot 10^{-3}$	9.8	$(1+0.17B-0.01B^2+0.17B^3+0.22B^4)(1-0.34B^{12})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.11)
TC21	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.5 \cdot 10^{-2}$	-0.04	1.35	L	(0, 0)	(1, 0)	$4.6 \cdot 10^{-4}$ ($4.0 \cdot 10^{-4}$)	$4.0 \cdot 10^{-3}$	13.3	$(1+0.21B^{12})LY_t = a_t$ (0.10)
TC25	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.6 \cdot 10^{-2}$	-0.01	1.35	L	(4, 0)	(0, 0)	$4.0 \cdot 10^{-4}$ ($4.5 \cdot 10^{-4}$)	$4.5 \cdot 10^{-3}$	16.4	$(1+0.11B-0.14B^2-0.22B^3+0.33B^4)LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC210	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.8 \cdot 10^{-2}$	0.06	1.41	L	(4, 0)	(1, 0)	$3.6 \cdot 10^{-4}$ ($5.7 \cdot 10^{-4}$)	$5.7 \cdot 10^{-3}$	17.6	$(1+0.16B-0.05B^2-0.22B^3+0.31B^4)(1-0.25B^{12})LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.10) (0.11)
TC31	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.5 \cdot 10^{-2}$	-0.05	1.37	L	(0, 0)	(0, 0)	$3.6 \cdot 10^{-4}$ ($4.5 \cdot 10^{-4}$)	$4.5 \cdot 10^{-3}$	12.7	$LY_t = a_t$
TC35	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.6 \cdot 10^{-2}$	-0.03	1.35	L	(0, 0)	(0, 0)	$4.1 \cdot 10^{-4}$ ($4.8 \cdot 10^{-4}$)	$4.8 \cdot 10^{-3}$	17.4	$LY_t = a_t$
TC310	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.8 \cdot 10^{-2}$	0.04	1.41	L	(4, 0)	(0, 0)	$5.6 \cdot 10^{-4}$ ($6.4 \cdot 10^{-4}$)	$6.4 \cdot 10^{-3}$	15.1	$(1+0.24B-0.08B^2-0.13B^3+0.17B^4)LY_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (0.10)
TC41	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.5 \cdot 10^{-2}$	-0.06	1.39	L	(0, 0)	(0, 0)	$3.6 \cdot 10^{-4}$ ($5.2 \cdot 10^{-4}$)	$5.2 \cdot 10^{-3}$	15.5	$LY_t = a_t$
TC45	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.6 \cdot 10^{-2}$	-0.04	1.38	L	(0, 0)	(0, 0)	$4.0 \cdot 10^{-4}$ ($5.8 \cdot 10^{-4}$)	$5.8 \cdot 10^{-3}$	18.1	$LY_t = a_t$
TC410	$7.8 \cdot 10^{-2}$	$2.8 \cdot 10^{-2}$	0.02	1.42	L	(0, 0)	(0, 0)	$4.8 \cdot 10^{-4}$ ($6.5 \cdot 10^{-4}$)	$6.5 \cdot 10^{-3}$	24.1	$LY_t = a_t$

Notas:

(a) TC $\gamma \varepsilon^{*10}$ identifica los parámetros con los que se ha generado la serie temporal. Por ejemplo, en TC21, el primer número (2) representa el grado de aversión al riesgo, el segundo (1) el parámetro ε^{*10} ($= \varepsilon^{*10} \circ \varepsilon = 0.1$).

Tabla III.12
ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO TEÓRICO DEL MODELO DE GR Y TCLBS
(FUNCIÓN DE UTILIDAD CES)

TC \mathcal{E}^*10	β_0	β_1	R ²	D-F ^{(a) (b)} 1 LAG	D-F 2 LAG	corr. ^(c)
TC01	0.61 (0.01)	-1.34 (0.13)	0.53	-1.93	-3.17	0.98
TC05	0.61 (0.01)	-1.31 (0.12)	0.54	-3.01	-3.29	0.97
TC010	0.61 (0.01)	-1.23 (0.11)	0.55	-3.13	-3.43	0.95
TC11	0.62 (0.01)	-1.34 (0.13)	0.53	-3.02	-3.03	0.98
TC15	0.61 (0.01)	-1.37 (0.13)	0.54	-3.08	-3.26	0.97
TC110	0.61 (0.01)	-1.23 (0.12)	0.55	-3.24	-3.29	0.95
TC21	0.61 (0.01)	-1.34 (0.13)	0.52	-2.96	-3.11	0.98
TC25	0.61 (0.01)	-1.30 (0.12)	0.54	-3.06	-3.28	0.97
TC210	0.61 (0.01)	-1.23 (0.11)	0.54	-3.21	-3.11	0.95
TC31	0.61 (0.01)	-1.32 (0.13)	0.52	-2.99	-3.13	0.97
TC35	0.61 (0.01)	-1.29 (0.12)	0.54	-3.07	-3.32	0.97
TC310	0.61 (0.01)	-1.22 (0.11)	0.55	-3.18	-3.49	0.95
TC41	0.61 (0.01)	-1.31 (0.13)	0.51	-3.03	-3.17	0.97
TC45	0.61 (0.01)	-1.27 (0.13)	0.53	-3.10	-3.32	0.96
TC410	0.61 (0.01)	-1.21 (0.11)	0.54	-3.23	-3.55	0.94

Notas:

- (a) Los valores críticos de MacKinnon son: -3.50 (1%), -2.89 (5%), -2.58 (10%).
- (b) La regresión para el test de Dickey-Fuller tiene constante e i retardos, $i=1, 2$.
- (c) Es la correlación entre el tipo de cambio simulado y el cociente de tipos.

Capítulo IV

Tipo de Cambio e Índices Bursátiles

IV.1.- INTRODUCCIÓN

En la literatura financiera es habitual recurrir a los modelos de equilibrio dinámicos para explicar el comportamiento del tipo de cambio. El modelo de dos países, dos bienes y restricciones *cash in advance* que propone Lucas (1982) es una referencia básica en la investigación desarrollada posteriormente. A pesar de todo, las simulaciones de series temporales del tipo de cambio, a partir de este modelo o del que más tarde propone Svensson (1985), reproducen propiedades estadísticas que no se observan en la realidad y la correlación con la variable real es de signo contrario al esperado.

Grilli y Roubini (1992) incorpora las restricciones de liquidez en los

mercados de activos para explicar la volatilidad observada en el tipo de cambio, que parece no estar relacionada exclusivamente con la volatilidad de las variables fundamentales. Esta nueva restricción tiene tres efectos: (1) El tipo de cambio de equilibrio depende de la demanda de dinero en el mercado de activos y del porcentaje utilizado en las transacciones, (2) las operaciones estocásticas de mercado abierto, que implican incrementos inesperados en la oferta de bonos nacionales, aprecian la moneda nacional y (3) el exceso de volatilidad de los tipos de interés repercuten en la volatilidad del tipo de cambio. Las simulaciones del tipo de cambio teórico de este modelo reproducen exclusivamente las características del cociente de los tipos de interés. Según esto, la política monetaria desempeña un papel fundamental en la evolución del tipo de cambio que se mantendría al margen del resto de agregados macroeconómicos.

En el contexto internacional actual se plantean algunas dudas a la hora de interpretar estos resultados. El grado de movilidad de capitales que existe en la actualidad implica que cada vez es más difícil controlar el tipo de cambio a través de la política monetaria. El nivel de desarrollo que están adquiriendo los mercados bursátiles debilita el impacto de dicha política sobre los mercados de divisas. En esta literatura, la elección de los activos que se pueden negociar en la economía, normalmente, se han restringido a bonos del Estado y dinero. Es evidente que la emisión y el atractivo de la deuda pública es cada vez menor, sin embargo, se detecta un incremento en el flujo de capitales a través de las fronteras para invertir en las bolsas internacionales. Es de esperar que la evolución de la rentabilidad de estos centros financieros afecte considerablemente a la evolución de los mercados de divisas.

En este sentido, la consideración de los efectos de la evolución de los mercados bursátiles en un modelo macroeconómico parece evidente. Gavin (1989) propone un modelo, para una economía abierta, en el que la evolución del precio de las acciones sustituye a los tipos de interés reales en la determinación de la demanda

agregada. Smith (1992), en un modelo teórico de selección de cartera óptima, considera la necesidad de tener en cuenta a la hora de explicar el tipo de cambio el porcentaje de ahorro que los agentes dedican a invertir en acciones. También, varios estudios empíricos analizan la relación entre el tipo de cambio y los rendimientos bursátiles: Morley (2002), De Miguel y Olmeda (2000), Frankel (1996), Heston y Rowenhorst (1994), Giovanni y Jorion (1989), Canzoneri y Dellas (1996), Copeland y Copeland (1998), Granger et al. (1998).

En este capítulo se va proponer un modelo similar al de GR para analizar la relación entre el mercado de acciones y la evolución del mercado de divisas. En el modelo, los agentes tienen restricciones de liquidez para comprar activos que, en este caso, son participaciones en empresas. El tipo de cambio de equilibrio depende de la liquidez en el mercado de activos. Esto tiene dos importantes consecuencias: (1) los *shocks* inesperados en los mercados financieros provocan efectos liquidez, determinan la rentabilidad de las carteras internacionales de los agentes y afectan al tipo de cambio de equilibrio y (2) la volatilidad de las bolsas internacionales repercute en la volatilidad del tipo de cambio.

Cómo en el Capítulo III, particularizando para las preferencias habituales se simulan series temporales a partir de la solución de equilibrio para el tipo de cambio teórico. Mediante el análisis univariante, se comparan las propiedades estadísticas de las series teóricas y las de la serie observada. Se suaviza el componente estacional respecto a las series temporales generadas con el modelo de LU y SV, pero no es posible replicar el proceso estocástico de la variable observada exclusivamente con los instrumentos que proporciona este marco teórico.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente forma. En la Sección IV.2 se presenta el modelo. En la Sección IV.3 se obtiene la solución para el tipo de cambio con las funciones de utilidad más habituales. En la Sección IV.4 se realizan las simulaciones y se presentan los resultados más destacados. Por último, la Sección IV.5 recoge el resumen y las conclusiones del trabajo realizado. El Capítulo se

complementa con el Apéndice IV.A que muestra los gráficos y tablas con el análisis univariante de las series simuladas.

IV.2.- MODELO TEÓRICO

Este modelo considera un mundo con dos países, uno que está representado al país doméstico (D) y el otro, el país extranjero (F). En cada país hay una empresa. El país doméstico (extranjero) recibe una dotación de un producto de consumo Y_t^D (Y_t^F) perecedero y perfectamente comercializable. El dinero de la venta de este producto se reparte en forma de dividendos a los propietarios/consumidores de las empresas. También, el país doméstico (extranjero) recibe una dotación inicial de dinero M_t^D (M_t^F) necesario para comprar bienes y activos.

En cada país existe un consumidor representativo con idénticas preferencias que maximiza la siguiente función objetivo:

$$E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} U(c_{is}^D, c_{is}^F) \right] \quad 0 < \beta < 1 \quad , \quad (\text{IV.2.1})$$

Donde, E_t es la expectativa condicionada al conjunto de información en t , β es el factor de descuento y $U(c_{is}^D, c_{is}^F)$ ¹ es la función de utilidad que se supone acotada, es continuamente diferenciable, creciente y estrictamente cóncava en el consumo del bien doméstico (c_{is}^D) y del bien extranjero (c_{is}^F).

De forma similar a los artículos de Lucas (1990) y Grilli y Roubini (1992), el agente debe hacer frente a dos restricciones de liquidez, una de ellas para comprar

¹ El subíndice hace referencia a la nacionalidad del agente que consume el producto. El superíndice se refiere al país donde se produce el bien. Por lo tanto C_D^F es el consumo por parte de un individuo del país doméstico de un bien producido en el país extranjero. Además, $C^F = C_D^F + C_F^F$ es el consumo total de un bien producido en el país extranjero.

bienes y otra en el mercado de activos. Para entender correctamente como funciona este modelo, es aconsejable pensar en una familia con tres miembros, cada uno de los cuales realiza una función distinta. Un miembro de la familia es el propietario de las empresas que reciben la dotación y ésta debe venderla a otras familias sometidas a restricciones *cash in advance*. El dinero que recibe no puede utilizarlo para el consumo en ese propio período. Otro miembro de la familia toma una cantidad de dinero N_{it}^i de la dotación inicial y lo utiliza para comprar bienes de otras familias. Un tercer miembro toma el dinero restante y lo utiliza para comprar participaciones en las empresas (acciones). Al final del período se reagrupan para compartir bienes, dinero, activos e información.

La formulación de una familia con múltiples miembros que comparten sus bienes al final del período es un herramienta útil para estudiar la situación en la que diferentes individuos tienen distintas oportunidades de negocio en un mismo período. Al mismo tiempo, se mantiene la simplicidad de un modelo con un agente representativo.

Se supone que al principio del período la familia decide qué parte de dinero destina a comprar bienes y qué parte destina a comprar activos. Hay dos mercados, uno de activos y otro de bienes. El agente que acude al mercado de bienes hace frente a las siguientes restricciones *cash in advance*,

$$N_{it}^D, P_t^D C_{it}^D \leq Y_{it}^D, \frac{N_{it}^D}{P_t^D} \quad i' D, F, \quad (IV.2.2)$$

$$N_{it}^F, P_t^F C_{it}^F \leq Y_{it}^F, \frac{N_{it}^F}{P_t^F} \quad i' D, F, \quad (IV.2.3)$$

donde N_{it}^i es la cantidad de dinero que los agentes del país i eligen para comprar los

bienes producidos en el país j a un precio, en la moneda del país, que viene determinado por P_t^j .

El agente que acude al mercado de activos tiene que hacer frente a la siguiente restricción,

$$[M_{it}^D + N_{it}^D] S_t = [M_{it}^F + N_{it}^F] + Q_t^D \omega_{it}^D + S_t Q_t^F \omega_{it}^F \quad i' D, F \quad (IV.2.4)$$

donde S_t es el tipo de cambio nominal, expresado en unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera. M_{it}^j , representa la cantidad de dinero denominado en la moneda del país j de la que dispone el individuo del país i . Q_t^j es el precio de una acción propiedad de la empresa del país j y ω_{it}^j es el número de acciones del país j que compra el agente del país i .

El dinero disponible para cada individuo en el siguiente período proviene del pago de los dividendos de las empresas y del valor de sus acciones. De esta forma el movimiento de las variables de estado viene recogido por las siguientes expresiones,

$$M_{it}^D = d_t^D \omega_{it}^D + Q_t^D \omega_{it}^D \quad i' D, F \quad (IV.2.5)$$

$$M_{it}^F = d_t^F \omega_{it}^F + Q_t^F \omega_{it}^F \quad i' D, F \quad (IV.2.6)$$

dónde d_t^j son los dividendos por acción que pagan las empresas del país j .

El problema de decisión del consumidor domestico se reduce a elegir $\{N_{Dt}^D, N_{Dt}^F, \omega_{Dt}^D, \omega_{Dt}^F\}$, para maximizar (IV.2.1) sometido a las restricciones recogidas en

(IV.2.2) y (IV.2.3). Se plantea la siguiente ecuación de Bellman,

$$V[M_{Dt}^D, M_{Dt}^F]' \quad \text{Max} \quad U[N_{Dt}^D/P_t^D, N_{Dt}^F/P_t^F] \% \beta \quad E_t\{V[M_{Dt\%l}^D, M_{Dt\%l}^F]\} \quad (\text{IV.2.7})$$

sometida a la restricción presupuestaria (IV.2.4) y a las ecuaciones de movimiento (IV.2.5) y (IV.2.6).

Las condiciones de primer orden:

$$\frac{W}{M_{Dt}^D}, \frac{MU_{Dt}[\cdot]}{P_t^D}, \lambda_t \quad (\text{IV.2.8})$$

$$\frac{W}{M_{Dt}^F}, \frac{MU_{Ft}[\cdot]}{P_t^F}, \lambda_t S_t \quad (\text{IV.2.9})$$

$$\frac{W}{M_{Dt}^D}, Q_t^D \lambda_t', \beta E_t[V'_{M_{Dt\%l}^D} (d_t^D \% Q_{t\%l}^D)] \quad (\text{IV.2.10})$$

$$\frac{W}{M_{Dt}^F}, Q_t^F \lambda_t S_t', \beta E_t[V'_{M_{Dt\%l}^F} (d_t^F \% Q_{t\%l}^F)] \quad (\text{IV.2.11})$$

donde λ_t es el multiplicador asociado a la restricción presupuestaria (IV.2.4).

Por el teorema de la envolvente,

$$V'_{M_{Dt\%l}^D}, \frac{MU_{Dt\%l}[\cdot]}{P_{t\%l}^D} \quad (\text{IV.2.12})$$

$$V'_{M_{Dt\%l}^F}, \frac{MU_{Ft\%l}[\cdot]}{P_{t\%l}^F} \quad (\text{IV.2.13})$$

Realizando alguna sustitución en la ecuación (IV.2.10), considerando (IV.2.8) y (IV.2.12), se obtiene el precio que un agente está dispuesto a pagar por un título cuya posesión da derecho a participar en los dividendos de las empresas,

$$Q_t^D = E_t \left(\frac{U_D[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]/P_{t\%}^D}{U_D[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]/P_t^D} [d_t^{D\%} Q_{t\%}^D] \right) \quad (IV.2.14)$$

Según (IV.2.14), el precio del título vendrá determinado por la utilidad esperada que proporcionen: (1) el consumo de bienes que se pueden comprar con el dinero obtenido por la venta de dicho título y (2) los dividendos a los que da derecho su posesión, todo medido en términos de la utilidad presente. Una expresión similar se puede obtener para el precio de una participación en una empresa extranjera a partir de (IV.2.9), (IV.2.11) y (IV.2.13),

$$Q_t^F = \beta E_t \left(\frac{U_F[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]/P_{t\%}^F}{U_F[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]/P_t^F} [d_t^{F\%} Q_{t\%}^F] \right) \quad (IV.2.15)$$

Por otro lado, si se consideran la ecuaciones (IV.2.10) a (IV.2.12) se puede obtener la expresión para el tipo de cambio teórico,

$$S_t = \frac{Q_t^D}{Q_t^F} \frac{E_t \left(\frac{U_F[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]/P_{t\%}^F}{P_{t\%}^F} [d_t^{F\%} Q_{t\%}^F] \right)}{E_t \left(\frac{U_D[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]/P_{t\%}^D}{P_{t\%}^D} [d_t^{D\%} Q_{t\%}^D] \right)} \quad (IV.2.16)$$

El tipo de cambio es la variable que equilibra el mercado de activos y viene determinado por las preferencias de los agentes, el nivel de precios y la evolución de la rentabilidad obtenida en el mercado de acciones.

IV.3. EL TIPO DE CAMBIO, VARIABLES FUNDAMENTALES Y RENDIMIENTOS BURSÁTILES

La expresión (IV.2.16) se puede escribir en términos del nivel de producción y las masas monetarias si se caracterizan las preferencias de los agentes y se determinan los precios que equilibran el mercado de bienes. Se van considerar las funciones de utilidad habituales: CES y Separable (Tabla IV.1²).

Tabla IV.1
FUNCIONES DE UTILIDAD CES Y SEPARABLE

CES	SEPARABLE
$U_t[c_{it}^D, c_{it}^F] = \frac{1}{1+\gamma} [(c_{it}^D)^\gamma + (c_{it}^F)^\gamma]^{\frac{1+\gamma}{\gamma}}$	$U_t[c_{it}^D, c_{it}^F] = \frac{1}{1+\gamma_D} (c_{it}^D)^{1+\gamma_D} + \frac{1}{1+\gamma_F} (c_{it}^F)^{1+\gamma_F}$

Los precios de equilibrio se obtienen a partir de las condiciones vigentes en el mercado de dinero,

$$N_{Dt}^D + N_{Ft}^D = N_t^D \tag{IV.3.1}$$

$$N_{Dt}^F + N_{Ft}^F = N_t^F \tag{IV.3.2}$$

² En la función de utilidad CES la elasticidad de sustitución entre los bienes está representada por $\sigma = (1/(1-\gamma))$. Si la elasticidad de sustitución es igual a 1, y por lo tanto $\gamma=0$, obtenemos la función de utilidad Cobb-Douglas. En la función de utilidad Separable el parámetro γ representa la aversión relativa al riesgo. Este parámetro está relacionado de forma inversa con la elasticidad sustitución intertemporal (entre periodos) del consumo. Esto indica 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 periodo 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 periodo no tiene un sustitutivo próximo; esa pérdida de consumo no es fácilmente sustituida por el consumo en otro periodo. Si $\gamma = 0$ (neutral ante el riesgo) tenemos el caso de la función de utilidad lineal separable entre periodos. Si $\gamma > 0$ (adversos 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.

A partir de las restricciones (IV.2.2) y (IV.2.3) y las correspondientes para el consumidor extranjero se obtiene:

$$P_t^D (c_{Dt}^D + c_{Ft}^D) = N_t^D \quad (\text{IV.3.3})$$

$$P_t^F (c_{Dt}^F + c_{Ft}^F) = N_t^F \quad (\text{IV.3.4})$$

El equilibrio en el mercado de bienes requiere:

$$c_{Dt}^D + c_{Ft}^D = Y_t^D \quad (\text{IV.3.5})$$

$$c_{Dt}^F + c_{Ft}^F = Y_t^F \quad (\text{IV.3.6})$$

Sustituyendo (IV.3.5) y (IV.3.6) en (IV.3.3) y (IV.3.4), respectivamente, se obtienen los precios de equilibrio como el cociente entre la cantidad de dinero con la que los agentes acuden al mercado de bienes y la producción de la economía,

$$P_t^D = N_t^D / Y_t^D \quad (\text{IV.3.7})$$

$$P_t^F = N_t^F / Y_t^F \quad (\text{IV.3.8})$$

Si en la ecuación (IV.2.16) los precios se sustituyen por (IV.3.7) y (IV.3.8), se tienen en cuenta la especificación de las preferencias que aparecen en la Tabla IV.1 y se supone *pooling equilibria*, se obtiene la expresión analítica para el tipo de cambio que se recoge en la primera fila de la Tabla IV.2 como Modelo de Equilibrio con Rendimientos Bursátiles (MERB).

Tabla IV.2
EXPRESIONES DEL TIPO DE CAMBIO CON LAS FUNCIONES DE UTILIDAD CES Y SEPARABLE

	CES	SEPARABLE
MERB	$S_t^{\text{MERB}} \cdot \frac{E_t \left\{ \left[(Y_{t^D}^D)^g \% (Y_{t^D}^F)^g \right]^{\frac{1&g\&1}{g}} \frac{(Y_{t^D}^F)^g [d_t^F \% Q_{t^D}^F]}{N_{t^D}^F Q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left[(Y_{t^D}^D)^g \% (Y_{t^D}^F)^g \right]^{\frac{1&g\&1}{g}} \frac{(Y_{t^D}^D)^g [d_t^D \% Q_{t^D}^D]}{N_{t^D}^D Q_t^D} \right\}}$	$S_t^{\text{MERB}} \cdot \frac{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\&g\&f} \frac{(Y_{t^D}^F)^{1&g\&f} [d_t^F \% Q_{t^D}^F]}{N_{t^D}^F Q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\&g\&d} \frac{(Y_{t^D}^D)^{1&g\&d} [d_t^D \% Q_{t^D}^D]}{N_{t^D}^D Q_t^D} \right\}}$
LU	$S_t^{\text{LU}} \cdot \frac{M_t^D}{M_t^F} \left(\frac{Y_t^F}{Y_t^D} \right)^g$	$S_t^{\text{LU}} \cdot 2^{(\gamma_f \& \gamma_d)} \frac{M_t^D}{M_t^F} \frac{(Y_t^F)^{1&g\&f}}{(Y_t^D)^{1&g\&d}}$
SV	$S_t^{\text{SV}} \cdot \frac{E_t \left\{ \left[(Y_{t^D}^D)^g \% (Y_{t^D}^F)^g \right]^{\frac{1&g\&1}{g}} \frac{(Y_{t^D}^F)^g}{M_{t^D}^F} \right\}}{E_t \left\{ \left[(Y_{t^D}^D)^g \% (Y_{t^D}^F)^g \right]^{\frac{1&g\&1}{g}} \frac{(Y_{t^D}^D)^g}{M_{t^D}^D} \right\}}$	$S_t^{\text{SV}} \cdot \frac{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\&g\&f} \frac{(Y_{t^D}^F)^{1&g\&f}}{M_{t^D}^F} \right\}}{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\&g\&d} \frac{(Y_{t^D}^D)^{1&g\&d}}{M_{t^D}^D} \right\}}$
GR	$S_t^{\text{GR}} \cdot \frac{E_t \left\{ \left[(Y_{t^D}^D)^g \% (Y_{t^D}^F)^g \right]^{\frac{1&g\&1}{g}} \frac{(Y_{t^D}^F)^g}{N_{t^D}^F} \frac{1}{q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left[(Y_{t^D}^D)^g \% (Y_{t^D}^F)^g \right]^{\frac{1&g\&1}{g}} \frac{(Y_{t^D}^D)^g}{N_{t^D}^D} \frac{1}{q_t^D} \right\}}$	$S_t^{\text{GR}} \cdot \frac{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\&g\&f} \frac{(Y_{t^D}^F)^{1&g\&f}}{N_{t^D}^F} \frac{1}{q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\&g\&d} \frac{(Y_{t^D}^D)^{1&g\&d}}{N_{t^D}^D} \frac{1}{q_t^D} \right\}}$

Según el MERB, el tipo de cambio está relacionado teóricamente con los agregados macroeconómicos y con los parámetros que definen las preferencias de los agentes. Como novedad, esta expresión establece la relación teórica entre la evolución del mercado de acciones y el mercado de divisas. El modelo supone que el mercado de bienes está separado del mercado financiero, dadas las restricciones de liquidez, el precio y la rentabilidad de los activos vendrán determinados por la liquidez relativa en los dos mercados. Cualquier *shock* en estos mercados se ajusta vía precios. Si, además, se considera que la economía tiene relaciones comerciales y financieras con el exterior, entonces los *shocks* que reciben los mercados financieros se transmiten al tipo de cambio, pues es la variable que en el modelo equilibra estos mercados.

En la Tabla IV.2, también, se representan las expresiones del tipo de cambio teórico que se han obtenido para los casos analizados en el Capítulo III. La diferencia fundamental de LU y SV con GR y MERB reside en considerar la vinculación entre la evolución del tipo de cambio y los mercados financieros.

IV.4. SIMULACIÓN Y RESULTADOS

Siguiendo la metodología del Capítulo III, se generan series temporales del tipo de cambio a partir de las expresiones teóricas obtenidas en el MERB, que aparecen en la primera columna de la Tabla IV.2. Las simulaciones se realizan con los datos del Reino Unido y Estados Unidos³. Para aproximar el nivel de producción (Y_t) se utiliza el Índice de Producción Industrial (IPI), para medir la masa monetaria (N_t) se recurre al agregado representado por M2.⁴ Por último, para medir la rentabilidad de las acciones se considera el índice FT-100 de la bolsa de Londres y el índice Dow-Jones de la bolsa de New York.

El análisis univariante de las series temporales generadas permite concluir lo siguiente:

- 1) Las series simuladas para el tipo de cambio teórico con el MERB no

³ La descripción detallada de la base de datos se puede encontrar en el Apéndice A del Capítulo III de esta Tesis.

⁴ No resulta obvia la elección de la variable que aproxima la cantidad de dinero que determina, a su vez, el nivel de precios. En Lucas (1982) y Svensson (1985) el nivel de precios se fija teóricamente en función de la cantidad total de dinero que existe en cada país, representado por M . Sin embargo, el artículo de Grilli y Roubini (1992) y el modelo que se desarrolla en este capítulo incorporan restricciones de liquidez en el mercado de activos. Esto supone que los agentes deben decidir qué parte de su dinero dedican para adquirir bienes y qué parte dedican a adquirir activos. Este supuesto implica que al mercado de bienes sólo llega un porcentaje del dinero total de la economía, representado por N . En las simulaciones, tanto M como N se aproximan por el agregado monetario M2, pues en ambos casos se trata del dinero que se utiliza para comprar bienes.

replican en ningún caso el proceso de paseo aleatorio propio del tipo de cambio.

2) Se suaviza el componente estacional respecto a los resultados de LU y SV, pues las series simuladas a partir de este modelo no necesitan en muchos casos la raíz estacional, sobre todo, cuando el grado de aversión al riesgo de los individuos es pequeño.

3) Las rentabilidades bursátiles no anulan al resto de agregados macroeconómicos como ocurría con los tipos de interés en el modelo de GR.

Un análisis más detallado se presenta a continuación diferenciando entre la función de utilidad Separable y la función de utilidad CES.

Función de Utilidad Separable

En la Tabla IV.3 del Apéndice IV.A se recoge el análisis univariante de las series obtenidas para los casos de la función de utilidad Separable. Se presentan los 25 casos que se obtienen al combinar los cinco valores distintos que se supone puede tomar el parámetro de aversión al riesgo de cada uno de los bienes [0, 1, 2, 3, 4].

Se amortigua el componente estacional respecto a los casos de LU y SV cuando el grado de aversión al riesgo de los individuos es menor que dos. Este parámetro determina el peso del IPI en el proceso generador de los datos. Cuando aumenta, las propiedades del IPI se manifiestan más claramente en las series temporales simuladas. En ningún caso se replica el proceso del tipo de cambio observado. En dos situaciones, cuando el IPI del Reino Unido no aparece en el proceso generador ($\gamma_D = 1, \gamma_F = 0$ y $\gamma_D = 1, \gamma_F = 1$, véase Tabla IV.2), no se identifica estructura estacional en las series simuladas.

En las Figuras IV.1 y IV.2 se representan el caso de neutralidad ante el riesgo ($\gamma_D = 0, \gamma_F = 0$) y la función de utilidad logarítmica ($\gamma_D = 1, \gamma_F = 1$) en la que el IPI

no aparece en la expresión del tipo de cambio teórico.⁵ En las series generadas con el MERB y SV se observa un comportamiento a largo plazo similar. El MERB no precisa de la raíz estacional en ninguna de las dos situaciones. GR replica el cociente de tipos.

Las Figuras IV.3 a IV.5 representan a los casos en los que el IPI tiene un peso relevante en el proceso generador. En uno de ellos, se capta la apreciación de la libra respecto al dólar por parte del MERB y SV ($\gamma_D = 1$ y $\gamma_F = 4$). Por simetría, se muestra la serie generada con los parámetros $\gamma_D = 4$ y $\gamma_F = 1$. En ambos casos, el proceso estocástico identificado presenta una raíz estacional. Por último, se presenta la serie generada con la combinación $\gamma_D = 4$ y $\gamma_F = 4$. El peso del IPI aparece reflejado en la estructura estacional de la serie generada.

Función de Utilidad CES

La Tabla IV.4 muestra el análisis univariante de las series temporales generadas con la función de utilidad CES. Se simulan 50 series (5 valores distintos para la aversión al riesgo y 10 casos posibles para el parámetro que representa la elasticidad de sustitución entre bienes), de éstas, sólo se presentan 15. Para cada uno de los valores de aversión al riesgo (0, 1, 2, 3, 4) se muestra el análisis univariante de las series que corresponden al valor mínimo, medio y máximo del rango de variación del parámetro ε , es decir, 0.1, 0.5 y 1.

Se observa un componente estacional más suave que en LU y SV, pero salvo el caso de neutralidad ante el riesgo y la función de utilidad logarítmica con un parámetro $\varepsilon = 0.1$, siempre aparece estructura estacional en las series temporales generadas bajo el MERB, véase Figuras IV.6 y IV.7. En las Figuras IV.8 a IV.10 se representan las series generadas con la función de utilidad CES cuando el parámetro $g = 0.1$ y con el grado de aversión al riesgo de 2, 3 y 4. En el MERB, de nuevo aparecen las fluctuaciones estacionales. En estos gráficos, también se representan las

⁵ No se presenta el caso de LU, dada su similitud con el modelo de SV.

series temporales generadas bajo los modelos de SV y GR con idéntica combinación de parámetros. Se observa cierta similitud en la evolución de las series generadas con el MERB y las simuladas bajo el modelo de SV. Esto refleja que las propiedades estadísticas de las rentabilidades bursátiles no difuminan el peso de los agregados macroeconómicos.

Con este tipo de funciones de utilidad, la aversión al riesgo afecta de forma simétrica a los dos bienes y no se replica la apreciación de la libra para ninguna de las combinaciones de parámetros estudiada.

IV.5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este capítulo se desarrolla un modelo en el cual el mercado de acciones, en vez del mercado de bonos, determina la evolución del tipo de cambio junto con los agregados macroeconómicos. Se establece una relación teórica entre la dinámica del tipo de cambio y la evolución de los rendimientos bursátiles.

Utilizando datos del Reino Unido y Estados Unidos, se simulan series temporales del tipo de cambio teórico para la libra y el dólar a partir de las condiciones de equilibrio del modelo. El análisis univariante de estas series refleja que los rendimientos bursátiles suavizan el componente estacional de los agregados macroeconómicos, pero se mantiene el comportamiento a largo plazo derivado de la evolución de los mismos. Ninguna de las series generadas se puede representar por un paseo aleatorio, proceso que caracteriza a la variable observada.

Las simulaciones sugieren las dificultades para tratar las fluctuaciones estacionales en los modelos que relacionan el tipo de cambio con los agregados macroeconómicos. Estos presentan un comportamiento estacional muy importante, pero la literatura no ha ofrecido un tratamiento específico en el que las fluctuaciones estacionales sean consistentes con un modelo de determinación del tipo de cambio.

El ajuste estacional se ha utilizado habitualmente sin considerar los errores de medida que tal procedimiento puede provocar y las conclusiones erróneas que se pueden derivar cuando se realizan los contrastes.

En el Capítulo V se presenta una versión del modelo de este capítulo en el que las fluctuaciones estacionales aparecen explícitamente. La estacionalidad aparece en el modelo a través de *shocks* estacionales en las preferencias de los agentes. Este enfoque es el que plantea Miron (1986) para explicar las fluctuaciones estacionales del consumo. También, Scott (1996) pretende explicar las fluctuaciones del consumo, con un modelo de expectativas racionales bajo la hipótesis de renta permanente, recurriendo a una función de utilidad en la que existen *shocks* estacionales.

Apéndice IV.A

Sección 1: Tipo de Cambio Simulado. Utilidad Separable

Figura IV.1

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 0$ Y $\gamma_F = 0$

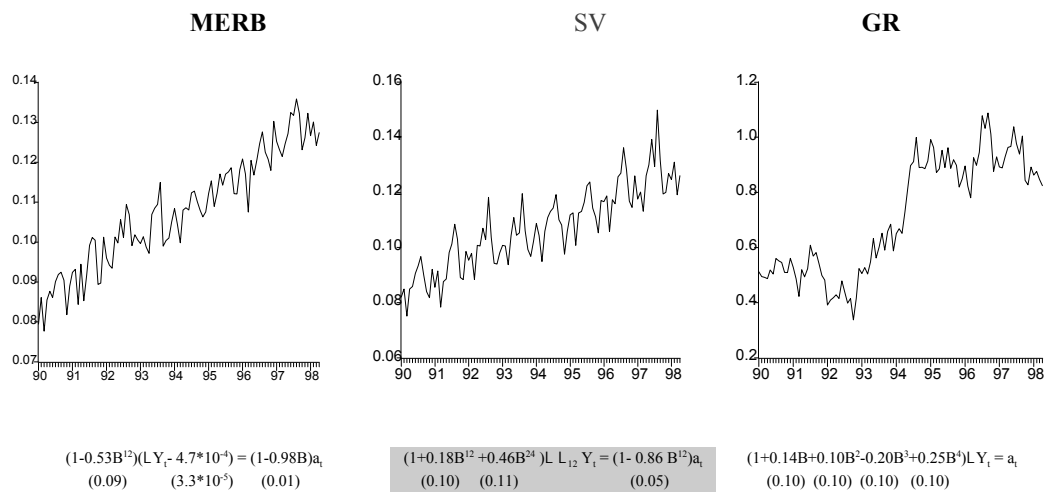


Figura IV.2

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 1$ Y $\gamma_F = 1$

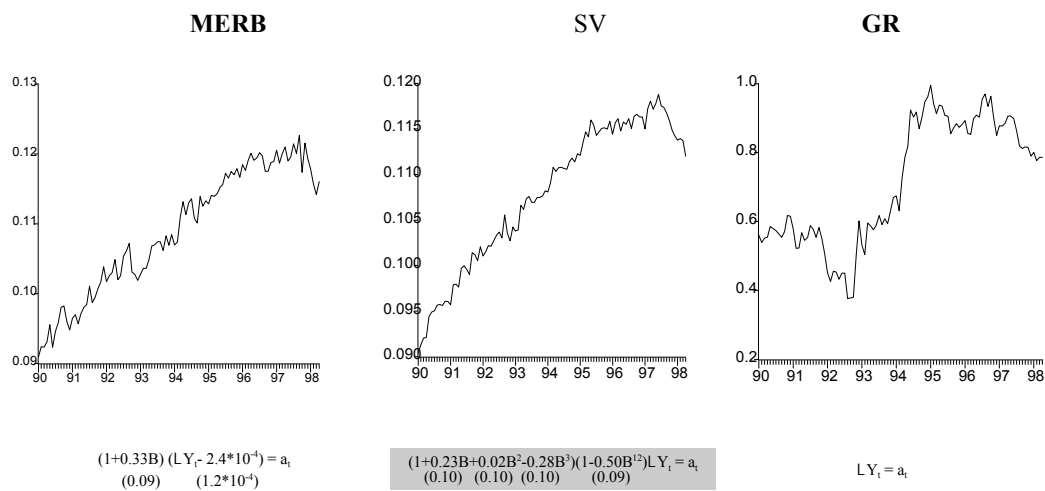


Figura IV.3

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 1$ Y $\gamma_F = 4$

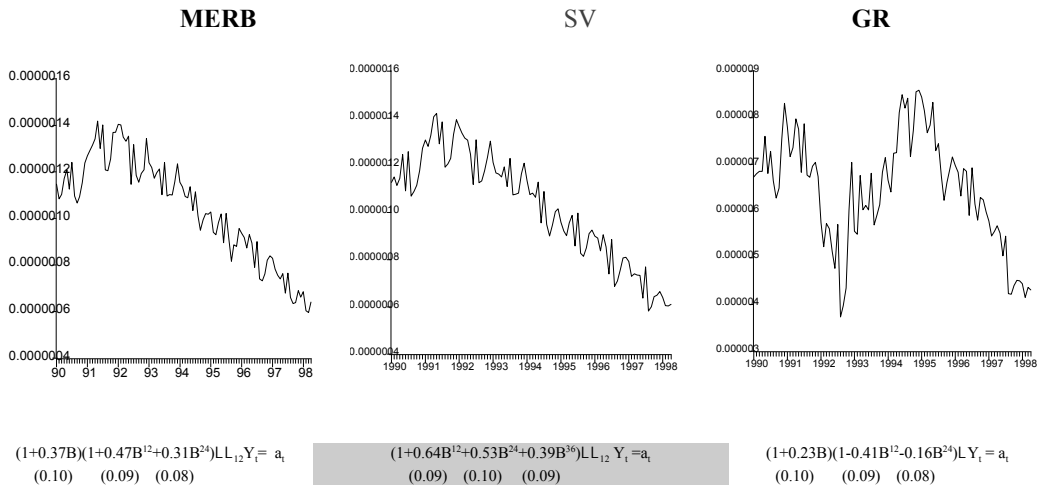


Figura IV.4

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 4$ Y $\gamma_F = 1$

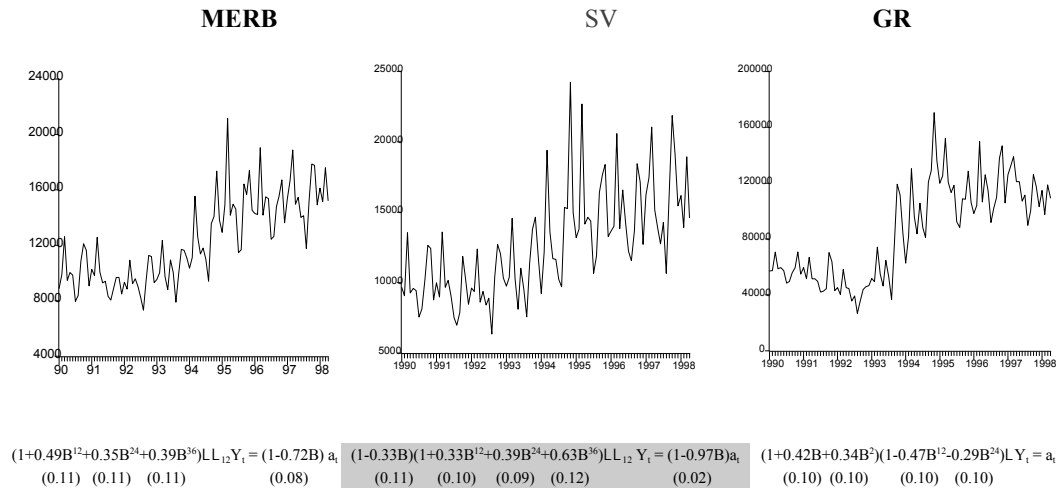


Figura IV.5

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma_D = 4$ Y $\gamma_F = 4$

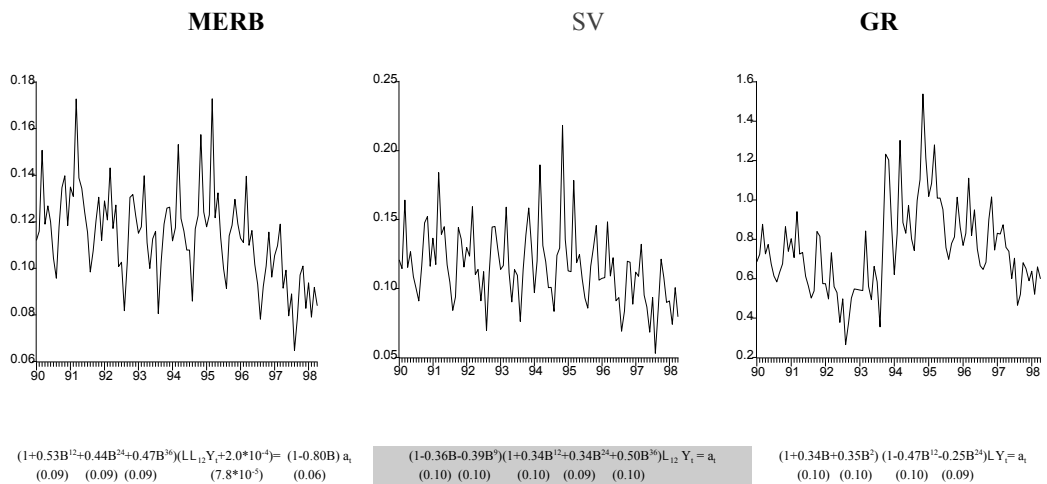


Tabla IV.3
MODELOS UNIVARIANTES PARA EL MERB. UTILIDAD SEPARABLE

TC _{7F70} ⁽⁶⁾	M.	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	a	σ	Q(12)	MODELOS US
								5 (c)			
TC00	1.1*10 ⁻¹	1.4*10 ⁻²	-0.02	2.1	L	(0, 1)	(1, 0)	1.3*10 ⁻⁴ (3.9*10 ⁻⁴)	3.8*10 ⁻³	16.03	(1-0.53B ¹²)(LY _t -4.7*10 ⁻⁴)=(1-0.98B) _t (0.09) (3.3*10 ⁻⁵) (0.01)
TC01	0.5*10	0.9*10 ⁰	0.22	1.6	L	(1, 0)	(0, 0)	9.5*10 ⁻¹⁷ (7.6*10 ⁻³)	7.6*10 ⁻²	11.2	(1+0.22B)(LY _t -0.026)=a _t (0.10) (0.06)
TC02	2.5*10 ²	5.5*10	0.32	1.6	L	(0, 1)	(1, 0)	-8.0*10 ⁻² (0.1*10)	1.0*10 ⁰	10.13	(1-0.57B ¹²)(LY _t -1.62)=(1-0.67B) _t (0.09) (0.78) (0.07)
TC03	1.2*10 ⁴	3.3*10 ³	0.40	1.8	L	(0, 1)	(2, 0)	3.5*10 (7.9*10)	7.9*10 ²	21.5	(1-0.60B ¹² -0.26B ²⁴)LY _t =(1-0.67B) _t (0.11) (0.11) (0.08)
TC04	6.0*10 ⁵	2.0*10 ⁵	0.49	2.0	L	(0, 1)	(3, 0)	2.3*10 ³ (5.2*10 ³)	5.2*10 ⁴	18.01	(1+0.42B ¹² +0.29B ²⁴ +0.48B ³⁶)LL ₁₂ Y _t =(1-0.66B) _t (0.10) (0.10) (0.10) (0.08)
TC10	2.2*10 ³	1.4*10 ⁻⁴	-0.87	3.7	L	(0, 1)	(1, 0)	1.6*10 ⁻⁶ (8.7*10 ⁻⁶)	8.7*10 ⁻⁵	23.2	(1-0.53B ¹²)LY _t =(1-0.82B) _t (0.08) (0.06)
TC11	1.1*10 ⁻¹	8.9*10 ⁻³	-0.28	1.8	L	(1, 0)	(0, 0)	2.0*10 ⁻¹² (1.6*10 ⁻⁴)	1.6*10 ⁻³	10.1	(1+0.33B)(LY _t -2.4*10 ⁻⁴)=a _t (0.09) (1.2*10 ⁻⁴)
TC12	0.5*10	6.6*10 ⁻¹	0.12	1.6	L	(0, 1)	(1, 0)	1.9*10 ⁻² (2.0*10 ⁻²)	2.0*10 ⁻¹	15.4	(1-0.57B ¹²)LY _t =(1-0.74B) _t (0.10) (0.07)
TC13	2.5*10 ³	4.7*10	0.33	2.0	L	(0, 1)	(2, 0)	-7.9*10 ⁻² (1.6*10 ⁻²)	1.6*10 ⁻¹	20.0	(1-0.57B ¹² -0.25B ²⁴)LY _t =(1-0.70B) _t (0.10) (0.10) (0.07)
TC14	1.2*10 ⁴	3.0*10 ³	0.49	2.4	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	-8.2*10 ⁻¹ (0.2*10)	0.2*10 ²	21.5	(1+0.49B ¹² +0.35B ²⁴ +0.39B ³⁶)LL ₁₂ Y _t =(1-0.72B) _t (0.11) (0.11) (0.11) (0.08)
TC20	4.7*10 ⁻⁵	4.3*10 ⁻⁶	0.04	2.3	L	(0, 1)	(2, 0)	-2.1*10 ⁻⁷ (1.8*10 ⁻⁷)	1.8*10 ⁻⁶	20.6	(1-0.38B ¹² -0.26B ²⁴)LY _t =(1-0.68B) _t (0.10) (0.09) (0.08)
TC21	2.3*10 ⁻³	1.1*10 ⁻⁴	-0.77	2.8	L	(0, 1)	(2, 0)	-5.6*10 ⁻⁶ (3.5*10 ⁻⁶)	3.5*10 ⁻⁵	9.0	(1-0.38B ¹² -0.32B ²⁴)LY _t =(1-0.43B) _t (0.10) (0.09) (0.09)
TC22	1.1*10 ⁻¹	6.7*10 ⁻³	0.16	3.2	LL ₁₂	(0, 1)	(2, 0)	4.3*10 ⁻⁶ (3.8*10 ⁻⁴)	3.8*10 ⁻³	14.7	(1+0.72B ¹² +0.25B ²⁴)(LL ₁₂ Y _t +1.4*10 ⁻⁴)=(1-0.73B) _t (0.10) (0.09) (5.4*10 ⁻⁵) (0.07)
TC23	0.5*10	6.3*10 ⁻¹	0.52	3.5	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	-4.3*10 ⁻² (3.0*10 ⁻²)	3.0*10 ⁻¹	22.8	(1+0.55B ¹² +0.38B ²⁴ +0.41B ³⁶)LL ₁₂ Y _t =(1-0.73B) _t (0.10) (0.11) (0.10) (0.08)
TC24	2.6*10 ²	4.7*10	0.69	3.9	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	-0.2*10 (0.2*10)	0.2*10 ²	22.6	(1+0.49B ¹² +0.36B ²⁴ +0.55B ³⁶)LL ₁₂ Y _t =(1-0.73B) _t (0.09) (0.11) (0.10) (0.07)

Tabla IV.3 (Continuación)
 MODELOS UNIVARIANTES PARA EL MERB. UTILIDAD SEPARABLE

TC _{F7b} ^(a)	M.	D.T	SKW	Kt	Dif.	ARMA (S)		σ	Q(12)	MODELOS US
						(p, q)	(P, Q)			
TC30	1.0*10 ⁶	1.8*10 ⁻⁷	-0.16	2.0	L	(0, 1)	(2, 0)	4.4*10 ⁻⁸	13.9	(1-0.48B ¹² -0.22B ²⁴)LY _t = (1-0.56B) a _t (0.09) (0.09) (0.08)
TC31	4.9*10 ⁻⁵	6.1*10 ⁻⁶	-0.48	2.5	L	(1, 0)	(2, 0)	1.4*10 ⁻⁶	17.3	(1-0.44B)(1-0.58B ¹² -0.21B ²⁴)LY _t = a _t (0.09) (0.09) (0.10)
TC32	2.3*10 ⁻³	2.3*10 ⁻⁴	-0.62	2.9	LL ₁₂	(3, 0)	(2, 0)	1.4*10 ⁻⁶	14.2	(1-0.52B-0.31B ²⁴ -0.17B ³⁶)(1-0.66B ¹² +0.30B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10)(0.11)(0.10) (0.10) (0.08)
TC33	1.1*10 ⁻¹	1.2*10 ⁻²	0.14	3.6	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	6.1*10 ⁻³	18.2	(1+0.58B ¹² +0.43B ²⁴ +0.34B ³⁶)(LL ₁₂ Y _t +1.7*10 ⁻⁴) = (1-0.78B) a _t (0.10) (0.10) (0.09) (5.4*10 ⁻⁵) (0.07)
TC34	0.5*10	0.8*10 ⁰	0.86	5.3	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	4.1*10 ⁻¹	17.3	(1+0.51B ¹² +0.41B ²⁴ +0.53B ³⁶)(LL ₁₂ Y _t +7.3*10 ⁻⁵) = (1-0.78B) a _t (0.10) (0.10) (0.10) (4.0*10 ⁻³) (0.07)
TC40	2.2*10 ⁻⁸	5.6*10 ⁻⁹	-0.13	1.84	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	1.1*10 ⁻⁹	11.8	(1+0.42B ¹² +0.36B ²⁴ +0.19B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = (1-0.37B) a _t (0.09) (0.09) (0.07) (0.10)
TC41	1.0*10 ⁻⁶	2.2*10 ⁻⁷	-0.29	2.1	LL ₁₂	(1, 0)	(2, 0)	4.2*10 ⁻⁸	28.0	(1+0.37B)(1+0.47B ¹² +0.31B ²⁴)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.09) (0.08)
TC42	5.0*10 ⁻⁹	9.0*10 ⁻⁶	-0.38	2.3	LL ₁₂	(1, 0)	(2, 0)	2.2*10 ⁻⁶	20.1	(1+0.37B)(1+0.62B ¹² +0.33B ³⁶)LL ₁₂ Y _t = a _t (0.10) (0.09) (0.08)
TC43	2.4*10 ⁻³	3.9*10 ⁻⁴	-0.25	2.7	LL ₁₂	(0, 1)	(3, 0)	1.4*10 ⁻³	16.4	(1+0.57B ¹² +0.43B ²⁴ +0.26B ³⁶)(LL ₁₂ Y _t +4.4*10 ⁻⁶) = (1-0.73B) a _t (0.10) (0.09) (0.09) (1.8*10 ⁻⁶) (0.07)
TC44	1.1*10 ⁻¹	2.2*10 ⁻²	0.28	3.6	L	(0, 1)	(3, 0)	8.8*10 ⁻³	11.9	(1+0.53B ¹² +0.44B ²⁴ +0.47B ³⁶)(LL ₁₂ Y _t +2.0*10 ⁻⁴) = (1-0.80B) a _t (0.09) (0.09) (0.09) (7.8*10 ⁻⁵) (0.06)
TCLBSI	5.1*10 ⁻¹	4.6*10 ⁻²	0.64	2.7	L	(0, 0)	(0, 0)	1.5*10 ⁻²	6.6	LY _t = a _t (1.5*10 ⁻³)

Notas:

(a) TC_{F7b} identifica el proceso bajo el cual se ha simulado la serie temporal. Por ejemplo, en TC01 el primer número (0) hace referencia al parámetro de aversión al riesgo sobre el bien extranjero y el segundo (1) al parámetro de aversión para el bien nacional.

Sección 2: Tipo de Cambio Simulado. Utilidad CES

Figura IV.6

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 0 \quad \varepsilon = 0.1$

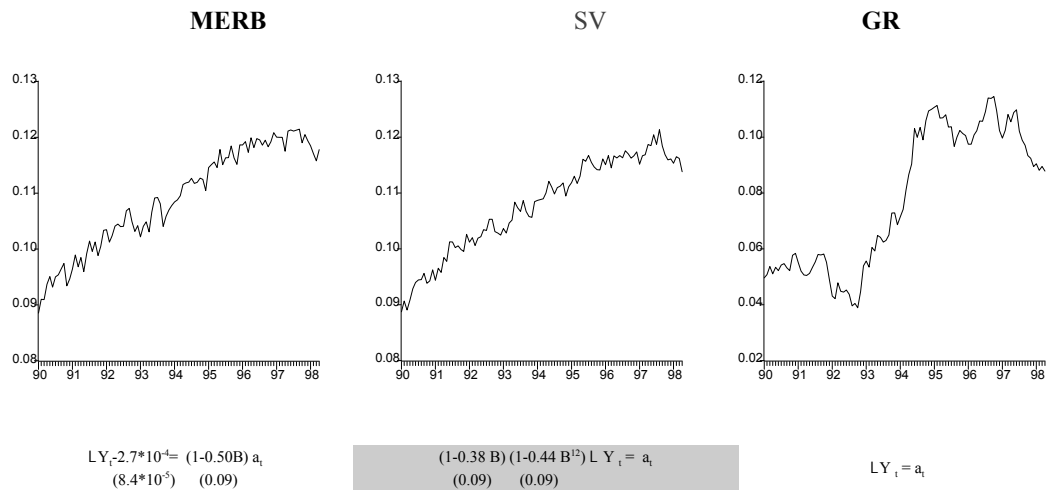


Figura IV.7

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 1 \quad \varepsilon = 0.1$

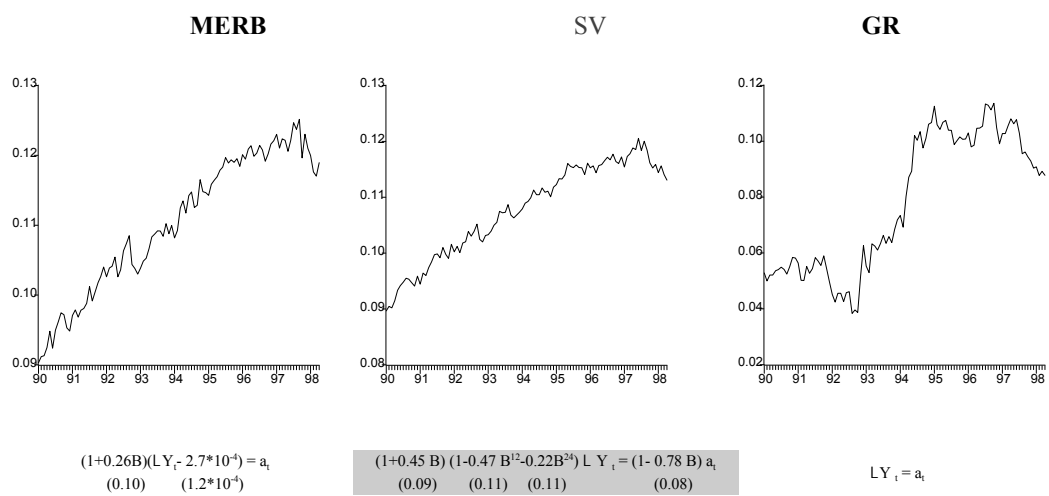


Figura IV.8

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 2 \quad \varepsilon = 0.1$

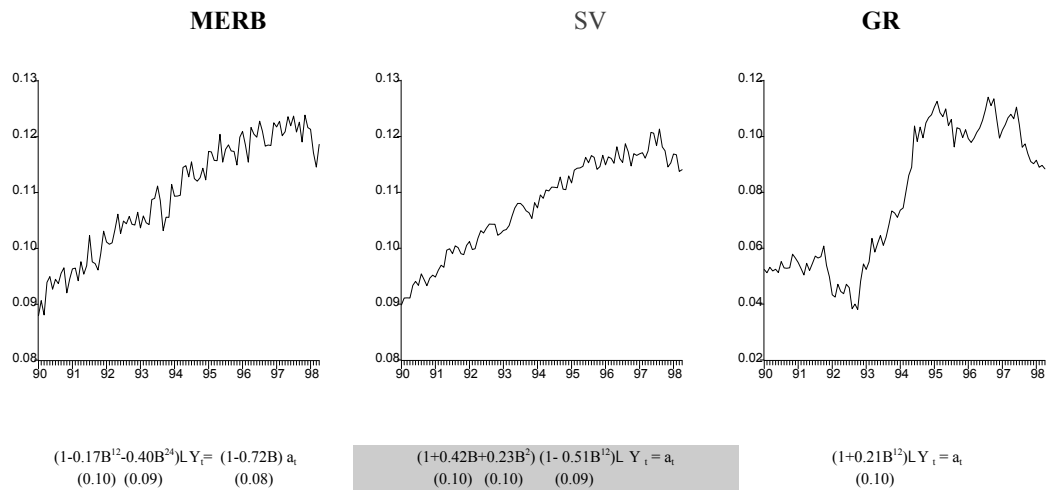


Figura IV.9

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 3 \quad \varepsilon = 0.1$

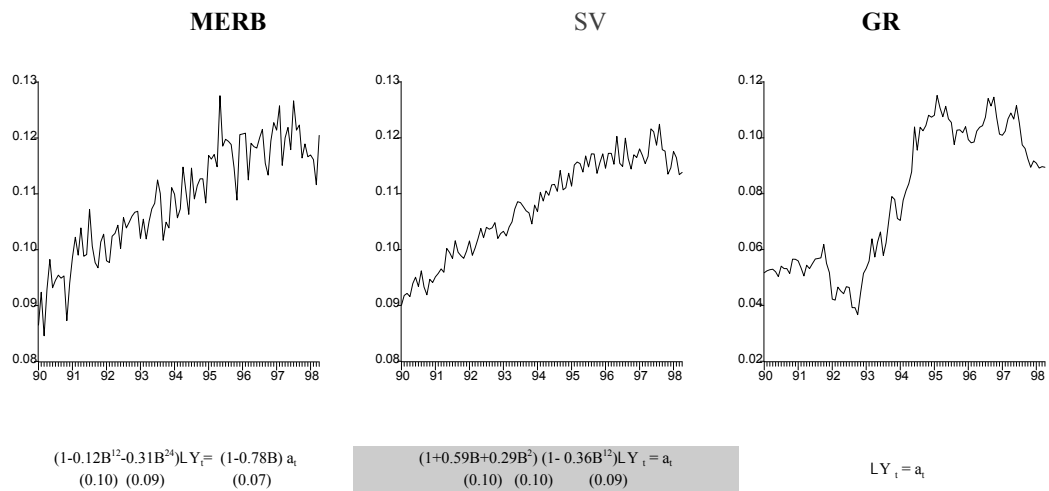


Figura IV.10

TIPO DE CAMBIO SIMULADO CON $\gamma = 4 \quad \varepsilon = 0.1$

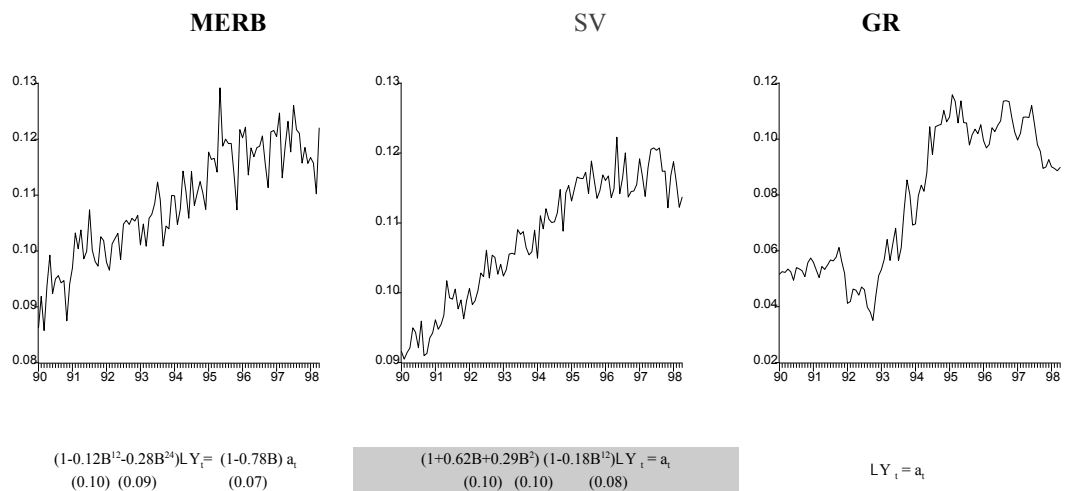


Tabla IV.4
MODELOS UNIVARIANTES PARA EL MERB. UTILIDAD CES

TC $\gamma \varepsilon^* / \theta$ (a)	M	D.T	Skw	Kt	Dif.	ARMA (R) (p, q)	ARMA (S) (P, Q)	a (c)	σ	Q(12)	MODELOS US
TC01	1.1*10 ⁻¹	9.1*10 ⁻³	-0.34	1.9	L	(0, 1)	(0, 0)	-1.5*10 ⁻⁵ (1.6*10 ⁻⁴)	1.6*10 ⁻³	25.5	$LY_{t-2} 7*10^{-1} = (1-0.50B) a_t$ (8.4*10 ⁻⁵) (0.09)
TC05	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.20	2.1	L	(1, 1)	(1, 0)	1.1*10 ⁻⁴ (2.9*10 ⁻⁴)	2.9*10 ⁻³	10.3	$(1-0.19B)(1-0.37B^2)(LY_{t-3} 5*10^{-4}) = (1-0.98B) a_t$ (0.10) (0.10) (2.6*10 ⁻⁵) (0.01)
TC010	1.1*10 ⁻¹	1.4*10 ⁻²	-0.02	2.1	L	(0, 1)	(1, 0)	1.3*10 ⁻⁴ (3.8*10 ⁻⁴)	3.8*10 ⁻³	16.0	$(1-0.53B^2)(LY_{t-4} 7*10^{-4}) = (1-0.98B) a_t$ (0.09) (3.3*10 ⁻⁵) (0.01)
TC11	1.1*10 ⁻¹	9.7*10 ⁻³	-0.34	1.9	L	(1, 0)	(0, 0)	2.6*10 ⁻¹² (1.5*10 ⁻⁴)	1.5*10 ⁻³	11.9	$(1+0.26B)(LY_{t-2} 7*10^{-4}) = a_t$ (0.10) (1.2*10 ⁻⁴)
TC15	1.1*10 ⁻¹	1.2*10 ⁻²	-0.13	1.8	L	(1, 0)	(0, 0)	-2.7*10 ⁻¹³ (2.1*10 ⁻⁴)	2.1*10 ⁻³	12.6	$(1+0.45B)(LY_{t-3} 3*10^{-4}) = a_t$ (0.09) (1.5*10 ⁻⁴)
TC110	1.1*10 ⁻¹	1.5*10 ⁻²	0.07	1.9	L	(0, 1)	(2, 0)	6.5*10 ⁻⁵ (2.7*10 ⁻⁴)	2.7*10 ⁻³	11.4	$(1-0.36B^{12}-0.40B^{24})(LY_{t-5} 3*10^{-4}) = (1-0.97B) a_t$ (0.10) (0.10) (5.3*10 ⁻⁵) (0.01)
TC21	1.1*10 ⁻¹	1.0*10 ⁻²	-0.34	1.9	L	(0, 1)	(2, 0)	1.7*10 ⁻⁴ (2.2*10 ⁻⁴)	2.2*10 ⁻³	6.1	$(1-0.17B^{12}-0.40B^{24})LY_t = (1-0.72B) a_t$ (0.10) (0.09) (0.08)
TC25	1.1*10 ⁻¹	1.3*10 ⁻²	-0.19	2.0	L	(0, 1)	(2, 0)	4.7*10 ⁻⁶ (2.6*10 ⁻⁴)	2.6*10 ⁻³	2.6	$(1-0.34B^{12}-0.47B^{24})LY_t = (1-0.72B) a_t$ (0.10) (0.09) (0.08)
TC210	1.1*10 ⁻¹	1.6*10 ⁻²	0.00	2.1	LL ₁₂	(0, 1)	(2, 0)	-7.3*10 ⁻⁵ (3.4*10 ⁻⁴)	3.4*10 ⁻³	6.31	$(1+0.67B^{12}+0.25B^{24})LL_{12} Y_t = (1-0.88B) a_t$ (0.12) (0.11) (0.06)
TC31	1.1*10 ⁻¹	9.8*10 ⁻³	-0.28	2.3	L	(0, 1)	(2, 0)	4.4*10 ⁻⁴ (3.8*10 ⁻⁴)	3.8*10 ⁻³	5.8	$(1-0.12B^{12}-0.31B^{24})LY_t = (1-0.78B) a_t$ (0.10) (0.09) (0.07)
TC35	1.1*10 ⁻¹	1.2*10 ⁻²	-0.12	2.2	L	(0, 1)	(2, 0)	2.1*10 ⁻⁴ (4.9*10 ⁻⁴)	4.0*10 ⁻³	5.3	$(1-0.30B^{12}-0.40B^{24})(LY_{t-2} 7*10^{-4}) = (1-0.99B) a_t$ (0.10) (0.09) (7.2*10 ⁻⁵) (0.01)
TC310	1.1*10 ⁻¹	1.6*10 ⁻²	0.08	2.2	L ₁₂	(0, 0)	(3, 0)	1.7*10 ⁻¹⁵ (4.2*10 ⁻⁴)	4.2*10 ⁻³	4.5	$(1+0.64B^{12}+0.42B^{24}+0.25B^{36})(L_{12} Y_{t-5} 9*10^{-3}) = a_t$ (0.10) (0.10) (0.12) (1.9*10 ⁻⁴)
TC41	1.1*10 ⁻¹	9.8*10 ⁻³	-0.20	2.3	L	(0, 1)	(2, 0)	5.0*10 ⁻⁴ (4.1*10 ⁻⁴)	4.1*10 ⁻³	5.0	$(1-0.12B^{12}-0.28B^{24})LY_t = (1-0.78B) a_t$ (0.10) (0.09) (0.07)
TC45	1.1*10 ⁻¹	1.1*10 ⁻²	-0.13	2.1	L	(0, 1)	(2, 0)	6.4*10 ⁻³ (4.3*10 ⁻⁴)	4.3*10 ⁻³	7.1	$(1-0.28B^{12}-0.35B^{24})(LY_{t-2} 8*10^{-4}) = (1-0.99B) a_t$ (0.10) (0.09) (5.5*10 ⁻⁵) (0.00)
TC410	1.1*10 ⁻¹	1.6*10 ⁻³	0.13	2.2	L ₁₂	(1, 0)	(2, 0)	-7.8*10 ⁻¹³ (4.4*10 ⁻⁴)	4.4*10 ⁻³	8.0	$(1-0.21B)(1+0.63B^{12}+0.50B^{24})(L_{12} Y_{t-4} 6*10^{-3}) = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10) (3.0*10 ⁻⁴)

Nota:

(a) TC $\gamma \varepsilon^* / \theta$ identifica los parámetros con los que se ha generado la serie temporal. Por ejemplo, en TC21, el primer número (2) representa el grado de aversión al riesgo, el segundo (1) el parámetro ε^* / θ ($1 = \varepsilon^* / \theta$, $\varepsilon = 0.1$).

Capítulo V

Preferencias con Shocks Estacionales

V.1.- INTRODUCCIÓN

Los modelos de agente representativo basados en la optimización dinámica han sido diseñados para explicar las fluctuaciones cíclicas de las variables económicas, ignorando las fluctuaciones estacionales. De esta forma, se renuncia a una importante fuente de información para entender los mecanismos de propagación dinámica dentro del análisis macroeconómico.

En particular, los modelos de equilibrio dinámicos tratan de describir e interpretar las propiedades del tipo de cambio a partir de las decisiones óptimas de los agentes ante fluctuaciones en los agregados macroeconómicos. Los agregados macroeconómicos presentan importantes fluctuaciones estacionales. Sin embargo, tales fluctuaciones no se reproducen en el tipo de cambio. El análisis realizado en los capítulos anteriores pone de manifiesto la dificultad de esta literatura para explicar tal evidencia.

El objetivo de este capítulo es analizar el mecanismo que explica estas regularidades ofreciendo un tratamiento específico de las fluctuaciones estacionales. Si la evidencia empírica es resultado de un proceso de equilibrio, deben existir shocks estacionales en las preferencias de los agentes que impliquen comportamientos estacionales en las decisiones de consumo e inversión.

Partiendo del modelo de equilibrio dinámico planteado en el capítulo anterior, se caracteriza a los agentes con las preferencias definidas por Miron (1986), similares a las que aparecen en Nam (1994) y Scott (1996). Estos autores tratan de justificar las fluctuaciones estacionales, observadas en la demanda de bienes de consumo, utilizando modelos de renta permanente con agentes que se comportan de forma racional. Los *shocks* estacionales en las preferencias determinan el comportamiento estacional que se observa en el consumo.

En este trabajo, las preferencias reflejan el comportamiento estacional en las decisiones de los agentes que suaviza las fluctuaciones estacionales en los agregados macroeconómicos. De esta forma, si la renta es estacional no implica que el consumo e inversión sean necesariamente estacionales. Puesto que el consumidor tiene en cuenta los cambios esperados en su renta futura, puede elegir una senda de consumo e inversión más suaves prestando y pidiendo prestado. Este mecanismo puede explicar el comportamiento observado en el tipo de cambio.

Aparecen doce nuevos parámetros, lo cual supone un número de

combinaciones muy elevado para mantener el sistema de simulación de los capítulos anteriores. En esta situación se procede de la siguiente forma: (1) se obtiene la solución de equilibrio del tipo de cambio con la función de utilidad con *shocks* estacionales, (2) se estiman los parámetros de las preferencias por Mínimos Cuadrados Generalizados (GMM) y (3) con las estimaciones de (2) y la expresión obtenida en (1) se simula el tipo de cambio para las relaciones bilaterales en las que intervienen el dólar, la libra, el marco alemán, la peseta y el yen.

El análisis demuestra que, cuando las fluctuaciones estacionales se consideran explícitamente en el modelo, las series simuladas del tipo de cambio teórico no presentan estacionalidad. Los resultados son especialmente satisfactorios para la relación libra / dólar. En este caso, se puede hablar de posible cointegración entre el tipo de cambio teórico y el observado.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente forma. En la Sección V.2 se obtiene la expresión teórica del tipo de cambio de equilibrio cuando las preferencias incorporan *shocks* estacionales. La Sección V.3 presenta las estimaciones y resultados de la simulación. En la Sección V.4 aparecen el resumen y las conclusiones. El Capítulo se complementa con tres apéndices: el Apéndice V.A describe la base de datos utilizada; el Apéndice V.B detalla el procedimiento de estimación y presenta algunas de las transformaciones necesarias para asegurar consistencia en las estimaciones; el Apéndice V.C muestra la diagnosis de la estimación por GMM. Por último, se presentan los gráficos de las series de tipo de cambio teórico y el original.

V.2.- PREFERENCIAS CON SHOCKS ESTACIONALES EN UN MODELO DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO

En esta sección se obtiene el tipo de cambio teórico cuando se suponen preferencias con *shocks* estacionales en el modelo de equilibrio dinámico con

rendimientos bursátiles (MERB) que se planteaba en el capítulo anterior. Se va a generalizar el modelo suponiendo que los agentes tienen un comportamiento estacional que viene recogido por las preferencias que se describen en Miron (1986). Se supone que la función de utilidad es separable en el tiempo y en los bienes y viene dada por la siguiente expresión ¹,

$$U[c_{it}^{s^D}, c_{it}^{s^F}] = \frac{1}{1+\gamma_D} (c_{it}^{s^D})^{1+\gamma_D} + \frac{1}{1+\gamma_F} (c_{it}^{s^F})^{1+\gamma_F}$$

$$c_{it}^{s^j} = \exp(\theta_s^j \mu_{st}) c_{it}^j, \text{ para } i, j = D, F; \quad s = 1, 2, \dots, 12 \quad (\text{V.2.1})$$

$$\mu_{st} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = s \pmod{12} \quad (t = 0, 1, 2, \dots, T/12) \\ 0 & \text{resto} \end{cases}$$

donde c_{it}^{sj} es el flujo de servicios que el consumidor del país i recibe en el período t por consumir el bien que se produce en el país j (c_{it}^j), γ_j es el grado de aversión relativa al riesgo del bien producido en el país j y θ_s^j es la elasticidad de los *shocks* estacionales sobre el consumo ².

El flujo de servicios de consumo que recibe el individuo en cada período

¹ Nam (1994) considera que el *shock* estacional afecta al *stock* de consumo de forma lineal.

² Este tipo de funciones de utilidad es una generalización de las preferencias habituales. El supuesto de los *shocks* en las preferencias para explicar las fluctuaciones estacionales es novedoso en la literatura sobre los tipos de cambio. Sin embargo, se ha utilizado como herramienta para justificar la estacionalidad en los agregados macroeconómicos como resultado del comportamiento de los agentes. Este tipo de preferencias se pueden encontrar en estudios microeconómicos que utilizan datos de panel, véase Moehle (1995). Se destaca el papel de los *shocks* en el consumo como fuente importante de las fluctuaciones económicas. Como ponen de manifiesto Miron (1986) y Paxson (1993), el consumo presenta un marcado componente estacional, mientras que en la renta este fenómeno es menos relevante. Además, como explica Scott (1995), la estacionalidad es cada vez más pronunciada en el consumo y decreciente en la renta. Puede ocurrir que este cambio en las pautas de comportamiento estacional en el consumo no esté relacionado con otras variables económicas, sino que sea fruto de cambios autónomos en la propia variable y resultado del comportamiento racional de los agentes.

depende del *stock* de consumo y de un conjunto de variables exógenas,

$$c_{it}^{s,j} = F(c_{it}^j, X_t) \quad (V.2.2)$$

donde, c_{it}^j es el *stock* del bien de consumo y X_t es un vector de variables de dimensión $S \times 1$, que afecta al flujo de servicios obtenidos para cualquier nivel de consumo c_{it}^j . La función F se puede considerar como una función de producción utilizada por el consumidor para transformar los bienes de consumo en servicios de consumo, como en Lancaster (1966) y Becker y Stigler (1977). Las variables contenidas en X_t se interpretan como *shocks* a las preferencias del consumidor y que él no controla. En este caso X_t contiene las 12 variables *dummies*, una para cada mes.

Bajo los supuestos del MERB se obtenía el tipo de cambio de equilibrio como,

$$S_t^{MERB} = \frac{Q_t^D}{Q_t^F} \frac{E_t \left(\frac{U_F[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]}{P_{t\%}^F} [d_t^F \% Q_{t\%}^F] \right)}{E_t \left(\frac{U_D[c_{Dt}^D, c_{Dt}^F]}{P_{t\%}^D} [d_t^D \% Q_{t\%}^D] \right)} \quad (V.2.3)$$

es decir, su evolución vendría determinada por el precio de las acciones (Q^j) y de los dividendos (d^j) a los que da derecho su posesión, la evolución de los precios (P^j) y las preferencias de los agentes.

Si en la expresión (V.2.3) se consideran la función de utilidad definida en (V.2.1), las restricciones *cash in advance* en el mercado de bienes que caracterizan los precios y se impone la solución de *pooling equilibria*, el tipo de cambio de equilibrio vendría determinado por los parámetros de las preferencias, el nivel de producción (Y^j), la cantidad de dinero (N^j) y la rentabilidad obtenida en el mercado de acciones,

$$S_t^{\text{MERB}} = \frac{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\gamma_F} \frac{\left(\exp \left[\sum_{s=2}^{12} \theta_s^F \mu_{s,t\%l} \right] Y_{t\%l}^F \right)^{1+\gamma_F}}{N_{t\%l}^F} \frac{[d_t^F \% Q_{t\%l}^F]}{Q_t^F} \right\}}{E_t \left\{ \left(\frac{1}{2} \right)^{\gamma_D} \frac{\left(\exp \left[\sum_{s=2}^{12} \theta_s^D \mu_{s,t\%l} \right] Y_{t\%l}^D \right)^{1+\gamma_D}}{N_{t\%l}^D} \frac{[d_t^D \% Q_{t\%l}^D]}{Q_t^D} \right\}} \quad (\text{V.2.4})$$

donde la novedad de esta formulación, respecto a los resultados del capítulo anterior, son los once parámetros que reflejan el comportamiento estacional de los agentes. De esta forma, las fluctuaciones estacionales en los agregados macroeconómicos no tienen por qué reproducirse en la evolución del tipo de cambio.

V.3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

El número de parámetros que aparece en la expresión del tipo de cambio es tan elevado (12 por país) que dificulta considerablemente realizar simulaciones eligiendo las distintas combinaciones posibles. La opción más apropiada es estimarlos. En primer lugar, se estiman los parámetros de la función de utilidad. Después, las estimaciones se utilizan para construir la serie temporal del tipo de cambio a partir de (V.2.4). Por último, se realiza un análisis de posibles relaciones de cointegración entre las variables simuladas y la observada.

El análisis se va a realizar para el tipo de cambio del dólar con el marco alemán, la peseta, la libra y el yen. También, dado el sesgo que se puede derivar del estudio sólo con el dólar, se analiza la relación entre el resto de las monedas (peseta, libra y yen) con el marco alemán.

V.3.1. Estimación de los parámetros que definen las preferencias de los agentes

Para estimar los parámetros que definen las preferencias se sigue la

propuesta de Hansen y Singleton (1982, 1983). Ésta consiste en aplicar el Método Generalizado de los Momentos (GMM) en las condiciones de primer orden del modelo teórico en el que se apoya este análisis. En este caso, los parámetros a estimar son el factor de descuento, el grado de aversión al riesgo y las elasticidades de los *shocks* estacionales.

Las condiciones de primer orden del modelo permiten obtener las siguientes ecuaciones de Euler estocásticas³ para cada uno de los bienes ($i = \text{Doméstico, Extranjero}$),

$$\beta E_t \left\{ \frac{U_i[c_{Dt}^{sD}, c_{Dt}^{sF}]/P_t^i}{U_i[c_{Dt}^{sD}, c_{Dt}^{sF}]/P_t^i} \frac{[d_t^i Q_t^i]}{Q_t^i} \right\} = 1 \quad (\text{V.3.1})$$

Esta condición se deriva de la suposición de que el consumidor tiene acceso a un mercado de capitales en el que puede adquirir acciones. Según (V.3.1) el consumidor elige la senda de consumo óptima en función de la evolución del rendimiento real que obtiene por la posesión de las participaciones en las empresas y de los *shocks* estacionales. Esto se puede apreciar de forma más evidente si en (V.3.1) se consideran las preferencias definidas en (V.2.1).

$$E_t \left\{ \beta \left(\exp \left[\begin{matrix} 12 \\ j \\ s' 2 \end{matrix} \theta_s^i (\mu_{s,t} \& \mu_{s,t'}) \right] \right)^{1 \& \gamma_i} \left(\frac{C_t^i}{C_t^i} \right)^{\& \gamma_i} \left(\frac{P_t^i}{P_t^i} \right) \left(\frac{d_t^i Q_t^i}{Q_t^i} \right) \right\} = 1 \quad 0 \quad (\text{V.3.2})$$

El nivel de precios viene dado por las restricciones *cash in advance* e imponiendo la solución de *pooling equilibria*, la expresión (V.3.1) queda en función del vector de parámetros $\theta_{13 \times 1}$ (factor de descuento, aversión al riesgo de los individuos y once elasticidades de los *shocks* estacionales), del nivel de producción, de la cantidad de dinero del país y de la rentabilidad que se obtiene de la inversión

³ Las condiciones de primer orden de este modelo se pueden encontrar en la Sección 2 del Capítulo IV.

en acciones,

$$E_t \left\{ \beta \left(\exp \left[\begin{matrix} 12 \\ j \\ s'2 \end{matrix} \theta_s^i (\mu_{s,t} \& \mu_{s,t}) \right] \right)^{1+\gamma_i} \left(\frac{Y_t^i}{Y_t^i} \right)^{1+\gamma_i} \left(\frac{M_t^i}{M_t^i} \right) \left(\frac{d_t^{i0} Q_t^i}{Q_t^i} \right) \right\} \& 1 \cdot 0 \quad (\text{V.3.3})$$

A partir de esta expresión se estiman por GMM los parámetros de las preferencias.⁴ Se utilizan datos mensuales sin desestacionalizar del período comprendido entre 1986:01 y 1998:04 correspondientes a 5 países: Alemania (ALE), España (ESP), Japón (JAP), Reino Unido (RU) y Estados Unidos (USA). La variables que tradicionalmente se utilizan para medir mensualmente la actividad real es el Índice de Producción Industrial (IPIPAÍS) y el agregado monetario usado es M2(M2PAÍS). La rentabilidad bursátil se aproxima utilizando el índice oficial de la bolsa de cada uno de los países para los que se realiza el estudio.⁵ Las estimaciones se realizan con E_Views.

Para asegurar la consistencia, se requiere que las variables presentes en (V.3.3) sean estacionarias, véase Hansen (1982). Con este objetivo, se han realizado algunas transformaciones que se detallan en la Sección 2 del Apéndice V.B. Por otro lado, al estimar la ecuación de Euler correspondiente al bien producido en USA y en ESP se detectó autocorrelación en la diagnosis del error estimado. Para corregirla, se transforma el residuo según la formulación que se puede observar en la Sección 3 del Apéndice V.B.

En la Tabla V.1 se pueden encontrar las estimaciones de los parámetros. θ_s^{PAIS} es la diferencia respecto al mes de enero en la elasticidad de los servicios de consumo respecto a los *shocks* estacionales para el bien producido en

⁴ Un análisis más detallado del procedimiento de estimación se puede encontrar en el Apéndice V.B

⁵ La descripción de la base de datos se puede encontrar en el Apéndice V.A.

cada uno de los 5 países. Las estimaciones del grado de aversión al riesgo (γ) oscilan entre 0,5 y 2,75, dentro del rango habitual en otros estudios.⁶ En la última columna de la tabla se presenta el estadístico $TQ_T(\hat{\theta})$ para contrastar las restricciones de sobreidentificación de que cualquier variable en el período t o anteriores, debería ser incorrelada con el término de error. Esta hipótesis no se rechaza en ninguno de los 5 casos estimados.

Tabla V.1
ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LAS PREFERENCIAS

	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	θ_6	θ_7	θ_8	θ_9	θ_{10}	θ_{11}	θ_{12}	γ_D	$T^*(Q(\theta))$
θ_s^{ALE}	0.021 ^(a) (0.02)	-0.073 (0.03)	-0.027 (0.03)	-0.007 (0.03)	-0.064 (0.03)	0.002 (0.03)	0.086 (0.04)	-0.086 (0.03)	-0.063 (0.04)	-0.159 (0.02)	-0.146 (0.04)	1.281 (0.11)	28.41 (0.98) ^(b)
θ_s^{ESP}	-0.036 (0.04)	-0.054 (0.06)	-0.098 (0.08)	-0.245 (0.11)	-0.282 (0.12)	-0.163 (0.10)	0.600 (0.08)	0.122 (0.07)	0.012 (0.06)	0.029 (0.06)	0.169 (0.05)	0.814 (0.06)	28.07 (0.86)
θ_s^{JAP}	-0.069 (0.02)	-0.181 (0.02)	-0.086 (0.03)	-0.089 (0.03)	-0.129 (0.03)	-0.147 (0.03)	-0.073 (0.04)	-0.159 (0.03)	-0.123 (0.03)	-0.105 (0.03)	-0.093 (0.02)	0.417 (0.19)	32.73 (0.58)
θ_s^{RU}	-0.102 (0.08)	-0.356 (0.17)	-0.212 (0.16)	-0.299 (0.21)	-0.448 (0.30)	-0.200 (0.19)	-0.172 (0.21)	-0.224 (0.17)	-0.263 (0.17)	-0.311 (0.16)	-0.167 (0.12)	1.135 (0.08)	21.78 (0.47)
θ_s^{USA}	-0.023 (0.003)	-0.018 (0.002)	-0.019 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.046 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.045 (0.004)	-0.057 (0.004)	-0.044 (0.004)	-0.030 (0.003)	-0.017 (0.003)	2.735 (0.036)	33.33 (0.98)

Notas:

(a) Desviaciones típicas entre paréntesis.

(b) P-Valor de una χ_q^2 con $q = n^\circ$ de restricciones de sobreidentificación.

En todos los países se obtienen valores significativos para los parámetros de la función de utilidad. Este hecho significa que la inclusión de los *shocks* en las preferencias es necesario para explicar los comportamientos observados en las decisiones de consumo e inversión.

En la Sección 1 del Apéndice V.C se pueden encontrar los gráficos de los residuos de las ecuaciones estimadas por GMM y sus ACF y PACF. Los residuos correspondientes a la ecuación de Euler estimada para ALE aparecen en la Figura

⁶ Eichenbaum et. al. (1984), Mankiw et al. (1985) y Hansen y Singleton (1983) presentan valores de la aversión al riesgo entre cero y uno, Mankiw (1985) considera que este parámetro puede estar entre dos y cuatro.

V.6, para ESP en la Figura V.7, para JAP ver Figura V.8, para el caso del RU véase la Figura V.9 y por último, los residuos de la estimación para USA se pueden encontrar en la Figura V.10. La diagnosis de estos residuos no parece mostrar ningún tipo de estructura.

V.3.2. Tipo de Cambio Observado versus Teórico

Con la estimación de los parámetros de la función de utilidad, Tabla V.1, se construye el tipo de cambio teórico según la expresión (V.2.4) para las relaciones bilaterales del dólar con el resto de las monedas, es decir, con el marco (DM\$T), la peseta (PTS\$T), la libra (LB\$T) y el yen (YEN\$T). Además, se simula el tipo de cambio para las relaciones bilaterales con el marco alemán, de la peseta (PTSDMT), la libra (LBDMT) y el yen (YENDMT).

Para los casos en los que aparece el dólar, USA se considera el país Extranjero y el otro país, el Doméstico. Cuando en la relación que se analiza no está el dólar, el país Extranjero es ALE⁷. Para construir el tipo de cambio teórico se utilizan los datos del IPI, los agregados monetarios y rendimientos de las acciones correspondientes a los dos países cuyas monedas están implicadas.

En la Tabla V.2 se encuentra el análisis de las series del tipo de cambio observado (DM\$, PTSS\$, LB\$, YEN\$, PTSDM, LBDM y YENDM) y las del tipo de cambio teórico (DM\$T, PTS\$T, LB\$T, YEN\$T, PTSDMT, LBDMT y YENDMT) generado a partir de (V.2.4) para el período 1990:01 a 1998:04⁸. Se presenta información estadística sobre la serie original: media (M), asimetría (Skw), curtosis (Kt) y número de diferencias que necesita la serie para convertirla en estacionaria (DF). También, se presenta los resultados del modelo univariante y de intervención que se identifica para cada caso (Modelo US y UT) y la diagnosis de los residuos de

⁷ El tipo de cambio se define como unidades de moneda doméstica necesarias para comprar una unidad de moneda extranjera.

⁸ Se mantiene el período muestral de los Capítulos III y IV de esta Tesis.

dichos modelos: la media y su desviación típica (\bar{a}), la desviación típica (σ) y el estadístico de Ljung-Box para el retardo 12 (Q(12)).

Tabla V.2.
ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LOS TIPOS DE CAMBIO OBSERVADOS Y TEÓRICOS

	M.	D.T	Skw	Kt	DF	\bar{a} (σ_a)	σ	Q(12)	MODELOS US
DMS ^(a)	1.6*10 ⁰	1.2*10 ⁻¹	-0.03	2.1	L	1.0*10 ⁻³ (4.6*10 ⁻³)	4.6*10 ⁻²	9.7	$Y_t = 0.20 \xi_{t-1}^{E391} + N_t$ (0.05) L $N_t = a_t$
DMST ^(b)	2.1*10 ⁻⁴	1.9*10 ⁻⁵	-0.70	2.3	L	-4.3*10 ⁻⁷ (4.7*10 ⁻⁷)	4.7*10 ⁻⁶	12.6	$(1-0.16B+0.32B^2) L Y_t = a_t$ (0.10) (0.10)
TCPTSS	1.2*10 ²	1.6*10	0.07	2.0	L	2.5*10 ⁻¹ (3.4*10 ⁻¹)	0.3*10	0.9	$Y_t = (7.5 + 10.2 B) \xi_{t-1}^{E92} + 12.7 \xi_{t-1}^{E1793} + N_t$ (3.5) (3.5) (2.5) L $N_t = a_t$
PTSST	6.8*10 ⁻⁴	8.1*10 ⁻⁵	-0.19	2.2	L	-2.1*10 ⁻⁶ 2.6*10 ⁻⁶	2.6*10 ⁻⁵	18.4	$(1+0.52B+0.15B^2+0.23B^4) L Y_t = a_t$ (0.10) (0.11) (0.10)
LBSI	6.1*10 ⁻¹	4.6*10 ⁻²	-0.61	2.6	L	-1.9*10 ⁻³ (1.5*10 ⁻³)	1.5*10 ⁻²	6.6	$Y_t = (0.08 + 0.08B) \xi_{t-1}^{E1092} + N_t$ (0.02) (0.02) L $N_t = a_t$
LBST	4.6*10 ⁻⁵	4.4*10 ⁻⁶	-0.75	2.8	L	-9.2*10 ⁻⁸ (7.3*10 ⁻⁸)	7.3*10 ⁻⁷	10.9	$(1-0.37B+0.25B^2+0.18B^4) L Y_t = a_t$ (0.10) (0.10) (0.10)
YENS	1.2*10 ²	1.7*10	0.16	2.5	L	-1.0*10 ⁻² (3.6*10 ⁻¹)	3.6	22.4	$Y_t = -10.5 \xi_{t-1}^{E597} + N_t$ (3.59) L $N_t = a_t$
YENST	2.1*10 ⁻⁶	3.5*10 ⁻⁷	-0.47	1.9	L	-1.08*10 ⁻⁸ (6.8*10 ⁻⁹)	6.8*10 ⁻⁸	18.7	$(1+0.35B) L Y_t = a_t$ (0.09)
PTSDM	7.6*10	1.0*10	-0.43	1.4	L	5.2*10 ⁻² (8.1*10 ⁻²)	8.1*10 ⁻¹	12.6	$Y_t = 5.37 \xi_{t-1}^{E92} + (6.26-3.0B+6.45B^2) \xi_{t-1}^{E593}$ (0.83) (0.83) (0.83) (0.83) + 3.59 $\xi_{t-1}^{E395} + N_t$ L $N_t = a_t$ (0.58)
PTSDMT	0.3*10	1.6*10 ⁻¹	0.53	2.6	L	1.7*10 ⁻³ 1.2*10 ⁻²	1.2*10 ⁻²	14.5	$(1+0.64B+0.27B^2+0.29B^3) L Y_t = a_t$ (0.10) (0.11) (0.10)
LBDM	3.8*10 ⁻¹	4.0*10 ⁻²	0.22	1.8	L	4.9*10 ⁻⁴ (1.3*10 ⁻³)	1.3*10 ²	6.55	$(1+0.25B) L Y_t = a_t$ (0.09)
LBDMT	2.2*10 ⁻¹	6.6*10 ⁻³	-0.10	3.5	L	-1.0*10 ⁻⁴ (3.6*10 ⁻⁴)	3.6*10 ⁻⁴	10	$(1-0.21B+0.41B^2) L Y_t = a_t$ (0.10) (0.10)
YENDM	7.4*10	0.9*10	0.47	2.2	L	-1.1*10 ⁻¹ (2.4*10 ⁻¹)	2.4*10 ⁰	8.5	L $Y_t = a_t$
YENDMT	9.7*10 ⁻³	1.0*10 ⁻³	0.33	1.9	L	3.6*10 ⁻⁵ (3.1*10 ⁻⁵)	3.1*10 ⁻⁴	17.3	$(1+0.34B+0.22B^2) L Y_t = a_t$ (0.10) (0.11) (0.10)

Notas:

- (a) Tipo de cambio observado.
- (b) Tipo de cambio Teórico simulado.

Se puede afirmar que en todos los casos el tipo de cambio observado precisa de una diferencia regular y, salvo LBDM, todos presentan una estructura de un paseo aleatorio después de realizar algunas intervenciones.

El tipo de cambio teórico necesita una diferencia regular para conseguir

estacionariedad. En ningún caso aparece estructura estacional. En las Figuras V.11 a V.17, de la Sección 2 del Apéndice V.C, se pueden encontrar la representación gráfica de las series del tipo de cambio original y las teóricas .

V.3.3. Análisis de cointegración

Las simulaciones realizadas indican que el tipo de cambio teórico presenta un orden de integración igual que el de la variable observada. En estas circunstancias tiene sentido investigar posibles relaciones de cointegración entre ambas variables. Para realizar este análisis se realiza una regresión entre el tipo de cambio observado (TCOBS) y el tipo de cambio teórico (TCTCO) para cada una de las monedas que se están analizando. Se plantea,

$$\text{TCOBS}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{TCTCO}_t + u_t \quad (\text{V.3.4})$$

Bajo la hipótesis de cointegración entre las dos variables, los residuos de (V.3.4) deberían ser estacionarios. Además, si el modelo teórico captase la apreciación o depreciación del tipo de cambio, el coeficiente β_1 debería ser positivo. Para contrastar estas hipótesis se estima el modelo (V.3.4) por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Para identificar la posible cointegración, se analiza la estacionariedad de los residuos por medio del test de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado. El resultado de este análisis se presenta en la Tabla V.4.

Tabla V.4
ANÁLISIS REGRESIÓN (V.3.4)

	β_0	β_1	D-F ^(a)				
			1 LAG ^(b)	2 LAG	3 LAG.	4 LAG	5 LAG
DMS	0.2*10 (1.3*10 ⁻¹)	-1.5*10 ³ (6.1*10 ²)	-2.54	-2.26	-2.52	-2.26	-2.26
PTSS	17*10 ² (0.8*10 ¹)	-9.3*10 ⁴ (1.1*10 ⁴)	-1.97	-2.36	-2.16	-2.20	-2.57
LBS	2.0*10 ⁻¹ (4.0*10 ⁻²)	6.6*10 ³ (8.1*10 ²)	-3.41	-3.86	-3.97	-3.80	-3.94
YENS	8.4*10 (1.0*10)	1.6*10 ⁷ (4.7*10 ⁶)	-1.45	-1.86	-2.12	-1.68	-1.65
PTSDM	2.0*10 ² (0.2*10 ²)	-3.9*10 (0.5*10)	-2.64	-2.54	-2.23	-2.75	-2.86
LBDM	8.4*10 ⁻¹ (1.2*10 ⁻¹)	-0.2*10 (5.7*10 ⁻¹)	-1.43	-1.04	-1.16	-0.91	-1.04
YENDM	1.3*10 (0.6*10)	6.3*10 ³ (0.6*10 ³)	-2.04	-1.89	-2.04	-1.87	-1.94

Notas:

- (a) Los valores críticos de MacKinnon son: -3.50 (1%), -2.89 (5%), -2.58 (10%).
 (b) La regresión para el test de Dickey-Fuller incluye constante e i retardos, $i=1, 2, 3, 4, 5$.

Se pueden destacar principalmente 3 aspectos:

1.-En la relación entre la libra y el dólar se observa que se rechaza al 5% la hipótesis de que los residuos de la regresión (V.3.4) son I(1). Esto se puede interpretar como la existencia de cointegración entre la variable observada y la teórica. El valor de la pendiente de la regresión es positiva, indicando que el tipo de cambio teórico capta la apreciación que se produce de la libra respecto al dólar, intervenida la devaluación de octubre de 1992, durante el período de estudio. Esto se puede corroborar al observar la Figura V.12 de la Sección 2 del Apéndice V.C.

2.- Para la relación entre la peseta y el marco alemán se puede hablar de cointegración al 10 %. En este caso, la variable PTSDM presenta

atípicos importantes como se puede observar en la tabla V.3. La regresión (V.3.4) se ha realizado para ambos casos y los resultados del test D-F son similares. En cuanto al valor de la pendiente, el signo es negativo.

3.- Para el resto de las relaciones bilaterales los resultados son más confusos. En ninguno de los casos se puede rechazar la hipótesis de que los residuos de la regresión (V.3.4) son $I(1)$. Por lo tanto, a pesar de tener el mismo orden de integración la variable observada y la teórica no parecen tener tendencias comunes.

V.4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este capítulo se presenta un modelo de equilibrio dinámico para explicar el comportamiento del tipo de cambio que considera explícitamente las fluctuaciones estacionales en las preferencias de los agentes. Este modelo se simula utilizando datos sin desestacionalizar.

Para simular el tipo de cambio se estiman por GMM los parámetros que definen la función de utilidad. Después, utilizando datos reales de 5 países se generan series temporales para el tipo de cambio teórico. En todas los casos analizados, desaparece el componente estacional del tipo de cambio simulado. Los resultados son especialmente favorables para la relación entre la libra y el dólar. En este caso, se encuentran tendencias comunes entre la variable simulada y la observada y con el signo esperado.

El modelo es capaz de explicar la evolución del tipo de cambio como el resultado de un proceso de optimización en el que agentes racionales tienen un comportamiento estacional, debido a la estructura de sus preferencias, cuando toman decisiones ante las fluctuaciones en los agregados macroeconómicos. El

planteamiento de este capítulo es novedoso en la investigación relacionada con el tipo de cambio. Se analiza explícitamente el comportamiento de los agentes ante las fluctuaciones estacionales destacando la relevancia de éstas en cualquier análisis macroeconómico.

Aunque las conclusiones del estudio realizado son positivas, todavía existen problemas para explicar la persistencia que se observa en el tipo de cambio. En la actualidad, se recurre a modelos que suponen competencia monopolística y precios rígidos para argumentar ese comportamiento. Sin embargo, generalmente, los resultados no han sido tan satisfactorios como a priori se esperaba. El sistema de fijación de precios es *ad hoc* y en la mayor parte de los casos se debe recurrir a un ajuste excesivamente lento en los precios para replicar parte de la persistencia observada. Además, este enfoque es útil para analizar los efectos de la política monetaria y fiscal sobre el bienestar, pero no es fácil implementarlo en los modelos financieros de valoración de activos internacionales. Por lo tanto, la investigación se debe orientar a relajar los supuestos de los modelos de equilibrio (por ejemplo, restricciones *cash in advance*) para explicar la persistencia, pero sin olvidar que la estacionalidad es una realidad en las variables macroeconómicas y prescindir de este fenómeno utilizando datos desestacionalizados no es la solución más acertada.

APÉNDICE V.A

Descripción de los datos

Para realizar las estimaciones se va a utilizar información relativa a 5 países: Alemania (ALE), España (ESP), Japón (JAP), Reino Unido (RU), Estados Unidos (USA). Se emplean datos mensuales sin desestacionalizar del período comprendido entre 1986:01 y 1998:04. Las variables que tradicionalmente se utiliza para medir mensualmente la actividad real es el Índice de Producción Industrial (IPIPAÍS) y el agregado monetario usado es M2(M2PAÍS).

También, se dispone del tipo de cambio para todas las monedas en relación al dólar: Marco (TCDM\$), Peseta (TCPTS\$), libra (TCLB\$), Yen (TCYEN\$). A partir de éstos, se puede obtener cualquier relación bilateral entre las distintas monedas. Todos los datos provienen de la OCDE, excepto la masas monetarias que se han obtenido de la base de datos EcoWin.

Las series utilizadas han sido analizadas previamente y tratadas de la presencia de datos atípicos. La identificación y estimación de los modelos univariantes y de intervención se han realizado con el programa econométrico TASTE. En la Tabla V.5 se puede encontrar este análisis para los agregados monetarios y el nivel de producción⁹. Se observa que en todos los casos las variables monetarias (M2) precisan de una diferencia regular y otra estacional. De la misma forma, el IPI precisa, al menos, de una diferencia estacional. También, se ha analizado el posible efecto Semana Santa que pudiese existir. En la Tabla V.6 se pueden encontrar el análisis univariante y de intervención para los tipos de cambio.

Para estimar los parámetros de la función de utilidad por GMM, se necesita disponer de algún índice representativo de la evolución bursátil de los distintos

⁹ El análisis univariante de las series originales correspondientes a Estados Unidos y el Reino Unido se puede encontrar en la Tabla III.5 del Apéndice III.A del Capítulo III de esta Tesis

países en los que se está realizando el estudio. Se han seleccionado los índices bursátiles oficiales de cada uno de los países. En el caso de USA se trata del índice Dow-Jones de la bolsa de Nueva York (DJ), para el RU es el índice FT-SE 100 de la bolsa de Londres (FT), el índice Dax-Xetra (DAX) representa la evolución bursátil de la bolsa de Francfort, en el caso de JAP es el índice Nikkei-225 (NIKKEI) de la bolsa de Tokio y por último, para ESP se utiliza el índice General de la bolsa de Madrid (IGBM). Con base en diciembre de 1994, el IGBM proviene de la Bolsa de Madrid, el resto los proporciona el Financial Times, y están actualizados por la Dirección general de Previsión y Coyuntura en su sección internacional. El análisis univariante y de intervención de estos índices se puede encontrar en la Tabla V.6.

En las Figuras V.1 a V.5 se pueden encontrar los gráficos de las series originales.

Tabla V.5
ANÁLISIS UNIVARIANTE Y DE INTERVENCIÓN DE LAS VARIABLES

Variable	Dif.	ARIMA (R) (p, d, q)	ARIMA (S) (P, D, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	ATIPICOS	MODELOS (US, UT)
								$Y_t = 82.56 \xi_{t(1980)} + 26.40 \xi_{t(1991)} + 14.16 \xi_{t(2006)} + N_t$ (4.11) (3.09)
	L L ₁₂	(3,1,0)	(3,1,0)	0.12 (0.43)	5.06	9.66	3,98;9,90;12,90;12,91; 1,92;12,92;11,94;12,96	(1+0.006 B - 0.12 B ² - 0.23 B ³)(1+0.38 B ¹² +0.27 B ²⁴ +0.34 B ³⁶)L ₁₂ N _t = a _t (0.09) (0.08) (0.08) (0.09) (0.08) (0.08) (0.08) Factores [R]: (1-0.68B)(1+0.67B+0.33B ²); Factores [S]: (1+0.70B ¹²)(1-0.31B ¹² +0.49B ²⁴) $Y_t = 82.66 \xi_{t(1980)} + 31.91 \xi_{t(1991)} + N_t$ (4.27) (4.48)
M2ALE	L L ₁₂	(3,1,0)	(3,1,0)	0.11 (0.47)	5.43	8.82	9,90;12,91;1,92;7,94; 12,96*	(1+0.04 B - 0.11 B ² - 0.20 B ³)(1+0.35 B ¹² +0.27 B ²⁴ +0.42 B ³⁶)L ₁₂ N _t = a _t (0.08) (0.08) (0.08) (0.09) (0.09) Factores [R]: (1-0.64B)(1+0.68B+0.32B ²); Factores [S]: (1+0.74B ¹²)(1-0.39B ¹² +0.57B ²⁴) $Y_t = 85.03 \xi_{t(1980)} + N_t$ (4.86)
	L L ₁₂	(3,1,0)	(2,1,0)	0.26 (0.50)	5.81	9.08	12,90;12,91;12,92;3,93; 12,93*;12,94;12,96*	(1+0.08 B - 0.08 B ² - 0.32 B ³)(1+0.70 B ¹² +0.29 B ²⁴)L ₁₂ N _t = a _t (0.08) (0.08) (0.08) (0.10) Factores [R]: (1-0.69B)(1+0.77B+0.46B ²); Factores [S]: (1+0.69B ¹² +0.29B ²⁴)
M2ESP	L L ₁₂	(2,1,0)	(0,1,1)	8.46 (13.07)	151.85	8.67	8,89;4,90;12,90;2,92; 10,92;7,97	(1-0.25B-0.35B ²) L ₁₂ Y _t = (1+0.43B ¹²) a _t (0.08) (0.08) (0.80) Factores: (1+0.47B)(1-0.73B)
								$Y_t = 4.12 \xi_{t(1980)} - 4.48 \xi_{t(1990)} + N_t$ (1.33) (1.29)
M2JAP	LL ₁₂	(2,1,0)	(2,1,0)	-0.07 (0.15)	1.73	14.17	11,90;2,91;9,92;4,93; 11,95	(1-0.35 B - 0.15 B ²)(1+0.31 B ¹² +0.35 B ²⁴)L ₁₂ N _t = a _t (0.08) (0.09) (0.08) (0.08) Factores [R]: (1+0.25B)(1-0.60B); Factores [S]: (1-0.31B ¹² -0.35B ²⁴)
	L L ₁₂	(2,1,0)	(3,1,1)	0.07 (0.16)	1.85	17.05	4,90*;11,90*;2,91;11,95	(1-0.29 B - 0.22 B ²)(1+0.39 B ¹² +0.37 B ²⁴)L ₁₂ Y _t = a _t (0.08) (0.09) (0.08) (0.08) Factores [R]: (1+0.34B)(1-0.64B); Factores [S]: (1+0.39B ¹² +0.37B ²⁴)
								(1+0.57 B + 0.21 B ²)(1+0.58 B ¹² +0.36 B ²⁴)L ₁₂ Y _t = a _t
IPIALE	L L ₁₂	(2,1,0)	(2,1,0)	0.10 (0.15)	1.85	12.41	4,90;6,91;8,91*;11,91; 10,92;12,92;1,93;7,97	Factores [R]: (1+0.57 B + 0.21 B ²); Factores [S]: (1+0.58B ¹²)(1-0.62B ¹² +0.36B ²⁴) $Y_t = -6.97 \xi_{t(88)} + N_t$ (0.71)
IPIESP	L L ₁₂	(2,1,0)	(3,1,1)	0.24 (0.21)	2.43	12.65	7,87;3,88;10,91;10,92*; 12,93;4,97	(1+0.73 B + 0.34 B ²)(1-0.23B ² +0.30 B ⁴ +0.21 B ⁶)L ₁₂ N _t = (1-0.84 B ¹²) a _t (0.08) (0.08) (0.08) (0.07) (0.07) (0.03) Factores [R]: (1-0.73 B + 0.44 B ²); Factores [S]: (1-0.39B ¹²)(1-0.62B ¹² +0.55B ²⁴) (1+0.32B ¹² +0.23 B ²⁴ +0.44 B ³⁶)L ₁₂ Y _t = (1-0.58B + 0.29 B ²) a _t
IPIJAP	L L ₁₂	(0,1,2)	(3,1,0)	0.24 (0.21)	2.43	12.65		(0.08) (0.09) (0.09) (0.08) (0.08) (0.08) Factores [R]: (1-0.58 B + 0.29 B ²); Factores [S]: (1+0.77B ¹²)(1+0.45B ¹² +0.58B ²⁴)

*El valor del atípico tiene más de 3 desviaciones típicas

Tabla V.6
ANÁLISIS UNIVARIANTE Y DE INTERVENCIÓN DE LAS VARIABLES

Variable	Dif.	ARIMA (R) (p, d, q)	ARIMA (S) (P, D, Q)	\bar{a} (σ)	σ	Q(12)	ATÍPICOS	MODELOS (US, UT)
DAX	L	(1,1,0)	(0,0,0)	0.004 (0.37)	4.43	13.99	8,86,4,90,9,94,3,95,1,96, 11,97,12,97,2,98,3,98*	$Y_t = -14.91 \xi_t^{I(0,0,0)} + (-15.44 - 16.72 B) \xi_t^{I(0,0,0)} + (29.76 + 7.63 B + 19.70 B^2) \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t$ (4.39) (4.44) (4.44) (3.81) (4.61) (3.78) (1-0.17B)[L N_t - 1.56] = a, (0.08) (0.44)
	L	(2,1,0)	(0,0,0)	-0.00 (0.46)	5.60	8.92	9,94,7,97,5,30*,8,97,4,20*, 10,97,12,97,3,98	$Y_t = -17.23 \xi_t^{I(0,0,0)} + (-16.00 - 15.12 B) \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t$ (5.47) (5.48) (5.48) (1+0.09B - 0.21 B^2) [L N_t - 1.61] = a, (0.08) (0.08) (0.52)
IGBM	L	(0,1,0)	(0,0,0)	0.00 (0.52)	6.36	17.33	8,90,6,97,9,97*,3,98*, 4,98*	$Y_t = -32.72 \xi_t^{I(0,0,0)} - 18.61 \xi_t^{I(0,0,0)} - 20.75 \xi_t^{I(0,0,0)} + 19.28 \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t$ (6.38) (6.38) (4.50) (3.22) L N_t = 1.64 + a, (0.53)
	L	(1,1,0)	(0,0,0)	-0.01 (0.61)	7.37	10.08	6,97,9,97,10,97*,11,97, 1,98,2,98*,3,98*	$Y_t = -32.05 \xi_t^{I(0,0,0)} - 17.63 \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t$ (7.31) (7.40) (1-0.17B)[L N_t - 2.15] = a, (0.08) (0.74)
NIKKEI	L	(0,1,0)	(0,0,0)	0.20 (0.52)	6.32	17.20	2,90,11,90,2,91,6,91, 11,91,11,93,1,94	$Y_t = -16.46 \xi_t^{I(0,0,0)} + (-20.91 - 20.45 B) \xi_t^{I(0,0,0)} + (-15.77 - 31.22) \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t$ (6.32) (5.17) (5.17) (5.17) (5.17) L N_t = a, Y_t = 20.5 \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t (0.06)
	L	(0,1,0)	(0,0,0)	-0.005 (0.004)	0.056	11.59	2,86,4,86,5,86,1,87,5,89, 10,92	L N_t = a, Y_t = (7.5 + 10.2 B) \xi_t^{I(0,0,0)} + 12.7 \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t (3.82) (3.82) (2.7)
TCDM\$	L	(0,1,0)	(0,0,0)	-0.11 (0.32)	3.82	5.25	2,86,4,86,5,89,5,89,3,91, 3,93,1,97,7,97	L N_t = a, Y_t = -10.5 \xi_t^{I(0,0,0)} + N_t (4.25)
	L	(0,1,0)	(0,0,0)	-0.34 (0.35)	4.24	24.12	2,86,4,86,7,86,12,87, 5,89,3,90,3,91,3,95,8,95	L N_t = a

Nota:

* El valor del dato correspondiente a esa fecha tiene más de 3 desviaciones típicas.

Figura V.1

VARIABLES ORIGINALES: ALEMANIA

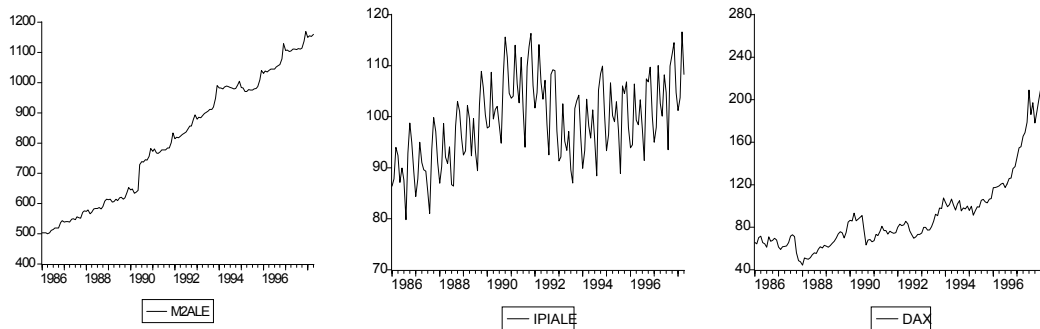


Figura V.2

VARIABLES ORIGINALES: ESPAÑA

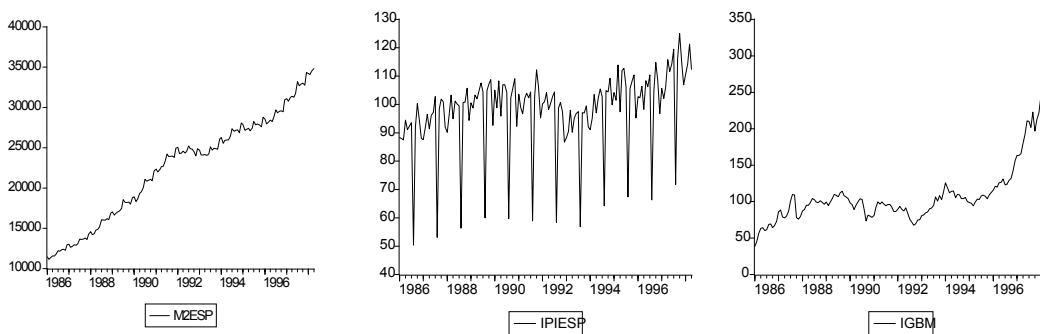


Figura V.3

VARIABLES ORIGINALES: JAPÓN

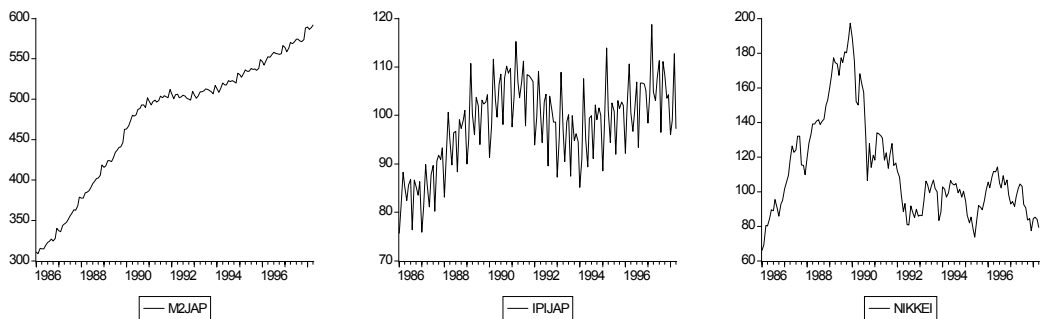


Figura V.4
VARIABLES ORIGINALES: REINO UNIDO

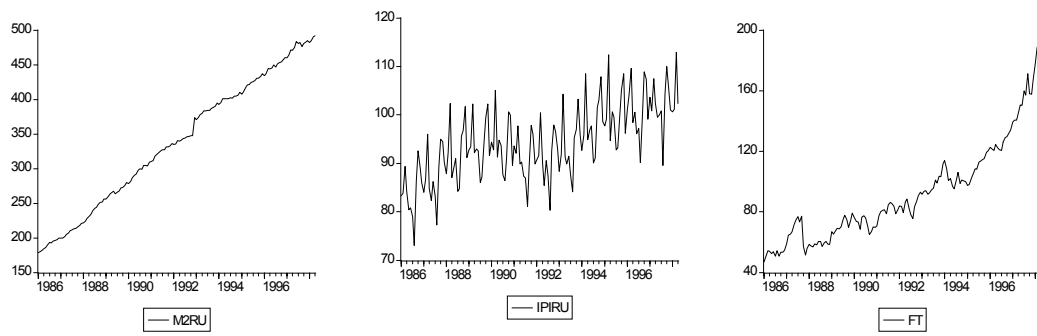
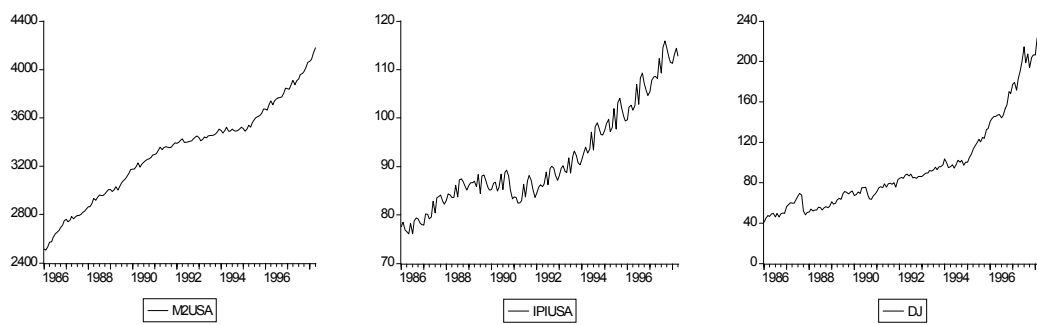


Figura V.5
VARIABLES ORIGINALES: ESTADOS UNIDOS



APÉNDICE V.B

Sección 1. Descripción del procedimiento de estimación

La expresión (V.3.3) es la condición de ortogonalidad necesaria para estimar por GMM los parámetros de las preferencias. A partir de (V.3.3) se define una función error que depende del vector de variables w_t (nivel de producción, agregados monetarios, rendimiento de las acciones) observadas hasta el período t , y del vector de parámetros $\theta_{13 \times 1}$ (factor de descuento, aversión al riesgo de los individuos y once elasticidades de los *shocks* estacionales).

$$e_{it}(\theta) = \beta \left(\exp \left[\int_{s=2}^{12} \theta_s^i (\mu_{s,t} \& \mu_{s,t}) \right] \right)^{1-\gamma_i} \left(\frac{Y_t^i}{Y_t^i} \right)^{1-\gamma_i} \left(\frac{M_t^i}{M_{t-1}^i} \right) \left(\frac{d_t^i Q_t^i}{Q_t^i} \right) \& 1 \quad (V.A.1)$$

i = D, F

Las condiciones de primer orden del problema de optimización del agente implican que debe cumplirse,

$$E_t[e_{it}(\theta_0)] = 0 \quad (V.A.2)$$

esto es, la expectativa condicional en t de cada error evaluado en el verdadero valor (θ_0) de los parámetros, debe ser cero. Se considera que los errores retardados $e_{i,t-k}(\theta_0)$ para $k \leq 1$ están incluidos en el conjunto de información, por lo tanto, los errores de V.A.2 están incorrelacionados. La ecuación (V.A.2) implica que los errores deben estar incorrelacionados con las variables del conjunto de información I_t y, por tanto, si se considera z_t como un conjunto de variables aleatorias que son medibles en I_t , entonces por la ley de expectativas iteradas,

$$E_t[e_{it}(\theta_0) z_t] = 0 \quad (V.A.3)$$

Las variables contenidas en z_t en (V.A.3) son los instrumentos para la estimación. En las aplicaciones más habituales con datos de mercados financieros, el conjunto de instrumentos son los retardos de las variables que aparecen en w_t . Para el caso que se analiza en este capítulo la expresión (V.A.3) quedaría,

$$E_t \left\{ \left[\beta \left(\exp \left[\sum_{s=2}^{12} \theta_s^i (\mu_{s,t} \& \mu_{s,t}) \right] \right)^{1\& \gamma_i} \left(\frac{Y_t^i}{Y_t^i} \right)^{1\& \gamma_i} \left(\frac{M_t^i}{M_t^i} \right) \left(\frac{d_t^i Q_t^i}{Q_t^i} \right) \& 1 \right] z_t \right\} = 0 \quad (V.A.4)$$

de donde se obtienen tantas condiciones de ortogonalidad como instrumentos se utilicen. Cuando se estima por GMM es habitual considerar la expresión (V.A.3) de la siguiente forma,

$$E_t[g_t(\theta)] = 0 \quad (V.A.5)$$

donde, $g_t(\theta) = e_{it}(\theta) z_t$.

La condición (V.A.5) es básica para el procedimiento de estimación por GMM. Se supone que se dispone de datos de precios de los activos, de consumo y de los instrumentos. Por lo tanto, se define la función,

$$\bar{g}_T(\theta) = (1/T) \sum_{t=1}^T g_t(\theta) \quad (V.A.6)$$

que es la media muestral de $g_t(\theta)$, y T representa el tamaño muestral. Bajo determinadas condiciones de regularidad (las variables en w_t son estacionarias y g_t es continua) $\bar{g}_T(\theta) \xrightarrow{P} E[g_t(\theta)]$, al menos uniformemente en θ cuando $T \rightarrow \infty$. Puesto que $E_t[g_t(\theta)] = 0$, el estimador $\hat{\theta}$ debe ser tal que minimice la magnitud de $\bar{g}_T(\hat{\theta})$. En particular, GMM considera el estimador obtenido al minimizar la forma

cuadrática:

$$Q_T(\theta) = \bar{g}_T(\theta)' W_T \bar{g}_T(\theta) \tag{V.A.7}$$

donde $\{W_T\}_{T=1}^4$ es una secuencia de matrices simétricas, no singulares y definidas positivas de dimensión $R \times R$, siendo R el número de instrumentos. Se debe cumplir la restricción de identificación del modelo, es decir $R \geq p$. De tal manera que si $R = p$ entonces es posible elegir las estimaciones de los parámetros tal que $g_T(\theta)$ sea exactamente igual a cero y, el valor de la función objetivo en (V.A.7) será igual a cero. Si $R > p$ no será en general igual a cero para cualquier θ , y sólo asintóticamente tenderá a cero. Hansen (1982) demostró que, bajo las condiciones de regularidad, el estimador $\hat{\theta}$ que minimiza (V.A.7) es un estimador consistente de θ_0 con una matriz de varianzas y covarianzas asintótica Σ_w que depende de la matriz de ponderaciones W . Hansen, también, demostró que, entre las posibles matrices W , la que minimiza la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores es:

$$W_0 = (E[g_t(\theta_0) g_t(\theta_0)'])^{-1} \tag{V.A.8}$$

La matriz W_0 es justo la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas de la variable aleatoria $g_t(\theta_0)$. Si la secuencia de matrices, que están ponderando, satisface que $W_T \rightarrow W_0$, entonces en el límite, la matriz de varianzas y covarianzas del estimador por GMM es,

$$\Sigma^0 = \left[(E[M_t(\theta_0)/N])' W_0 (E[M_t(\theta_0)/N]) \right]^{-1} \tag{V.A.9}$$

Además, el estadístico $TQ_T(\hat{\theta})$, es decir, el tamaño muestral por el valor de la función objetivo en el óptimo se distribuye asintóticamente como una Chi-Cuadrado con grados de libertad igual a la dimensión de $g_t(\theta)$, menos el número de parámetros estimados. Este estadístico proporciona un contraste de

sobreidentificación de las restricciones en (V.A.5).

Matriz de ponderaciones óptima

Para obtener las estimaciones GMM es necesario minimizar (V.A.7), pero previamente hay que encontrar la matriz de ponderaciones óptima. Por lo tanto, si se supone que $g_t(\theta_0)$ es estrictamente estacionaria con media cero y matriz de covarianzas k-ésima dada por:

$$\Gamma_k = E[g_t(\theta_0) g_{t+k}(\theta_0)'] \tag{V.A.10}$$

Suponiendo que las covarianzas se pueden sumar, se define,

$$S = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Gamma_k \tag{V.A.11}$$

Teniendo en cuenta que **S** es la matriz de varianzas y covarianzas asintótica de la media muestral de $g_t(\theta_0)$:

$$S = \lim_{T \rightarrow \infty} T \cdot E\{[\bar{g}_T(\theta_0) - \bar{g}_T(\theta_0)']\} \tag{V.A.12}$$

El valor óptimo para la matriz de ponderaciones en la expresión (V.A.7) vendrá dada por S^{-1} , la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas asintótica. Esto es, el valor más pequeño para la matriz de varianzas y covarianzas del estimador GMM, $\hat{\theta}_T$, se obtiene cuando éste se elige entre los que minimizan

$$Q_T(\theta) = \bar{g}_T(\theta)' S^{-1} \bar{g}_T(\theta) \tag{V.A.13}$$

Si el vector $g_t(\theta_0)$ fuese incorrelacionado, entonces la matriz S podría ser estimada consistentemente por:

$$S_T \stackrel{c}{\rightarrow} (1/T) \sum_{t=1}^T g_t(\theta_0) g_t(\theta_0)'. \quad (\text{V.A.14})$$

Pero como desconocemos θ_0 , es necesario estimarlo por lo que se recurre a que

$$\hat{S}_T \stackrel{c}{\rightarrow} (1/T) \sum_{t=1}^T g_t(\hat{\theta}_0) g_t(\hat{\theta}_0)' \stackrel{p}{\rightarrow} S \quad (\text{V.A.15})$$

para cualquier estimación $\hat{\theta}_T$ consistente de θ , suponiendo que $g_t(\theta_0)$ fuese incorrelacionado.

Esta descripción de la matriz de ponderaciones óptima es, en cierto modo, circular. Antes de estimar θ , se necesita una estimación de la matriz S , y para estimar ésta, se necesita una estimación inicial de θ . La forma de proceder de GMM es la siguiente: una estimación inicial $\hat{\theta}_T^{(0)}$ es obtenida al minimizar la función objetivo V.A.7, pero utilizando como matriz de ponderación $W_T = I_R$. Esta estimación de θ es utilizada en V.A.14 para obtener una estimación inicial de $\hat{S}_T^{(0)}$. Después, la expresión V.A.7 se minimiza utilizando $W_T = [\hat{S}_T^{(0)}]^{-1}$ para conseguir una nueva estimación $\hat{\theta}_T^{(1)}$. Este proceso continúa hasta que $\hat{\theta}_T^{(j)} = \hat{\theta}_T^{(j-1)}$, a pesar de que la estimación basada en una única iteración $\hat{\theta}_T^{(1)}$ tiene la misma distribución asintótica que la basada en un número arbitrario de iteraciones. Iterar tiene la ventaja práctica de que las estimaciones resultantes son invariantes respecto a la escala de los datos y a la primera matriz de ponderaciones utilizada.

Por otro lado, si el vector $g_t(\theta_0)$ tiene correlación, se deberá utilizar la

estimación de S propuesta por Newey-West (1987):

$$S_T / \hat{\Gamma}_{0,T} \approx \int_{k=1}^q (1 + [k/(q+1)]) (\hat{\Gamma}_{k,T} \approx \hat{\Gamma}'_{k,T}) \tag{V.A.16}$$

donde,

$$\hat{\Gamma}_{k,T} = (1/T) \int_{t=k+1}^T g_t(\hat{\theta}) g_{t-k}(\hat{\theta}) \tag{V.A.17}$$

con $\hat{\theta}$ como estimación inicial de θ .

Sección 2: Estacionariedad en las variables de las condiciones de ortogonalidad

La expresión (V.A.1) puede escribirse como:

$$e_{it}(\theta) = \beta \left(\exp \left[\int_{s=2}^{12} \theta_s^i (\mu_{s,t} \& \mu_{s,t}) \right] \right)^{1 \& \gamma_i} \left(W_{t\&l}^i \right)^{1 \& \gamma_i} \left(V_{t\&l}^i \right) \& 1 \tag{V.A.1a}$$

$i = D, F$

o también:

$$e_{it}(\theta) = \beta \left(\exp \left[\int_{s=2}^{12} \theta_s^i (\mu_{s,t\&l} \& \mu_{s,t}) \right] \right)^{1 \& \gamma_i} \left(V_{t\&l}^i W_{t\&l}^i \right)^{1 \& \gamma_i} \left(V_{t\&l}^i \right)^{\gamma_i} \& 1 \tag{V.A.1b}$$

$i = D, F$

donde,

$$W_{t\%l}^i = \begin{pmatrix} Y_{t\%l}^i \\ Y_t^i \end{pmatrix}, \text{ y } V_{t\%l}^i = \begin{pmatrix} M_t^i \\ M_{t\%l}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d_t^i Q_{t\%l}^i \\ Q_t^i \end{pmatrix}$$

Ahora las variables : V.W y W son estacionarias por el dominio de los rendimientos.

Sección 3: Problemas de autocorrelación en la estimación por GMM

Si $e_{it}(\theta)$ sigue un proceso autorregresivo de orden 1 las estimaciones por GMM no son eficientes. Puesto que,

$$(1 - \phi B) e_{it}(\theta) = a_t, \quad E(a_t) = 0; \quad \text{cov}(a_t, a_{t+k}) = 0 \text{ con } k \geq 1$$

es necesario transformar el residuo tal que $(1 - \phi B) e_{it}(\theta) = e_{it}^{\wedge}(\theta)$. Del tal manera que el nuevo residuo $e_{it}^{\wedge}(\theta)$ carece de autocorrelación. Por lo tanto la nueva relación de ortogonalidad sería $E_t[e_{it}^{\wedge}(\theta)] = 0$.

APÉNDICE V.C

Sección 1: Diagnósis de la estimación por GMM.

Figura V.6
RESIDUOS GMM ALEMANIA Y SUS ACF Y PACF

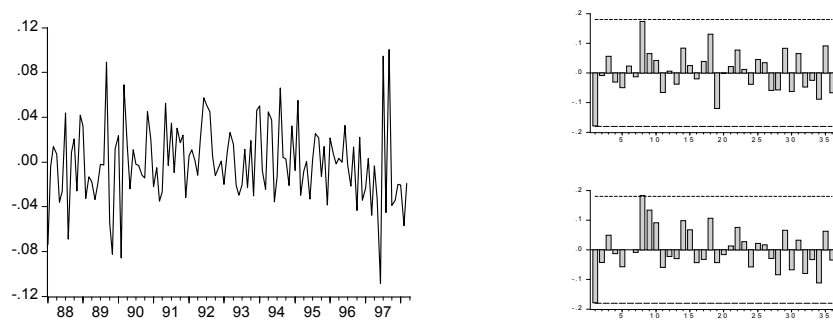


Figura V.7
RESIDUOS GMM ESPAÑA Y SUS ACF Y PACF

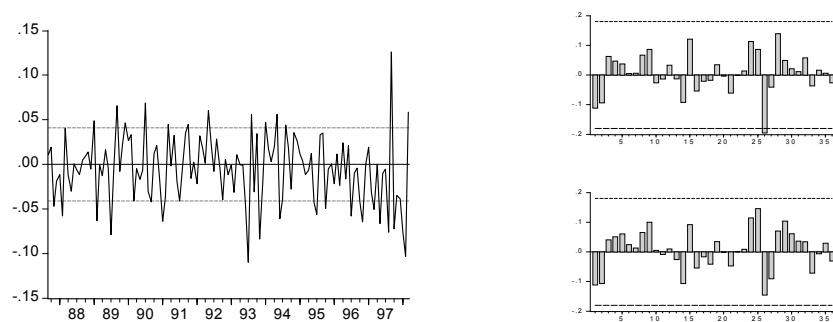


Figura V.8
RESIDUOS GMM JAPÓN Y SUS ACF Y PACF

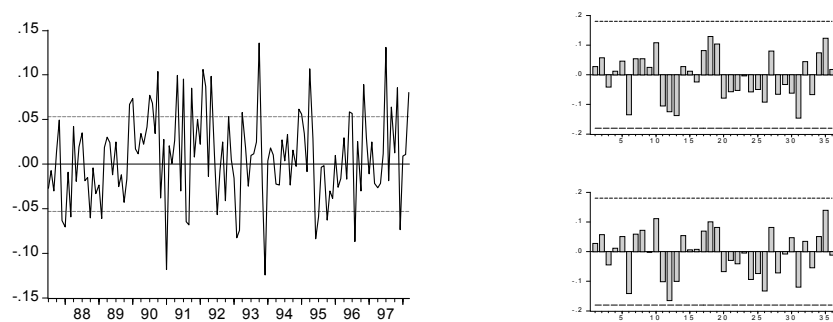


Figura V.9
RESIDUOS GMM REINO UNIDO Y SUS ACF Y PACF

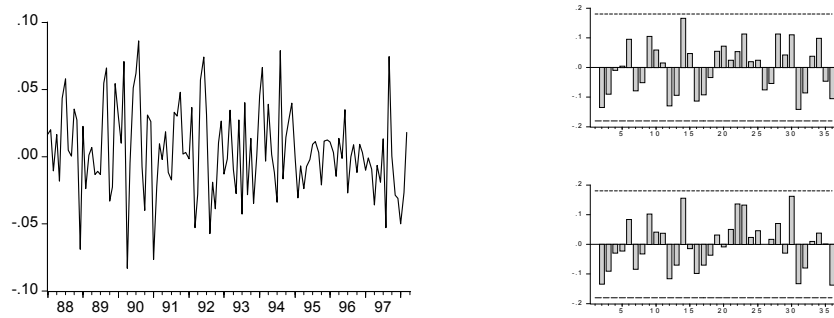
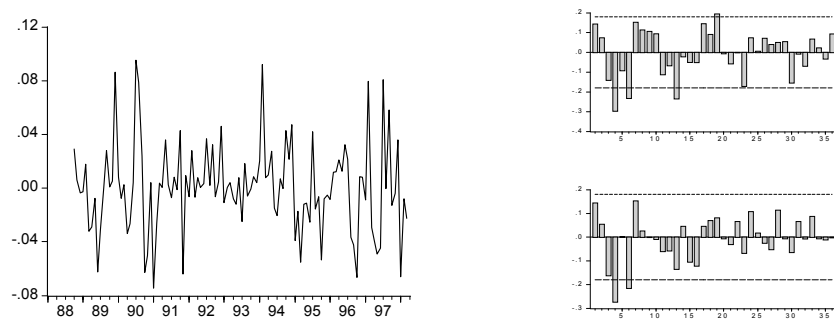


Figura V.10
RESIDUOS GMM ESTADOS UNIDOS Y SUS ACF Y PACF



Sección 2: Análisis comparativo del tipo de cambio observado con el tipo de cambio teórico.

Figura V.11
TIPO DE CAMBIO DM\$ Y DM\$T

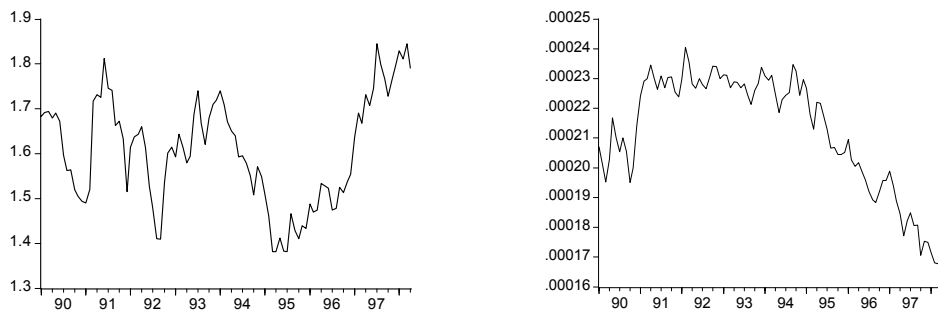


Figura V.12
TIPO DE CAMBIO LB\$I y LB\$T

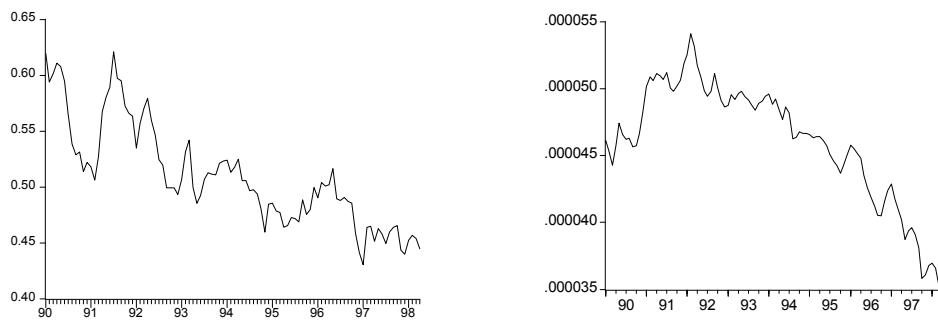


Figura V.13
TIPO DE CAMBIO PTS\$ Y PTS\$T

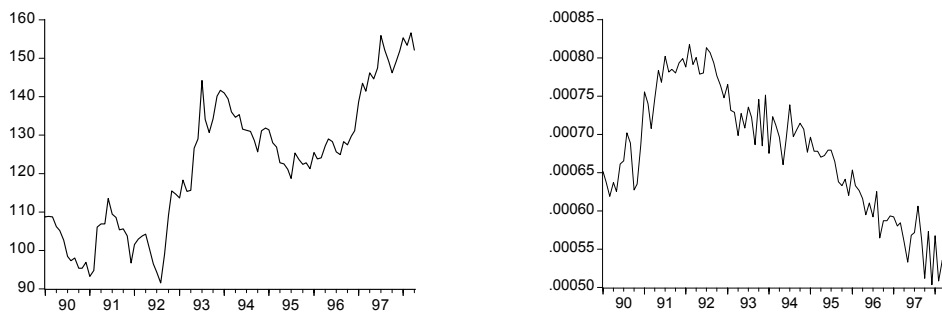


Figura V.14
TIPO DE CAMBIO YEN\$ Y YEN\$T

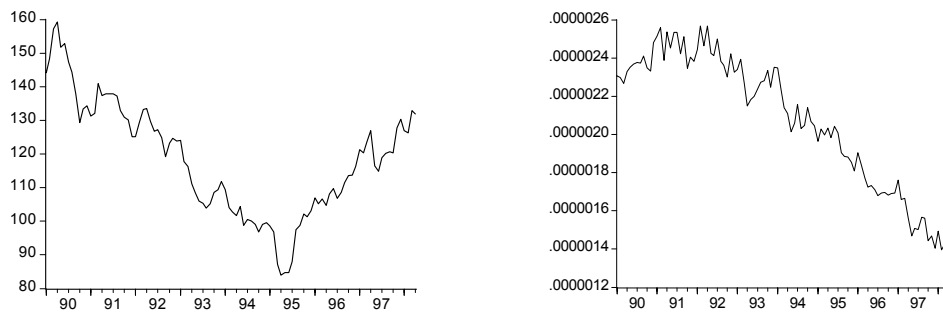


Figura V.15
TIPO DE CAMBIO LBDM Y LBDMT

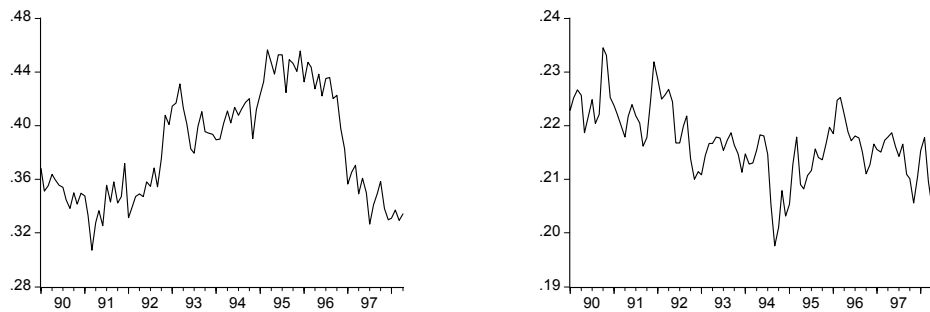


Figura V.16
TIPO DE CAMBIO PTSDM Y PTSDMT

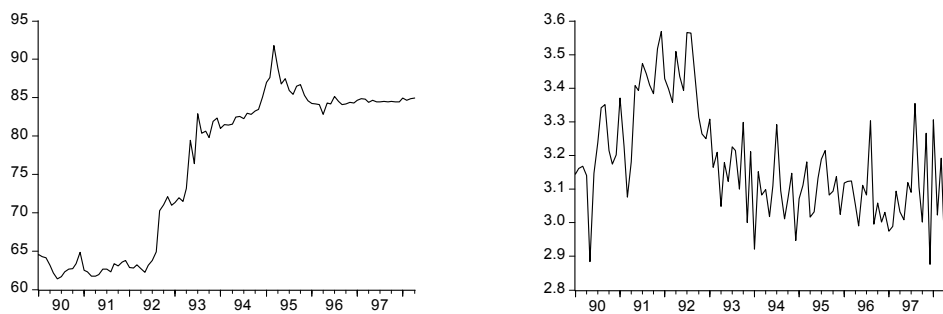
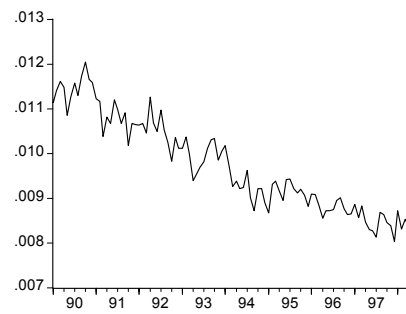


Figura V.17
TIPO DE CAMBIO YENDM Y YENDMT



Capítulo VI

Conclusiones

Una parte muy importante de la investigación en economía financiera internacional se ha dedicado a explicar el comportamiento del tipo de cambio. A partir de los años 80, Lucas (1978, 1982), Helpman y Razin (1979, 1982) y Stockman (1980, 1983, 1987) implementan los modelos de equilibrio dinámicos como herramienta para analizar teóricamente algunos de los problemas más relevantes que se estaban produciendo en los mercados de divisas, sobre todo, los relacionados con los posibles efectos de la política económica sobre este mercado.

Las extensiones a esta formulación han ido en la línea de Svensson (1985), que modifica la secuencia temporal en la que los agentes reciben la información, y Grilli y Roubini (1992), al considerar posibles restricciones de liquidez en el mercado de activos para explicar la volatilidad observada en el tipo de cambio. Este enfoque se ha generalizado y la mayor parte de estos autores sirven de referencia en modernos modelos de valoración de activos denominados en divisas.

Sin embargo, los modelos de equilibrio como teoría de determinación del tipo de cambio ha eludido el contraste empírico. Los economistas mantienen un extenso debate sobre los métodos apropiados para establecer la relevancia empírica de los modelos económicos. Para contrastar estos modelos con los métodos econométricos tradicionales, es necesario incorporar nuevos supuestos sobre el comportamiento estocástico de las variables. La inferencia realizada de este modelo será válida en la medida que los supuestos adicionales no encubren o cambian los rasgos del modelo original.

Esta Tesis sugiere un procedimiento para evaluar el ajuste de los modelos dinámicos de equilibrio de determinación del tipo cambio. Se abandona la práctica habitual de utilizar la econometría para estimar las ecuaciones estructurales del tipo de cambio, Meese y Rogoff (1983a) o utilizar modelos multivariantes, Eichenbaum y Evans (1993), Roubini y Grilli (1995) y Kim y Roubini (2000).

Se plantea un enfoque en línea con el trabajo de Watson (1993) que desarrolla a partir de Kydland y Prescott (1982) y Prescott (1986). En términos generales, este enfoque se pregunta si los datos de la economía real participan con ciertas características de los datos generados por la economía artificial obtenida a partir del modelo económico. El modelo económico se considera como una aproximación al proceso estocástico que genera los datos actuales.

Los modelos de equilibrio permiten obtener soluciones cerradas para las variables endógenas del modelo. En particular, el tipo de cambio aparece como una

función de los agregados macroeconómico y de un conjunto de parámetros que definen las preferencias de los agentes. Esto permite generar series temporales del tipo de cambio para distintos valores paramétricos y analizar el proceso estocástico que las caracteriza.

Mediante el análisis univariante de las series temporales generadas se obtiene una conclusión clara: los modelos de equilibrio presentan dificultades para replicar el proceso estocástico que muestra el tipo de cambio. Las series temporales generadas a partir de tres ejemplos representativos de los modelos de equilibrio [Lucas (1982), Svensson (1985)] presentan un comportamiento estacional importante, que aparece reflejado por la presencia de una raíz estacional. Las restricciones de liquidez en el mercado de activos, que diferencian el modelo de Grilli y Roubini (1992) de los de Lucas (1982) y Svensson (1985), implican que los tipos de interés aparecen como determinantes teóricos del tipo de cambio. En este caso se amortigua el componente estacional, pero el tipo de cambio teórico representa básicamente los diferenciales de los tipos de interés. Los tipos de interés con una elevada persistencia y volatilidad anulan el poder explicativo del resto de las variables y, por lo tanto, las mismas no parecen jugar papel alguno en la determinación del tipo de cambio.

Dados estos resultados, el resto de la Tesis propone y evalúa dos alternativas con el objetivo de incrementar la proximidad entre el proceso estocástico del tipo de cambio observado y el que se deriva del modelo económico:

1.-Se investiga la relación entre el tipo de cambio y los mercados bursátiles. Es posible que el mecanismo de propagación de los ciclos económicos puede estar cambiando ante la integración de los mercados de capitales y los modelos tradicionales no lo están recogiendo. Desde el punto de vista puramente estadístico, el proceso estocástico que muestran los rendimientos bursátiles es similar al del propio tipo de cambio. Las principales conclusiones que se obtienen son:

- i) La relación teórica entre el tipo de cambio y el rendimiento bursátil se obtiene a partir del modelo Grilli y Roubini (1992), pero en el que se sustituyen, como activos alternativos al dinero, los bonos del estado por acciones de empresas.
- ii) Cuando los rendimientos bursátiles participan en el proceso que genera las series temporales del tipo de cambio, se observa que estas presentan un componente estacional más suave que en los casos de Lucas (1982) y Svensson (1985). La volatilidad de los rendimientos bursátiles amortigua el componente estacional de los agregados macroeconómicos.
- iii) Ninguna de las series generadas se puede representar por un paseo aleatorio, proceso que caracteriza a la variable observada.

2.- Se propone un tratamiento específico del comportamiento de los agentes ante las fluctuaciones estacionales que presentan los agregados macroeconómicos. Si el tipo de cambio no presenta estacionalidad y es resultado de un proceso de equilibrio, en el que los agentes reaccionan ante las fluctuaciones en los agregados macroeconómicos, deben existir shocks estacionales en las preferencias que impliquen comportamientos estacionales en las decisiones de consumo e inversión.

Los modelos analizados sugieren las dificultades para tratar las fluctuaciones estacionales. Los agregados macroeconómicos presentan un comportamiento estacional muy importante, pero la literatura no ha ofrecido un tratamiento específico en el que las fluctuaciones estacionales sean consistentes con un modelo de determinación del tipo de cambio. El ajuste estacional se ha utilizado habitualmente sin considerar los errores de medida que tal procedimiento puede provocar y las conclusiones erróneas que se pueden derivar cuando se realizan los contrastes.

Los modelos de agente representativo basados en la optimización dinámica han sido diseñados para explicar las fluctuaciones cíclicas de las variables

económicas, ignorando las fluctuaciones estacionales. De esta forma, se renuncia a una importante fuente de información para entender los mecanismos de propagación dinámica dentro del análisis macroeconómico.

En esta situación, se plantea un modelo de equilibrio dinámico que considera explícitamente las fluctuaciones estacionales en las preferencias de los agentes. De esta forma, se obtiene una solución de equilibrio para el tipo de cambio. El análisis de las series simuladas en estas condiciones permite concluir que:

- i) Es posible obtener el tipo de cambio teórico como resultado de un proceso de optimización, en el que los agentes de forma racional tienen un comportamiento estacional cuando toman decisiones ante las fluctuaciones en los agregados macroeconómicos.
- ii) A partir de la expresión teórica del tipo de cambio y estimando los parámetros de la función de utilidad, se pueden generar series de esa variable sin el componente estacional.
- iii) Los resultados son especialmente favorables para la relación entre la libra y el dólar. En este caso, se encuentran tendencias comunes entre la variable simulada y la observada y con el signo esperado.

Por último, la elaboración de esta Tesis deja abiertas algunas cuestiones que constituyen la base de futuras investigaciones. Entre ellas destacan las siguientes:

- La valoración de la capacidad del ajuste de los modelos de equilibrio se ha fundamentado en la capacidad para replicar el proceso estocástico del tipo de cambio observado. Se podrían incorporar un rango más amplio de instrumentos para incrementar la precisión de la distancia basado, por ejemplo, en el análisis de los espectros de las series en las distintas frecuencias.
- Analizar en qué medida los modelos de valoración de activos denominados en divisas, que relacionan precios con la evolución de las variables fundamentales,

modificarían sus resultados cuando se consideran las funciones de utilidad con shocks estacionales.

- La nueva macroeconomía se fundamenta en los modelos de competencia monopolística con precios rígidos. No parece que estén, todavía, en condiciones para sustituir a los modelos de equilibrio como herramienta para explicar la evolución del tipo de cambio, pero un tratamiento riguroso como el que se ha realizado en esta Tesis puede constituir un complemento indispensable en el camino hacia la comprensión del complejo funcionamiento del mercado de divisas.

- A pesar del esfuerzo realizado, los economistas todavía tienen muy limitada información sobre la relación entre el tipo de cambio y los agregados macroeconómicos. Por lo tanto, es difícil pensar que los agentes racionales que participan en el mercado y que disponen de toda la información sobre los agregados puedan usarla de forma precisa para formar sus expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio. Hay fundadas razones para pensar que los agentes que participan en los mercados consideran más información que la que proporcionan los agregados macroeconómicos y que todos no la utilizan de la misma forma. Por lo tanto sería interesante analizar los modelos de tipo de cambio con agentes heterogéneos.

Bibliografía

- Abdalla, S. A. y Murinde, V. (1997). "Exchange rate and stock price interations in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines", *Applied Financial Economics*, 7, págs. 25-35.
- Abel, A. B. (1988). "Stock prices under time varying dividend risk: An exact solution in an infinite horizon general equilibrium model" *Journal of Monetary Economics* 22, págs. 375-393.
- Aghion, P., Bacchetta, P. y Banerjee, A. (2000). "A simple model of monetary policy and currency crises", *European Economic Review*, 44, págs. 728-738.
- Allen, H. L. y Kenen, P. B. (1980). *Asset Markets, Exchange Rates and Economic Integration: A Sythesis*, Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Altug, S. (1983). "Gestion lags and the business cycle: an empirical analysis, *Carnegie-Mellon Working Paper* , presentado en The Econometric Society meeting, Stanford University, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- Andersen, T. M. (1998), "Persistency in sticky price models", *European Economic Review*; 42, págs. 593-603.
- Anker, P. (1999). "Uncovered interest parity, monetary policy and time-varying risk premia", *Journal of International Money and Finance*, 18, págs. 835-851.
- Arrow, K. J. (1971). *Essays in the Theory of Risk-Bearanig*, North-Holland, Amsterdam.
- Artus, J. R. (1976). "Exchange rate stability and managed floating: the experience of the Federal Republic of Germany", *International Monetary Fund Staff Papers*, 23, págs. 312-333.
- Ayuso, J. y Restoy, F. (1992). "Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio", Documento de trabajo nº 9225, Banco de España.
- Bahmani-Oskooee, M. y Sohrabian, A. (1992). "Stock prices and the effective exchange rate of the dollar", *Applied Economics*, 24, págs. 459-464.
- Baillie, R. y Bollerslev, T. (1990). "A multivariate generalized ARCH approach to modeling risk premia in forward foreign exchange rate markets", *Journal of International Money and Finance*, 9, págs. 309-324.
- Backus, D. (1984). "Empirical models of exchange rate: Separating the wheat from the chaff", *Canadian Journal of Economics*, 17, págs. 824-846.
- Bakshi, G. y Chen, Z.
----- (1997). "Equilibrium valuation of Foreign Exchange Claims", *The Journal of Finance*, 52, págs. 799-826.
----- (1996). "Inflation, asset prices and the term structure of interest rates in monetary economies, *Review of Financial Studies*, 9, 241-275.
- Balassa, B. (1964). "The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economic*, 72, págs. 584-596.

- Basak, S. y Gallmeyer, M. (1999). "Currency prices, the nominal exchange rate, and security prices in a two country dynamic monetary equilibrium", *Mathematical Finance*, 9, págs. 1-30.
- Becker, G. y Stigler, G. (1977), "De Gustibus Non Est Disputandum", *American Economic Review*, 67, págs. 76-90.
- Bekaert, G. (1994). "Exchange rate volatility and deviations from unbiasedness in cash in advance model", *Journal of International Economic*, 36, págs. 29-52.
- Bekaert, G., Hodrick, R. J. y Marshall, D. A.
----- (1997). "Peso-Problem, Explanations for term structure anomalies", *NBER Working Paper*, nº 6147.
- (1990) "The implications of first-order risk aversion for asset market risk premiums", *Journal of Monetary Economics*, 40, págs. 3-39.
- Bertola, G. (1994). "Continuous-time models of exchange rates and intervention", en *the Handbook of International Macroeconomics*, editado por Van der Ploeg, F., Oxford, UK: Basil Blackwell.
- Bertola, G. y Caballero, R. J. (1992). "Target zones and realignments", *The American Economic Review*, 82, págs.520-536.
- Bett, C. y Devereux. M. (1997). "The international monetary transmission mechanism: A model of real exchange rate adjustment under pricing to market", mimeo, University of British Columbia/Hong Kong University of Science and University of Southern California.
- Bilson, J. F.
----- (1979b). "Recent developments in monetary models of exchange rate determination", *International Monetary Fund Staff Papers*, 26, págs. 201-223.
- (1979a). "The deutschmark dollar rate: a monetary analysis", en *Policies for Employment Prices and Exchange Rates*, editado por Brunner y Metzler, Amsterdam: North Holland, págs. 59-101
- (1978c). "The current experience with floating exchange rates: an appraisal of the monetary approach", *American Economic Association Papers and Proceedings*, 68, págs. 392-397.
- (1978b). "The monetary approach to the exchange rate: some empirical evidence", *International Monetary Fund Staff Papers*, 25, págs. 48-79.
- (1978a). "Rational expectations and the exchange rate", en *The Economics of Exchange Rates*, editado por Frenkel, J. y Johnson, H., Reading, Mass.: Addison-Wesley, págs. 75-96.
- Blanchard, O. J. (1979). "Speculative bubbles, crashes and rational expectations", *Economics Letters*, 3, págs. 387-389.
- Bleaney, M. y Mizen, P. (1996). "Nonlinearities in Exchange-Rate dynamics: evidence from five currencies, 1973-94", *The Economic Record*, 72, págs.

- 36-45.
- Bodnar, M. G. y Gentry, W. G. (1993). "Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan and the USA", *Journal of international Money and Finance*, 12, págs. 29-45.
- Bollerslev T., Chow, R. Y., Jayaraman, N. y Kroner, K. F. (1992). "ARCH Modeling in finance: a selective review of the theory and empirical evidence, with suggestions for future research" *Journal of econometrics*, 52, págs. 5-59.
- Branson, W. H.
- (1984). "Exchange rate policy after a decade of floating", en *Exchange Rate Theory and Practice*, editado por Bilson, J. F. y Marston, C., Chicago: University of Chicago Press.
- (1983). "Macroeconomic Determinants of real exchange risk", en *Managing Foreign Exchange Risk*, editado por Herring, R. J., Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- (1977). "Asset markets and relative prices in exchange rate determination", *Sozialwissenschaftliche Annales*, 1, págs. 69-89.
- (1976). "Portfolio equilibrium and monetary policy with foreign and non-traded assets", en *Recent Issues in International Economics*, editado por Chaasen, E. y Salin, P., Amsterdam: North Holland, págs. 241-250.
- Branson, W. H. y Halttunen, H. (1979). "Asset market determination of exchange rates: initial empirical and policy results", *Trade and Payments Adjustment Under Flexible Exchange Rates*, editado por Martin, J. P. y Smith, A., London: Macmillan, págs. 55-85.
- Branson, W. H., Halttunen, H. y Masson, P.
- (1979). "Exchange rates in the short run: some further results", *European Economic Review*, 12, págs. 395-402.
- (1977). "Exchange rates in the short run: the dollar deutsche mark rate", *European Economic Review*, 10, págs. 303-324.
- Buiter, W. H. y Miller, M. (1982). "Real exchange rate overshooting and the output cost of bringing down inflation", *European Economic Review*, 18, págs. 85-123.
- Burda, M. C. y Gerlach, S. (1992). "Intertemporal prices and the U.S. trade Balance", *American Economic Review*, 82, págs. 1234-1253.
- Calvo, G. A. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*; 12, págs. 383-398.
- Campa, J. Manuel y P.H. Kevin Chang, (1995) "Testing the expectations hypothesis on the term structure of volatilities in foreign exchange options", *The Journal of finance*, 50, págs. 529-547.
- Campbell, John, Y. I, "Intertemporal asset pricing without consumption data" *The American Economic Review*, 83, págs. 487-512.
- Canzoneri, M. B. y Dellas, H. (1995). "Monetary integration in Europe: implications

- for real interest rates, national stock markets”, en *Financial Liberalization and Macroeconomics Stability*, editado por Andersen, T. M. y Moene, K. O., Blackwell.
- Cao, M. (2001). “Systematic jump risk in a small open economy: simultaneous equilibrium valuation of options on the market portfolio and exchange rate”, *Journal of International Money and Finance*, 20, págs. 191-218.
- Cassel, G.
----- (1922). *Money and Foreign Exchange After 1914*, New York: Constable & Co
----- (1918). “Abnormal deviation in international exchanges”, *Economic Journal*, 28, págs. 413-415.
- Castro, F. y Novales, A. (1996). “The joint dynamics of spot and forward exchange rates”, mimeo, Universidad Complutense de Madrid.
- Chari, V. V., Kehoe, P. J. y McGrattan, M.
----- (2000). “Sticky price models of the business cycle: can the contract multiplier solve the persistence problem?”, *Econometrica*, 68, págs. 1151-1579.
----- (1998b) “Sticky price models of business cycle: Can the contract multiplier solve the persistence problem?”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report*, nº 217.
----- (1998a) “Monetary shocks and real exchange rates in sticky price models of international business cycles”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report*, nº 223.
----- (1996). “Can sticky price models generate volatile and persistence real exchange rates?”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report*, nº 223.
- Chinn, M. D. y Meese, R. A. (1995). “Banking on currency forecasts: How predictable is change in money”, *Journal of International Economics*, 38, págs. 161-178.
- Clarida, R. y Galí, J. (1994). “Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?”, *NBER Working Paper*, nº 4658.
- Copeland, M. y Copeland, T. (1998). “Leads, lags and trading global markets”, *Association for Investment, Management, and Research*, págs. 263-267.
- Cumby, R. E. y Obstfeld, M. (1984). “International interest rate and price level linkages under flexible exchange rates: a review of recent evidence”, *Exchange Rate Theory and Practice. National Bureau of Economic Research Conference Report Chicago and London*, editado por Bilson y Marston, University of Chicago Press, págs. 121-51.
- Cutler, D. M., Poterba, J. M. y Summers, L. H. (1990). “Speculative dynamics and the role of feedback traders”, *American Economic Review*, 80, 63-68.
- Danthine, J. y Donaldson, J. (1986). “Inflation and asset prices in an exchange economy”, *Econometrica*, 54, 585-605.
- De Miguel, M. y Olmeda, I. (2000). “Relación entre tipos de cambio y precios

- bursátiles”, *Actualidad Financiera*, Febrero, págs. 57-69.
- Devereux, M. B. (1997). “Real exchange rates and macroeconomics evidence and theory”, *Canadian Journal of Economics*, 40, págs. 773-808.
- Dooley, M. P. y Isard, P.
- (1987). “Country preferences, currency values and policy issues”, *Journal of Policy Modeling*, 9, págs. 65-81.
- (1983). “The Portfolio-Balance model of exchange rates and some structural estimates of the risk premium”, *International Monetary Fund Papers*, 30, págs. 683-702.
- (1982b). “The role of the current account in exchange-rate determination: a comment on Rodriguez”, *Journal of Political Economic*, 90, págs. 1291-1294.
- (1982a). “A portfolio-balance rational-expectations model of the dollar-mark exchange rate”, *Journal of International Economics*, 12, págs. 257-276.
- Dornbusch, R.
- (1983). “Real interest rates, home goods, and optimal external borrowing”, *Journal of Political Economy*, february, 91, págs. 141-153.
- (1976). “Exchange rate expectations and monetary policy”, *Journal of International Economics*, 6, págs. 231-244.
- (1976). “Expectations and exchange rate dynamics”, *Journal of Political Economy*, 84, págs. 1161-1176.
- Dornbusch, R. y Fischer, S. (1980). “Exchange rates and the current account”, *American Economic Review*, 65, págs. 960-971.
- Dutton, J. (1993). “Real and Monetary Shocks and risk premia in forward markets for foreign exchange”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, págs. 731-754.
- Eichenbaum, M. S., Hansen L. P. y Singleton, K. J. (1984). “A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty”, mimeo, Pittsburgh: Carnegie-Mellon University.
- Eichenbaum, M. S. y Evans, C. L. (1995). “Some empirical Evidence on the effects of shocks monetary policy on exchange rates”, *Quarterly Journal of Economics*, 110, págs. 975-1010.
- Einzig, P. (1970). *The History of foreign Exchange*, Londres, Macmillan.
- Engel, C.
- (1992b). “The risk premium and the liquidity premium in foreign exchange markets”, *International Economic Review*; 33, págs. 871-879.
- (1992a). “On the foreign exchange risk premium in a general equilibrium model”, *Journal of International Economics*, 32, págs. 305-319.
- Engle, R. F. and Kroner, K. F. (1995). “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric-Theory*, 11, págs. 122-150.
- Fama, E. F. (1984). “Forward and spot exchange rates”, *Journal of Monetary*

- Economics*, 14, págs. 319-338.
- Fleming, J. M. (1962). "Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates", International Monetary Fund, *Staff Papers*, 12, págs. 369-380.
- Flood, R. P. y Hodrick, R. J. (1990). "On testing for speculative bubbles", *Journal of Economic Perspectives*, 4, 85-101.
- Flood, R. P., Rose, A. K. y Mathieson, D. J. (1991). "An empirical exploration of exchange rate target zones", *Carnegie-Rochester Conf. Ser. Public Pol.*, 35, págs. 7-77.
- Flores, R. (1994). "Análisis del comportamiento de las cotizaciones reales en la bolsa de Madrid bajo la hipótesis de eficiencia", *Estadística Española*, 36, págs. 229-257.
- Frankel, J. A.
----- (1996). "Exchange rates and the single currency", en *The European Equity Markets*, editado por Steil, B., Capital Markets Institute, ECMI.
----- (1983). "Monetary and Portfolio-Balance models of exchange rate determination", en *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, editado por Bhandari, J. S. y Putman, B., Mass.: The MIT Press, págs. 84-115.
- Frankel, J.A. y Froot, K. A. (1988). "Chartists, fundamentalist and the demand for dollars", *Greek Economic Review*, 10, 49-102.
- Frankel, J. A. y Rose, A. K. (1995). "Empirical Research on Nominal Exchange Rates", en *Handbook of international economics*, volumen 3, Amsterdam; New York and Oxford: Elsevier, North-Holland, editado por Grossman y Rogoff págs. 1689-1729.
- Frenkel, J. A.
----- (1983). "Flexible exchange rates, prices and the role of news: Lessons from the 1970's", en *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, editado por Bhandari, J. S. y Putman, B., Cambridge, Mass.: The MIT Press, págs. 3-41.
----- (1978). "Purchasing Power Parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920's", *Journal of International Economics*, págs. 169-191.
----- (1976). "A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, págs. 200-224.
- Friend, I. y Blume, M. E. (1975). "The Demand for Risky Assets", *American Economic Review*, 65, págs. 900-922.
- Froot, K. A. y Rogoff, K. (1995). "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates" en *Handbook of international economics*, volumen 3, Amsterdam; New York and Oxford: Elsevier, North-Holland, editado por Grossman y Rogoff, págs. 1647-1688.
- Gavin, M. (1989). "The stock market and exchange rate dynamics", *Journal of*

- international Money and Finance*, 8, págs. 181-200.
- Giovannini, A. (1989). "Uncertainty and Liquidity", *Journal of Monetary Economics*, 23, págs. 239-258.
- Giovannini, A. y Jorion, P. (1989). "The time variation of risk and return in the foreign exchange and stock markets", *Journal of Finance*, 44, págs. 307-325.
- Golub, S. S. (1989). "Foreign-currency government debt, asset markets, and the balance of payments", *Journal of International Money and Finance*, 8, págs. 285-294.
- Goodhart, C. (1988). "The foreign exchange markets: A random walk with a dragging anchor", *Economica*, 55, págs. 437-460.
- Granger, C. W., Huang, B. y Yang, C. W. (1998). "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia flu", *Working Paper 98-09*, departamento de Economía, University of California, San Diego.
- Grice-Hutchinson, M. (1952). *The School of Salamanca*, Oxford, Clarendon Press.
- Grilli, V. y Roubini, N. (1992). "Liquidity and exchange rates", *Journal of International Economics*, 33, págs. 339-352.
- Haas, R. D. y Alexander, W. E. (1979). "A model of exchange rates and capital flows: The canadian floating rate experience", *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, 467-482.
- Hakkio, G. S. y Sibert, A. (1995). "The foreign exchange risk premium: it is real", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, págs. 301-317.
- Hansen, L. P. y Singleton, K. J. (1982). "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models", *Econometrica*, 50, n° 5, págs. 1269-1286.
- Hau, H. (2000) "Exchange rate determination: The role of factor price rigidities and nontradeables", *Journal of International Economics*, 50, págs. 421-447.
- Heston, S. y Rouwnhorst, D. G. (1994). "Does industrial structure explain the benefits of international diversification?", *Journal of Finance Economics*, 36, págs. 3-27.
- Hildreth, C. y 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, editado por Goel, P. y Zellner, A. Amsterdam y Oxford: North-Holland, distribuido en U.S. y Canada por Elsevier Science, New York, págs. 291-317.
- Hodrick, R. J. (1989). "Risk uncertainty, and Exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, 23, págs. 433-459.
- Hoffman, D. I. y Schlagnhauf, D. E. (1983). "Rational expectations and monetary models of exchange rate determination, an empirical examination", *Journal of Monetary Economics*, n° 11, págs. 247-260.
- Hu Xiaqiang. (1997) "Macroeconomic Uncertainty and risk premium in the foreign

- exchange market”, *Journal of International Money and Finance*, 16, nº5, págs. 699-718.
- Huang, R. D. (1981). “The monetary approach to exchange rates in an efficient foreign exchange market: test based on volatility”, *The journal of finance*, 36, págs. 31-41
- Isard, P.
----- (1995). *Exchange rates economics*, Cambridge University Press, págs. xvi, 275.
----- (1983). “Expected and unexpected changes in exchange rates: The roles of relative prices levels, balance of payments factors, interest rates and risk”, *International finance Discussion Papers*, 156, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Jimenez, J. A. y Peruga, R. (1999). “Incertidumbre macroeconómica y la prima de riesgo en el mercado de divisas”, *Documento de Trabajo de la Universidad Europea de Madrid*, 3/99
- Kaminsky, G. y Peruga, P.
----- (1991). “Credibility crises: the dollar in the early 1980s”, *Journal of International Money and Finance*, 10, págs. 170-192.
----- (1990). “Can a time-varying risk premium explain excess returns in the forward market for foreign exchange?”, *Journal of International Economics*, 28, págs. 47-70.
- Kareken, J. y 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.
- Kim, S. y Roubini, N. (2000). “Exchange anomalies in the industrial countries: a solution with a structural VAR approach”, *Journal of Monetary Economics*, 45, págs. 561-586.
- Kollman, R.
----- (1998). “International Financial Markets and business cycles: a general equilibrium approach with money and nominal rigidities”, mimeo, University of Paris XII
----- (1997), “The exchange rate in a dynamic optimizing current account model with nominal rigidities: a Quantitative investigation”, *International Monetary Fund Working Paper*, 97/7.
- Koray, F. y McMillin, W. D. (1999). “Monetary shocks, the exchange rate, and the trade balance”, *Journal of International Money and Finance*, 18, págs. 925-940.
- Kouri, P. J. (1976). “The exchange rate and the balance of payments in the short and in the long run: a monetary approach”, *Scandinavian Journal of Economics*, 78, págs. 280-304.

- Kouri, P. J. y Porter, M. G. (1974). "International Capital Flows and Portfolio Equilibrium", *Journal of Political Economic*, 82, págs. 443-467.
- Krasker, W. S. (1980). "The peso problem in testing the efficiency of forward exchange market", *Journal of Monetary Economic*, 6, págs. 269-276.
- Krugman, P. R.
- (1991). "Target zones and exchange rate dynamics", *Quarterly Journal of Economic*, 106, págs. 669-682.
- (1988) "Sustainability and the decline of the dollar", en *External deficits and the dollar: The pit and the pendulum*, editado por Holtham, G. y Hooper, R., Washington, D. C.: Brookings Institution, págs. 82-99.
- (1985). "Is the strong dollar sustainable", en *The U.S. Dollar: Recent Developments, Outlook and Policy Options*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, págs. 103-133.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations" *Econometrica*, 50, págs. 1345-1370.
- Kyle, A. F. (1985). "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica*, 53, 1315-1336.
- Lancaster, K. J. (1966). "A new approach to consumer theory", *Journal of Political Economic*, 74, págs. 132-157.
- Lane, P. R. (2001). "The new open Macroeconomics: A survey", *Journal of International Economics*, 54, n° 2, págs. 235-266.
- Lee, S. S. (1995). "Macroeconomic sources of time-varying risk premia in the structure of interest rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, págs. 549-569.
- Lewis, K. K.
- (1989). "Changing beliefs and systematic rational forecast errors with evidence from foreign exchange", *American Economic Review*, 79, págs. 621-636.
- (1988). "The persistence of the *Peso Problem* when policy is noisy", *Journal of International Money and Finance*, 7, págs. 5-21.
- Lindberg, H. y Söderlind, P. (1992). "Target Zones Models and Intervention Policy. The Swedish case", Sockholm: Institute for International Economic Studies, Seminar Paper N°496.
- Lothian, J. R. (1998). "Some new stylized facts of floating exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 17, págs. 29-39.
- Lucas, R. E. JR.
- (1990). "Liquidity and interest rates", *Journal of Economic Theory*, 50, págs. 237-264.
- (1982). "Interest rates and currency prices in a two-country world", *Journal of Monetary Economics*, 10, págs. 335-359.
- (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*; 46, págs.

- 1429-45.
- Lucas, R. E. JR. y Stokey, N. L. (1987). "Money and Interest in a cash in advanced economy", *Econometrica*, 55, págs. 491-513.
- Ma, Y. y Kanas, A. (2000). "Testing for a nonlinear relationship among fundamental and exchange rates in the ERM", *Journal of International Money and Finance*, 19, págs. 135-152.
- Macdonald, R. y Taylor, M. P. (1992). "Exchange rate economics: a survey", International Monetary Fund, Staff Papers, 39, págs. 1-57
- Macklen, T. R. (1991). "Forward exchange and risk premiums in artificial economies", *Journal of International Money and Finance*, 10, págs. 365-391.
- Mankiw, N. G. (1985). "Consumer durables and the real interest rate", *Review Economics and Statistic*, 67, 353-362.
- Mankiw, N. G., Rotemberg, J. J. y Summers, L. H. (1985). "Intertemporal substitution in macroeconomics", *Quarterly Journal Economic*, 100, págs. 225-251.
- Markowitz, H. M. (1959). *Portfolio Selection*, New York: Wiley.
- McCallum, B.T.
- (1994). "A reconsideration of the uncovered interest parity relationship", *Journal of Monetary Economics*, 33, págs. 105-132.
- (1983). "The role of overlapping generations models in monetary economics", *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, 18, 9-44.
- Meese, R. A. y Rogoff, K.
- (1983b). "The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification?", en *Exchange Rates and International Macroeconomics*, editado por Frenkel, J., Chicago, University of Chicago Press.
- (1983a). "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample", *Journal of International Economics*, 14, págs. 3-24.
- Meese, R. A. y Rose, A. K.
- (1991). "An Empirical Assessment of non-linearities in models of exchange rate determination", *Review of Economic Studies*, 58, págs. 603-619.
- (1990). "Nonlinear, nonparametric, nonessential exchange rate estimation", *American Economic Review*, 80, págs. 192-199.
- Mehra, R. y Prescott, E. C. (1985). "The Equity premium: a puzzle", *Journal of Monetary Economics*, 15, págs. 145-161.
- Metzler, L. A. (1951). "Wealth, saving and the rate of interest", *Journal of Political Economy*, 59, págs. 930-946.
- Miles, D. K. (1993). "Time-varying risk premia and bias in the foreign exchange markets", *Applied Financial Economics*, 3, págs. 217-230.
- Miron, A. J. (1986). "Seasonal fluctuations and the life cycle-permanent income model of consumption", *Journal of Political Economy*, 94, págs. 1258-1279.

- Moehrl, T. G. (1995). "Nondurables and services responsiveness in a nonlinear model: More evidence of binding borrowing constraints", *U.S. Bureau of Labor Statistics*, 202, págs. 606-690.
- Moore, M. J. y Roche, M. J. (2001). "Liquidity in the forward exchange market", *Journal of Empirical Finance*; 8, págs 157-170.
- Morley, B. (2002). "Exchange rates and stock prices: implications for European convergence", *Journal of Policy Modeling*, 24, págs. 523-526.
- Mundel, R. A.
- (1963). "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, págs. 475-485.
 - (1962). "The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability", *International Monetary Fund Staff Papers*, 12, págs. 70-79.
 - (1961c). "Flexible exchange rates and employment policy", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 27, págs. 509-517.
 - (1961b). "A theory of optimum currency areas", *American Economic Review*, 51, págs. 657-665.
 - (1961a). "The international disequilibrium system", *Kyklos*, 14, Fascículo 2, págs. 153-172.
 - (1960). "The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates", *Quarterly Journal of Economics*, 74, págs. 227-257.
- Mussa, M.
- (1979). "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 11, págs. 9-57.
 - (1976). "The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, págs. 229-248.
- Nam, J. H. (1994). "Seasonality and Habit Persistence in a Time-Nonseparable consumption-based asset pricing model", *International Economic Journal*, 8, págs. 57-69.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K.
- (2000). "The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?", *NBER, Macroeconomics annual*
 - (1995). "Exchange rate dynamics redux", *Journal of Political Economy*, 103, págs. 624-660.
- Officer, L. H. (1982). *Purchasing Power Parity and Exchange rates: Theory, Evidence and Relevance*, Greenwich, Conn.: JAI Press.
- Osborn, D. R. (1988). "Seasonality and habit persistence in a life cycle model of

- consumption”, *Journal of Applied Econometrics*, 3, págs. 255-266.
- Paxson, C. H. (1993). “Consumption and Income Seasonality in Thailand”, *Journal of Political Economy*, 101, págs. 39-72.
- Pope, P. P. y Peel, D. A. (1991). “Forward foreign exchange rates and risk premia –a reappraisal”, *Journal of International Money and Finance*, 10, págs. 443-456.
- Prescott, E. C. (1986). “Theory ahead of business-cycle measurement”, *Carnegie-Rochester Conference Ser. Public Policy*, 25, págs. 11-44.
- Rogoff, K.
- (1992). “Traded goods Consumption Smoothing and the random walk behavior of the exchange rate”, *Monetary and Economics Studies*, 10, págs. 1-29.
- (1979). “Expectations and exchange rate volatility”, tesis doctoral sin publicar, Massachusetts Institute of Technology.
- Roubini, N. y Grilli, R. (1995). “Liquidity models in open economies: theory and empirical evidence”, *NBER*, October, wp. 5313.
- Samuelson, P. A. (1964). “Theoretical notes on trade problems”, *Review of Economics and Statistics*, 46, págs. 145-154.
- Scott, A. (1996). “Consumption shifts and income shocks: extending the REPIH”, *Applied Economics discussion paper series*, June, nº 183, Institute of economics and statistics, Manor Road, Oxford.
- Sercu, P. y Uppal, R. (2000). *Exchange rate volatility, trade, and capital flows under alternative exchange rate regimes*, Cambridge; New York y Melbourne, Cambridge University Press, págs. xvii, 154.
- Singleton, K. J. (1990). “Specification and estimation of intertemporal asset pricing models”, *Handbook of Monetary Economics*, Volume I, editado por B. M. Friedman and F. H. Hahn.
- Smith, C. E.
- (1992b). “Stock market and exchange rate: a multi-country approach”, *Journal of Macroeconomics*, 14, págs. 607-629.
- (1992a) “Equities and the UK exchange rate”, *Applied Economics*, 24, págs. 327-335.
- Sosvilla-Rivero, S. “Asset-market models of exchange-rate determination: basic models, empirical evidence and extension, *Documento de Trabajo de la Universidad Complutense de Madrid (Facultad de CC.EE)*, Nº 9124.
- Stockman, A. C. (1980). “A theory of exchange rate determination”, *Journal of Political Economy*, 88, págs. 673-698.
- Stulz, R.
- (1986b). “Interest rates and monetary policy uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, 17, págs. 331-347.
- (1986a). “Asset pricing and expected inflation”, *Journal of Finance*, 41, págs. 209-223.

- Svensson, L. E. O
----- (1992). "An interpretation of recent research on exchange rate target zones", *Journal of Economic Perspectives*, 6, págs. 119-144.
- (1985b). "Money and Asset Prices in a Cash in Advance Economy", *Journal of Political Economy*, 93, págs. 919-944.
- (1985a). "Currency prices, terms of trade, and interest rates. A general equilibrium asset-pricing cash in advance approach", *Journal of International Economics*, 18, págs. 17-41.
- Svensson, L. E. O. y Winjbergen, S. (1989) "Excess capacity, monopolistic competition, and international transmission of monetary disturbances", *The economic Journal*, 99, págs. 785-805.
- Swanson, P. E. (1998). "Spot and Forward Exchange rates as predictors of future spot rates: trends in exchange market value and contribution of new information, *Journal of Economics and Finance*, Summer / Fall, págs. 129-138.
- Tauchen, G. (1986). "Statistical properties of Generalized Method-of-Moments estimators of structural parameters obtained from financial market data", *Journal of Business and Economic Statistics*, October, 4, págs. 397-416.
- Taylor, M. P. y Peel, D. A. (2000). "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, 19, págs. 33-53.
- Taylor, M. P.
----- (1995). "The economics of exchange rates", *Journal Economic Literature*, 33, nº1, págs 13-47.
- (1989). "Covered interest arbitrage and market turbulence", *Economic Journal*, 99, págs. 376-391.
- (1987). "Covered interest parity: a high-frequency high-quality data study", *Economica*, 54, 429-438.
- Tobin, J. (1992). "Liquidity preference as behavior towards risk", en *Risk Aversion and Portfolio Choice*, editado por Hester y Tobin, New York: Wiley, págs. 1-26.
- Tryon, R. W. (1983). "Small empirical models of exchange market intervention: A review of the literature", *Staff Studies*, 134, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Watson, M. W. (1993). "Measures of fit for calibrated models", *Journal of Political Economy*, 101, págs. 1011-1041.

Anexo 1

Anexo 2

I n c e r t i d u m b r e Macroeconómica y la Prima de Riesgo en el Mercado de Divisas

A2.1.- INTRODUCCIÓN

El proceso de transición hacia la moneda única europea ha venido jalonado por numerosos episodios de incertidumbre acerca del éxito final del proceso y de las monedas específicas que alcanzarían los requisitos necesarios para participar en la unión monetaria. Esta incertidumbre ha afectado de manera desigual a las diferentes monedas según el comporta-miento macroeconómico de sus respectivos países, llegando a ocasionar importantes ataques especulativos contra las monedas débiles del Sistema Monetario Europeo. Por tanto, la incertidumbre macroeconómica no sólo es capaz de afectar las expectativas sobre el valor futuro de las monedas, sino que también incrementa la volatilidad en los mercados de divisas y afecta al riesgo de las diferentes monedas. El objetivo del presente trabajo es desarrollar y contrastar empíricamente un modelo que caracterice la prima de riesgo en el mercado de divisas como una función explícita de la incertidumbre económica observable por los individuos.

Existen varios enfoques que ofrecen una explicación de la existencia de primas de riesgo en el mercado de divisas. Un primer enfoque es el ofrecido por los modelos de “Selección de Cartera”. Esta teoría supone que los individuos invierten su riqueza entre los diferentes activos internacionales con objeto de maximizar su rendimiento y minimizar el riesgo. El resultado habitual en este tipo de modelos (e.g. Frankel (1982)) es que la prima de riesgo depende directamente de la oferta de activos y de la aversión al riesgo de los inversores.

Un enfoque alternativo es el ofrecido por los modelos de valoración de activos internacionales que ligan el comportamiento de los mercados financieros al de los mercados de bienes. La versión más aceptada de este enfoque está basada en el modelo intertemporal de valoración de activos (MIVA) desarrollado por Lucas (1978) y Brock (1982). Según este modelo, el objetivo de la inversión financiera internacional es maximizar la utilidad esperada de la senda de consumo de individuos aversos al riesgo, sujetos a una restricción presupuestaria intertemporal. En equilibrio (Hansen y Hodrick (1983)), los inversores maximizan la utilidad esperada cuando la covarianza condicional entre la tasa marginal de sustitución intertemporal del dinero nacional y los beneficios de la especulación en activos financieros es igual a cero. Esta es la ecuación de Euler básica que caracteriza la indiferencia en la sustitución intertemporal en el consumo, sustitución que puede procurarse con cualquiera de los instrumentos financieros accesibles al inversor, lo que impone una restricción sobre sus rendimientos esperados en función de su riesgo (volatilidad del consumo futuro). En particular, dos de estos instrumentos son los contratos *spot* y los contratos *forward* en divisas. La condición de Euler para estos dos precios financieros es la base a partir de la cual se puede derivar una expresión explícita de la prima de riesgo, generalmente en términos de varianzas y covarianzas condicionales de las variables del modelo.¹ Sin embargo, para alcanzar esta expresión es preciso especificar

¹ En la medida en que el exceso de rendimiento en el mercado de divisas esté negativamente correlacionado con el consumo (negativamente correlacionado con la utilidad marginal del consumo) la inversión en

primero las preferencias de los inversores y el comportamiento estocástico de las variables del modelo.

Los diversos enfoques empíricos en el contraste de una prima de riesgo en el mercado de divisas fundamentan sus diferencias en la metodología para la estimación de los segundos momentos condicionales y en los supuestos estocásticos del modelo. En cuanto al primer aspecto, los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) propuestos por Engle (1982), y luego generalizados (ARCH-m, GARCH y MGARCH) por Engle, Lilien y Robins (1985), Bollerslev (1986) y Baba, Engle, Kraft y Kroner (1991), constituyen hoy el procedimiento habitual de estimación de varianzas y covarianzas condicionales. Sin embargo, no existe el mismo consenso en cuanto a los supuestos estocásticos del modelo. En general, podemos agrupar los trabajos empíricos sobre la prima de riesgo en tres grandes grupos.

En un primer grupo estarían trabajos como los de Domowitz y Hakkio (1985), Baillie y Bollerslev (1987), o el más reciente de Mallioropoulos (1995), en los que la prima de riesgo es solamente función de la volatilidad del tipo de cambio y para su contrastación se suelen emplear modelos GARCH-m univariantes. La justificación para este tipo de modelos es de orden puramente empírico. En general, los efectos ARCH suelen estar presentes en datos de alta frecuencia (diarios o semanales), y sólo los precios financieros se pueden observar con dicha frecuencia. Los resultados empíricos de este tipo de modelos no ofrecen evidencia significativa de la presencia de una prima de riesgo en los tipos forward.

Un segundo grupo de modelos explota empíricamente todas las implicaciones de la condición de Euler en el consumo intertemporal. Bajo el supuesto de lognormalidad en la distribución de las variables del modelo, la prima de riesgo es

divisas servirá como mecanismo de diversificación del riesgo en el consumo y los tipos forward incorporarán una prima de riesgo.

función de la varianza condicional del tipo de cambio, como en el primer grupo de modelos, y de algunas otras varianzas y covarianzas condicionales. Por ejemplo, Kaminsky y Peruga (1990) encuentran que la prima de riesgo depende de la varianza condicional de la depreciación del tipo de cambio y de las covarianzas de la depreciación del tipo de cambio con la tasa intertemporal de sustitución del consumo y con los cambios en el poder adquisitivo del dinero. Para contrastar esta formulación de la prima de riesgo es necesario estimar conjuntamente la ecuación de la prima de riesgo y las ecuaciones que dan lugar a los segundos momentos condicionales de interés mediante un procedimiento GARCH-m multivariante.

Finalmente, un tercer grupo de estudios extiende el procedimiento anterior teniendo en consideración que el tipo de cambio es una variable endógena que puede expresarse en función de las variables fundamentales del modelo. En general, el modelo de valoración de activos de Lucas da lugar a una ecuación monetaria del tipo de cambio, donde éste depende positivamente de la oferta monetaria y negativamente del nivel de producción o renta real. Por tanto, en la expresión de la prima de riesgo, los segundos momentos condicionales del tipo de cambio pueden ser sustituidos por los de las variables fundamentales, permitiendo caracterizar explícitamente la prima de riesgo como una función de la incertidumbre económica fundamental. Esta formulación de la prima de riesgo tiene una interpretación más intuitiva que las anteriores al reflejar de manera natural las causas económicas observables del riesgo percibido por los inversores. Hu (1997) presenta un modelo con estas características, en las que las variables fundamentales son la oferta monetaria y la producción industrial.

El objetivo del presente trabajo es doble. Siguiendo la estrategia de modelización mencionada en último lugar, en una primera etapa se desarrolla un modelo teórico para caracterizar explícitamente la relación entre la prima de riesgo y la incertidumbre macroeconómica. En nuestro modelo la incertidumbre surge de dos fuentes principales. Por un lado está lo que denominamos incertidumbre

macroeconómica fundamental, que se deriva del comportamiento estocástico de la economía. Esta incertidumbre queda reflejada a través de los componentes no anticipados (innovaciones) de la demanda de dinero y del nivel de producción real. Sin embargo, en contraste con trabajos anteriores, se incorpora al modelo otra fuente relevante de incertidumbre derivada de los posibles cambios en la política macroeconómica. Tenemos en mente el caso reciente de los países europeos que han debido adaptar sus políticas macroeconómicas para controlar la inflación y del déficit público, y así acceder a la moneda única.

La caracterización estocástica de esta segunda fuente de incertidumbre se asemeja a la del denominado “problema del peso” (vease Krasker (1980), Borensztein (1987), Lewis (1988) y Kaminsky y Peruga (1991). Supondremos que el gasto público viene caracterizado por un proceso estocástico binomial, y puede tomar dos posibles valores (política fiscal contractiva o expansiva) con probabilidades cambiantes en el tiempo p_t y $(1-p_t)$ respectivamente. En la medida en que el gasto público afecta negativamente al bienestar del sector privado (por ejemplo, vía déficit público), esta variable debe ser considerada relevante en la determinación de la prima de riesgo. En el escenario que estamos considerando, p_t pretende capturar la probabilidad de cumplimiento de los criterios de convergencia para el acceso a la moneda única, objetivo que en la mayoría de los países ha requerido la puesta en marcha de medidas de política macroeconómica específicas. Una vez caracterizado el modelo de la prima de riesgo que incorpora estas dos fuentes de incertidumbre, nos proponemos contrastarlo empíricamente en las relaciones bilaterales entre el franco francés, la libra esterlina, el marco alemán y la peseta española.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera. En la primera sección se desarrolla el modelo teórico que caracteriza la condición de Euler en el consumo a partir de la cual se obtiene una expresión de la prima de riesgo. En la segunda sección se obtienen las expresiones de la prima de riesgo a partir de los

supuestos acerca de las preferencias de los consumidores. En la tercera sección se caracteriza el comportamiento estocástico del modelo y se explica la metodología econométrica utilizada para la estimación de los segundos momentos condicionales y la ecuación de la prima de riesgo. La cuarta sección presenta los resultados del análisis empírico. Por último, se presenta un apéndice con las tablas y gráficos.

A2.2.- MODELO TEÓRICO

El modelo teórico que se utiliza en el presente trabajo se deriva directamente del propuesto por Lucas (1982). Se trata de un sencillo modelo de equilibrio general dinámico del que se obtiene primero la condición de optimalidad en el consumo intertemporal, y a partir de esta condición de Euler se derivan expresiones para los tipos de cambio *spot* y *forward* de equilibrio. Finalmente, se utilizan estas expresiones del tipo de cambio para caracterizar el exceso de rendimiento en la especulación en los mercados de divisas y la correspondiente prima de riesgo en los tipos *forward*.

El modelo considera un entorno con dos países (doméstico y extranjero) y dos bienes perecederos \mathbf{x}^D y \mathbf{x}^F . En cada periodo de tiempo los países reciben una dotación estocástica de un sólo tipo de bien. Por ejemplo, supondremos que en el periodo t el país doméstico (extranjero) recibe una dotación \mathbf{Y}_t^D (\mathbf{Y}_t^F) del bien \mathbf{x}^D (\mathbf{x}^F) y nada del otro bien. Por tanto, el vector $\mathbf{R}_t=(\mathbf{Y}_t^D, \mathbf{Y}_t^F)$ define el vector de estado para las dotaciones reales del sistema. Además, en cada país se utiliza una moneda de pago diferente, necesaria para la adquisición de sus respectivos bienes. En cada periodo los países reciben una dotación estocástica, \mathbf{M}_t^D y \mathbf{M}_t^F , de su correspondiente moneda, de forma que el vector $\mathbf{N}_t=(\mathbf{M}_t^D, \mathbf{M}_t^F)$ define el vector de estado para las dotaciones nominales del sistema. Supondremos que las dotaciones reales y los stocks monetarios siguen un proceso estocástico multivariante que especificaremos más adelante.

En cada país existe un consumidor representativo con idénticas preferencias que maximiza la siguiente función objetivo:

$$E_t \left[\sum_{s=t}^4 \beta^{s-t} U(c_{is}^D, c_{is}^F) \right] \quad 0 < \beta < 1 \quad , \quad (2.1)$$

donde c_{is}^D e c_{is}^F representan los consumos de los dos bienes \mathbf{x}^D y \mathbf{x}^F del agente representativo en el país i para el periodo s . La función de utilidad $U(*)$ se supone que está acotada, es continuamente diferenciable, creciente en ambos argumentos y estrictamente cóncava, siendo β un factor de descuento constante.

En el equilibrio, los agentes intentan diversificar el máximo riesgo consumiendo la mitad de las dotaciones de cada país (*pooling equilibria*).² En tal equilibrio, el precio relativo de \mathbf{x}^F en términos de \mathbf{x}^D (también llamado el tipo de cambio real, medido en unidades de \mathbf{x}^D por cada unidad de \mathbf{x}^F), \mathbf{p}_R , depende sólo del vector de estado real del sistema, \mathbf{R}_t , y viene dado por la siguiente condición de indiferencia en la sustitución intratemporal en el consumo,

$$p_{Rt} = \frac{U_F(Y_t^D/2, Y_t^F/2)}{U_D(Y_t^D/2, Y_t^F/2)} \quad , \quad (2.2)$$

donde se iguala el precio relativo a la tasa marginal de sustitución intratemporal.

Se supone que la economía está sujeta a una restricción de *cash in advance*. Al comienzo de cada periodo los consumidores reciben la dotación de dinero de su propio país, y dado que el dinero no produce utilidad directa, los consumidores lo

² La solución denominada *pooling equilibria* suele derivarse en un contexto de mercados financieros completos, en donde los agentes pueden asegurarse contra todo el riesgo diversificable intercambiando derechos sobre porciones equivalentes de toda producción futura. Sin embargo, en modelos con mercados incompletos el grado de diversificación del riesgo puede ser considerablemente menor, por lo que el volumen de intercambios entre países (comercio exterior) puede reducirse a niveles muy inferiores a los postulados en el modelo.

gastan todo en bienes. Sin embargo, para procurarse los bienes extranjeros necesitan primero intercambiar divisas mediante contratos *spot* o contratos *forward* a los correspondientes precios de equilibrio. Dado que los mercados de bienes están en continuo equilibrio, del anterior supuesto se deducen las siguientes relaciones para los precios nominales de los bienes:

$$\begin{aligned} P^D(R_t N_t) &= M_t^D / Y_t^D \\ P^F(R_t N_t) &= M_t^F / Y_t^F \end{aligned} \quad (2.3)$$

Estas expresiones representan las típicas ecuaciones derivadas de la teoría cuantitativa del dinero con velocidad unitaria.

Invirtiendo la definición del tipo de cambio real, a partir de las ecuaciones (2.2) y (2.3) se puede obtener la expresión del tipo *spot* de equilibrio que satisface el arbitraje en el mercado internacional de bienes (paridad del poder adquisitivo)

$$S_t = \frac{P^D}{P^F P_{Rt}} = \frac{M_t^D Y_t^F}{M_t^F Y_t^D} \cdot \frac{U_F(Y_t^D/2, Y_t^F/2)}{U_D(Y_t^D/2, Y_t^F/2)} \quad (2.4)$$

La ecuación (2.4) es típica de los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio, donde éste depende positivamente de la oferta de dinero y negativamente del nivel de dotaciones reales del país doméstico, siendo la relaciones con las variables del país extranjero las contrarias. Notese que S_t no es el tipo medio al que se intercambian los stocks de dinero de los dos países, M_t^D/M_t^F , sino el tipo marginal de intercambio bajo condiciones de equilibrio en el consumo.

Alternativamente, el intercambio de monedas se puede realizar mediante contratos *forward* que ofrecen la oportunidad a los consumidores de asegurarse contra la incertidumbre en el poder adquisitivo futuro de sus respectivas monedas. En el presente modelo suponemos que estos contratos tienen una duración de una unidad de tiempo y se adquieren al final de cada periodo. Por tanto, los contratos

forward determinan el reparto de monedas en el periodo siguiente. Para obtener el precio *forward* del tipo de cambio (en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera) se utiliza una condición de arbitraje similar a la de la paridad cubierta del tipo de interés.

Consideremos primero el precio en el periodo t de un contrato que garantiza con certidumbre una unidad de moneda nacional en el periodo $t+1$. Dadas las dotaciones monetarias y reales en el país doméstico en cada periodo, la cantidad de bien \mathbf{x}_{t+1}^D cuyo costo es una unidad de moneda nacional en el periodo $t+1$ viene dada por la expresión,

$$\frac{1}{P^D(R_{t\%l}, N_{t\%l})} = \frac{Y_{t\%l}^D}{M_{t\%l}^D} \cdot \pi_{t\%l}^D, \quad (2.5)$$

que captura el poder de compra de una unidad de moneda nacional en el periodo $t+1$. De acuerdo a nuestro modelo, cada una de las π_{t+1}^D unidades de \mathbf{x}_{t+1}^D producirán una satisfacción igual a su utilidad marginal, $U_D(1/2Y_{t+1}^D, 1/2Y_{t+1}^F)$, que debe ser descontada por el factor β para obtener la utilidad equivalente en el periodo t . Por tanto, el precio en términos reales de dicho contrato es la cantidad de bien \mathbf{x}_t^D que produce en el presente la misma utilidad esperada descontada que π_{t+1}^D unidades de bien \mathbf{x}_{t+1}^D . Es decir, el precio en unidades de \mathbf{x}_t^D de dicho contrato es, $\pi_{t+1}^D E_t[\beta U_D(1/2Y_{t+1}^D, 1/2Y_{t+1}^F)] / U_D(1/2Y_t^D, 1/2Y_t^F)$. Finalmente, la conversión a unidades nominales del precio de ese contrato se obtiene multiplicando esa cantidad real por el precio $P^D(R_t, N_t)$, o dividiendo por su inversa π_t^D . Por tanto, podemos afirmar que el precio en moneda nacional de un contrato que paga con certeza una unidad de moneda nacional en el periodo $t+1$ es:

$$b_t^D = \frac{E_t[\beta U_D(Y_{t\%l}^D/2, Y_{t\%l}^F/2)] \pi_{t\%l}^D}{U_D(Y_t^D/2, Y_t^F/2) \pi_t^D} \cdot E_t(q_{t\%l}^D). \quad (2.6)$$

De igual manera, podemos calcular el precio en moneda extranjera de un

contrato que garantice con certidumbre 1 unidad de moneda extranjera en el periodo $t+1$. Repitiendo la condición de arbitraje intertemporal con el bien \mathbf{x}^F , el precio de ese contrato es,

$$b_t^F = \frac{E_t[\beta U_F(Y_t^D/2, Y_t^F/2)] \pi_t^F}{U_F(Y_t^D/2, Y_t^F/2) \pi_t^D} \cdot E_t[q_{t+1}^F] \quad (2.7)$$

donde π_t^F es el poder adquisitivo de una unidad de moneda extranjera en términos de \mathbf{x}^F en el periodo t . En conclusión, los precios de los contratos en (2.6) y (2.7) se derivan como expectativas condicionales de las tasas marginales de sustitución intertemporal en la moneda doméstica y la moneda extranjera respectivamente.

Consideremos ahora dos estrategias inversoras alternativas. La primera consiste en invertir una unidad de moneda nacional en el contrato seguro en dicha moneda, cuyo rendimiento seguro es $1/b_t^D$. La segunda estrategia replica la paridad cubierta del tipo de interés y consiste en convertir la unidad de moneda nacional en moneda extranjera al tipo de cambio actual ($1/S_t$), invertir esa cantidad en un contrato sin riesgo en dicha moneda (cuyo rendimiento es $1/b_t^F$), para finalmente convertir a moneda nacional el resultado de la inversión mediante contratos *forward* en divisas al precio F_t^{t+1} . Si no existe otro riesgo en el mercado, que el derivado del comportamiento estocástico de las dotaciones, los inversores deben mostrarse indiferentes entre ambas estrategias, por lo que la condición de arbitraje implica la siguiente equivalencia,

$$\frac{1}{b_t^D} = \frac{F_t^{t+1}}{S_t b_t^F} \quad (2.8)$$

de donde sustituyendo b_t^D y b_t^F por sus valores en (2.6) y (2.7), se puede obtener finalmente la expresión del tipo de cambio *forward* de equilibrio:

$$F_t^{f\%d} = S_t \frac{E_t[q_{t\%d}^F]}{E_t[q_{t\%d}^D]} \quad (2.9)$$

Por último, podemos caracterizar la prima de riesgo en el mercado de divisas comparando los rendimientos esperados de inversiones en moneda extranjera con contratos *spot* y con contratos *forward*. Tomando expectativas condicionales sobre el tipo *spot* futuro S_{t+1} en (2.4) y restandole el valor del tipo *forward* F_t^{t+1} en (2.9), podemos obtener una medida del exceso de rendimiento en los contratos *forward*,

$$E_t[S_{t\%d}] - F_t^{f\%d} = E_t \left[\frac{M_{t\%d}^D Y_{t\%d}^F}{M_{t\%d}^F Y_{t\%d}^D} p_R(R_{t\%d}, N_{t\%d}) \right] - \frac{M_t^D Y_t^F}{M_t^F Y_t^D} \frac{E_t[q_{t\%d}^F]}{E_t[q_{t\%d}^D]} p_R(R_t, N_t) \quad (2.10)$$

La ecuación (2.10) indica que el exceso de rendimiento esperado de un contrato *forward* está determinado tanto por variables reales como por variables monetarias y, también, por las preferencias de los agentes que actúan como ponderaciones que determinan qué fuentes de incertidumbre macroeconómica, *shocks* reales o *shocks* nominales, se consideran más relevantes en ambas economías.

En general, el exceso de rendimiento (2.10) de los contratos *forward* será no nulo si las variables de estado real y nominal, \mathbf{R} y \mathbf{N} , son estocásticas, ya que en general $E_t[M_{t+1}^D / Y_{t+1}^D] \dots E_t[M_{t+1}^D] / E_t[Y_{t+1}^D]$. Por tanto, la prima de riesgo surge debido a la incertidumbre en las variables fundamentales del modelo. La incertidumbre capturada por el modelo descrito hasta ahora se corresponde a lo que hemos definido anteriormente como la incertidumbre económica fundamental; es decir, aquella ligada al comportamiento estocástico de la economía. Sin embargo, uno de nuestros objetivos consiste en incorporar al modelo otra fuente de incertidumbre ligada al comportamiento de la política macroeconómica gubernamental. Para ello, debemos introducir al gobierno en nuestro modelo.

Supongamos que existe en el país doméstico un gobierno que financia sus gastos con impuestos de cuantía fija. Este gasto se define en términos porcentuales de las dotaciones reales del país, $G_t = \delta_t Y_t$, donde δ_t puede variar en el tiempo. Por

tanto, el gasto público representa una nueva variable de estado del modelo cuya única consecuencia es reducir los recursos disponibles para el sector privado a $(1-\delta_t) Y_t$. Por conveniencia supondremos que el gobierno grava a sus residentes después de que se hayan fijado los precios y antes de que se proceda al intercambio de bienes entre países.³ Como consecuencia, las expresiones derivadas anteriormente sufren una pequeña modificación que consiste en la sustitución de Y_t por $(1-\delta_t) Y_t$. Por tanto, la expresión de la prima de riesgo sería la ecuación (2.10), donde los vectores de estado \mathbf{R}_t y \mathbf{R}_{t+1} se definen ahora como: $\mathbf{R}_t = ((1-\delta_t) \mathbf{Y}_t^D, \mathbf{Y}_t^F)$ y $\mathbf{R}_{t+1} = ((1-\delta_{t+1}) \mathbf{Y}_{t+1}^D, \mathbf{Y}_{t+1}^F)$.

A2.3.- MODELO EMPÍRICO

La expresión (2.10) derivada en la sección anterior es excesivamente genérica y por ello se hace difícil construir un contraste de la teoría sin añadir restricciones adicionales al modelo. En esta sección incorporamos al modelo tres tipos de supuestos que permiten alcanzar una formulación de la prima de riesgo empíricamente operativa. En primer lugar, plantearemos una alternativa a la propia noción de prima de riesgo con objeto de evitar algunos problemas prácticos. A continuación se consideran las preferencias de los consumidores, ya que la función de utilidad es parte integral de la expresión de la prima de riesgo. Finalmente, para la obtención de expresiones explícitas de la prima de riesgo en función de la incertidumbre macroeconómica será preciso hacer supuestos acerca del comportamiento estocástico de las variables del modelo.

³ Dependiendo de la secuencia de actuaciones, la política impositiva podría afectar a los precios y generar asimetrías en los consumos de los dos países.

A2.3.1- Definición operativa de la prima de riesgo

La definición de la prima de riesgo en (2.10) no es invariante ante cambios en las unidades de medida. En particular, está sometida al problema de la paradoja de Siegel debido a la desigualdad de Jensen.⁴ Es decir, el valor de esta expresión de la prima de riesgo varía según estemos midiendo el tipo de cambio en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera (S_t) o en unidades de moneda extranjera por unidad de moneda nacional ($1/S_t$). Para evitar este problema es usual en la literatura utilizar una definición de la prima de riesgo que incorpora una transformación logarítmica, ya que al ser la esperanza matemática un operador lineal, el cambio de unidades cambia el signo pero no su magnitud ($E_t [\ln(1/S_{t+1})] = -E_t [\ln(S_{t+1})]$). Por ejemplo, si representamos por s_{t+1} el logaritmo de S_{t+1}/S_t (la tasa de depreciación de la moneda nacional), y por f_t^{t+1} el logaritmo de F_t^{t+1}/S_t (la tasa de depreciación del seguro cambiario o “forward premium”), podemos definir la nueva medida de la prima de riesgo como $E_t [s_{t+1} - f_t^{t+1}]$. Esta medida está relacionada con la expresión de la prima de riesgo (2.10) de la siguiente manera. Utilizando la aproximación $\ln(x+1) \approx x$ cuando x es un valor pequeño, es fácil probar que $E_t [s_{t+1} - f_t^{t+1}] \approx E_t [(S_{t+1} - F_t^{t+1})/S_t]$.⁵ Es decir, la nueva formulación de la prima de riesgo es aproximadamente igual al exceso de rendimiento en el tipo *forward* expresado en términos porcentuales.

A2.3.2- Supuestos sobre la preferencias de los consumidores

Para seguir avanzando hacia una formulación contrastable de la prima de riesgo procedemos ahora a especificar la forma funcional de la utilidad de los consumidores. En particular, por conveniencia analítica elegimos una función de

⁴ La desigualdad de Jensen indica que, en general, para una variable aleatoria X , $E[1/X] \geq 1/E[X]$.

⁵ Utilizando la aproximación logarítmica se obtiene,

$$s_{t+1} - f_t^{t+1} \approx \ln(S_{t+1}/S_t) - \ln(F_t^{t+1}/S_t) = \ln\left(\frac{S_{t+1} - F_t^{t+1}}{S_t}\right) \approx \frac{S_{t+1} - F_t^{t+1}}{S_t}$$

utilidad de tipo Cobb-Douglas con la siguiente formulación,

$$U(c_{it}^D, c_{it}^F) = \frac{[(c_{it}^D)^\alpha (c_{it}^F)^{1-\alpha}]^{(1+\nu)}}{(1+\nu)} \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad 0 \leq \nu \leq 1, \quad (3.1)$$

donde ν es grado de aversión relativa al riesgo.⁶ Se trata de una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante sobre un índice de consumo Cobb-Douglas homogéneo de grado uno. Si $\nu=0$ los individuos son neutrales al riesgo y si $\nu=1$ la función de utilidad es logarítmica.

Utilizando esta expresión de la función de utilidad, junto con la ecuación (2.4) del tipo de cambio *spot* y se tiene en cuenta la política macroeconómica del gobierno, se puede obtener la siguiente expresión para la tasa de depreciación de la moneda doméstica:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{(1-\delta_{t+1})}{(1-\delta_t)} \frac{M_{t+1}^D}{M_t^D} \left(\frac{M_{t+1}^F}{M_t^F} \right)^{\frac{1}{\alpha}}. \quad (3.2)$$

Notese que debido a particularidades de la función Cobb-Douglas (homogénea de grado uno) y a la solución adoptada de *pooling equilibria*, en esta expresión de la tasa de depreciación no interviene el vector de estado para las dotaciones reales, aunque sí aparece la variable de política económica $(1-\delta_t)$. Bajo una función de utilidad Cobb-Douglas las dotaciones reales afectan al precio relativo y al índice de precios de igual manera pero en sentido inverso, por lo que sus efectos sobre el tipo *spot* se cancelan. Sin embargo, la variable de política macroeconómica δ_t sólo influye en el precio relativo, a través del efecto que tienen las dotaciones reales sobre la

⁶ La función de utilidad Cobb-Douglas es consistente con la solución de *pooling equilibria*, ya que no es posible el disfrute de un bien sin el consumo de cierta cantidad del otro. No obstante, se han analizado funciones de utilidad alternativas típicas, como por ejemplo, una función de utilidad separable isoelástica. Las expresiones de la prima de riesgo obtenidas bajo los diferentes supuestos acerca de las preferencias son cualitativamente similares, y por ello no se presentan en el texto.

utilidad marginal. Por construcción, esta variable no afecta al índice de precios, puesto que este depende de las dotaciones globales Y_t^D e Y_t^F . Por tanto, el efecto global de δ_t sobre el tipo de cambio no se anula como era el caso para las dotaciones reales.⁷

Para derivar una expresión análoga con el tipo de cambio *forward* debemos sustituir primero la función de utilidad (3.1) en las ecuaciones (2.6) y (2.7) que caracterizan las esperanzas matemáticas de las tasas marginales de sustitución intertemporal de las dos monedas, $E_t[q_{t+1}^F]$ y $E_t[q_{t+1}^D]$, y cuyo cociente es según (2.9) el *forward premium* o prima del seguro cambiario,

$$\frac{F_t^{f\&l}}{S_t} \cdot \frac{E_t[q_{t+1}^F]}{E_t[q_{t+1}^D]} = \frac{E_t \left[\beta \left(\frac{1+\delta_{t+1}}{1+\delta_t} \right)^{\alpha(1+\nu)} \left(\frac{Y_{t+1}^D}{Y_t^D} \right)^{\alpha(1+\nu)} \left(\frac{Y_{t+1}^F}{Y_t^F} \right)^{(1+\alpha)(1+\nu)} \left(\frac{M_{t+1}^F}{M_t^F} \right)^{\&l} \right]}{E_t \left[\beta \left(\frac{1+\delta_{t+1}}{1+\delta_t} \right)^{(\alpha+1)\&l} \left(\frac{Y_{t+1}^D}{Y_t^D} \right)^{\alpha(1+\nu)} \left(\frac{Y_{t+1}^F}{Y_t^F} \right)^{(1+\alpha)(1+\nu)} \left(\frac{M_{t+1}^D}{M_t^D} \right)^{\&l} \right]} \quad (3.3)$$

Finalmente, tomando la esperanza condicionada en (3.2) y restando la expresión anterior obtenemos la medida de la prima de riesgo propuesta en la sección A.3.1, $E_t[S_{t+1}/S_t] - F_t^{t+1}/S_t$.

A2.3.3- Supuestos sobre el comportamiento estocástico de las variables

Independientemente de la función de utilidad elegida, la expresión de la prima de riesgo contiene esperanzas condicionadas de productos de variables aleatorias. Bajo condiciones generales, los productos de variables aleatorias no tienen

⁷ Por ejemplo, supongamos que las dotaciones reales y nominales de los dos países, Y y M , son constantes en el tiempo. Según (2.3), esto implica que los índices de precios P^D y P^F , también serán constantes. Ahora, supongamos que la proporción de gasto público se incrementa en el tiempo, de manera que $\delta_{t+1} > \delta_t$. Este incremento del gasto público reduce la cantidad de bien x disponible para el consumo privado, y esta escasez reduce el precio relativo del x^F , p_R . Por tanto, el tipo de cambio *spot* disminuye causando una apreciación de la moneda nacional.

una distribución bien caracterizada que permita calcular sus esperanzas, por lo que se hace necesario incorporar al modelo restricciones sobre el comportamiento estocástico de las variables. Además, nuestro interés también se centra en encontrar formulaciones de la prima de riesgo que dependan de una manera inteligible de las principales fuentes de incertidumbre del modelo. Para ello será necesario caracterizar también el grado de dependencia estocástica entre dichas variables.

En lo que sigue consideraremos que las variables fundamentales del modelo tienen una distribución conjunta y, por tanto, no son necesariamente independientes.⁸ Sin embargo, por consideraciones de cálculo, sí que impondremos independencia entre las dos fuentes principales de incertidumbre, la que hemos llamado incertidumbre fundamental y la asociada a cambios en la política macroeconómica. A continuación especificamos los supuestos estocásticos acerca de cada una de estas dos fuentes de incertidumbre por separado.

A2.3.3.1- Comportamiento estocástico de las variables fundamentales

Siguiendo una larga tradición en esta literatura, supondremos que las tasas de variación de las variables fundamentales del modelo, M^D , M^F , Y^D e Y^F , tienen una distribución log-normal conjunta. Una variable aleatoria X tiene una distribución log-normal con parámetros (μ, σ^2) , si su logaritmo, $\ln(X)$, tiene una distribución Normal (μ, σ^2) . Por tanto, el supuesto de log-normalidad para las tasas de variación, X_{t+1}/X_t , no es un supuesto arbitrario, ya que en la mayor parte de las aplicaciones empíricas con variables económicas es habitual trabajar con las primeras diferencias de los logaritmos bajo el supuesto de normalidad, con objeto de eliminar los problemas de heterocedasticidad y no estacionariedad.

La distribución log-normal tiene propiedades analíticamente muy convenientes, en cuanto que simplifican el cálculo de las esperanzas de potencias o

⁸ El supuesto de independencia produce expresiones triviales de la prima de riesgo.

productos de variables log-normales. Por ejemplo, si $Z=X^\theta$ y X es log-normal (μ, σ^2) , entonces Z es log-normal $(\theta\mu, \theta^2\sigma^2)$, por lo que su esperanza es: $E(Z)=\exp(\theta\mu+\theta^2\sigma^2/2)$.⁹ Consideremos ahora dos variables aleatorias, X e Y , con una distribución log-normal conjunta, tal que sus logaritmos, $\ln(X)$ y $\ln(Y)$, siguen una distribución Normal con parámetros (μ_x, σ_x^2) y (μ_y, σ_y^2) respectivamente. La esperanza del producto de las dos variables tiene la siguiente expresión: $E[XY] = \exp(\mu_x+\mu_y+1/2\{\sigma_x^2+\sigma_y^2+2\sigma_{xy}\})$, donde σ_{xy} es la covarianza entre la dos variables normales.¹⁰ Este resultado es fácilmente generalizable a productos con más de dos variables log-normales.¹¹

A2.3.3.2- Comportamiento estocástico de la política macroeconómica

La segunda fuente de incertidumbre en nuestro modelo proviene de la posibilidad de que el gobierno cambie la magnitud del gasto público, afectando con ello a los recursos disponibles para el consumo privado. Como mencionamos anteriormente, suponemos que las decisiones de política económica son independientes del estado de la economía. Para modelizar el comportamiento estocástico de la política económica seguimos una estrategia similar a la del

⁹ $\ln(Z)=\theta\ln(X)$ es una variable aleatoria $N(\theta\mu, \theta^2\sigma^2)$. De ahí que según la expresión de la esperanza de una variable lognormal, $E(Z)=\exp(\theta\mu+\theta^2\sigma^2/2)$.

¹⁰ El logaritmo del producto, $\ln(XY)=\ln(X)+\ln(Y)$, tiene una distribución Normal con media, $\mu_x+\mu_y$, y varianza, $\sigma_x^2+\sigma_y^2+2\sigma_{xy}$, ya que es la suma de dos Normales. Por tanto, de las propiedades de la distribución lognormal se deriva que $E[XY]=\exp(\mu_x+\mu_y+1/2\{\sigma_x^2+\sigma_y^2+2\sigma_{xy}\})$.

¹¹ En general, si $Z=\prod X_i$ es el producto de k variables lognormales con parámetros (μ_i, σ_i^2) , $i=1,2,..k$, es fácil probar que,

$$E[Z] = \exp\left(\sum_{i=1}^k \mu_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}\right)$$

donde σ_{ij} es la covarianza entre las variables normales $\ln(X_i)$ y $\ln(X_j)$.

denominado “problema del peso”.¹² Consideramos que la política económica puede seguir dos regímenes posibles. En el primer régimen, que asociamos a una política macroeconómica expansiva, el gasto público representa una proporción δ_0 de la dotación real del país doméstico ($G_t = \delta_0 Y_t^D$), mientras que en el segundo régimen, que asociamos a una política macroeconómica restrictiva, esa proporción de gasto público disminuye hasta δ_1 ($G_t = \delta_1 Y_t^D$), con $\delta_0 > \delta_1$.

Inicialmente la economía se encuentra en el primer estado, caracterizado por δ_0 . Sin embargo, el mercado reconoce la posibilidad de que se produzca el cambio de política asignando en cada periodo t una probabilidad, p_t , a que se produzca la reforma en el siguiente periodo. Por tanto, podemos definir tal probabilidad como, $p_t = \text{Prob}(\delta_{t+1} = \delta_1 / I_t)$, donde I_t es el conjunto de información disponible hasta el periodo “ t ”. Esta probabilidad es cambiante en el tiempo, y su evolución dependerá del comportamiento de aquellos indicadores que los agentes consideren relevantes a la hora de prever las actuaciones futuras del gobierno. Recíprocamente, se define como, $1-p_t = \text{Prob}(\delta_{t+1} = \delta_0 / I_t)$, a la probabilidad de que el régimen expansivo se mantenga un periodo más. Por tanto, la esperanza condicionada de la variable (binomial) de política económica δ_{t+1} es, $E_t[\delta_{t+1}] = p_t \delta_1 + (1-p_t)\delta_0$.

A2.3.4- Expresiones de la prima de riesgo

Una vez especificado el comportamiento estocástico de las variables del modelo, estamos en condiciones de derivar expresiones explícitas de la prima de riesgo en función de las variables primitivas. Para obtener dichas expresiones basta con sustituir las esperanzas condicionadas que aparecen en las ecuaciones (3.2)-(3.3) por los valores apropiados a las características estocásticas de las diferentes variables.

¹² Para una caracterización de este fenómeno vease Borensztein (1987), Lewis (1988), y Kaminsky y Peruga (1991).

Para facilitar el cálculo de las expresiones de la prima de riesgo, representaremos en minúsculas las tasas de variación de las distintas variables. Así, $m_{t+1}^D = M_{t+1}^D / M_t^D$, $m_{t+1}^F = M_{t+1}^F / M_t^F$, $y_{t+1}^D = Y_{t+1}^D / Y_t^D$ e $y_{t+1}^F = Y_{t+1}^F / Y_t^F$, son variables aleatorias lognormales con parámetros $(\mu_{m_{t+1}^D}, \sigma_{m_{t+1}^D}^2)$, $(\mu_{m_{t+1}^F}, \sigma_{m_{t+1}^F}^2)$, $(\mu_{y_{t+1}^D}, \sigma_{y_{t+1}^D}^2)$ y $(\mu_{y_{t+1}^F}, \sigma_{y_{t+1}^F}^2)$, respectivamente. De igual manera, representamos por g_{t+1} la variable de política económica que mide la tasa de variación en las dotaciones reales disponibles para el consumidor, $g_{t+1} = (1 - \delta_{t+1}) / (1 - \delta_t)$. Esta variable aleatoria puede tomar dos valores: con probabilidad p_t (probabilidad de cambio de régimen) toma el valor $k = (1 - \delta_1) / (1 - \delta_0)$, y con probabilidad $1 - p_t$ (probabilidad de que se mantenga el mismo régimen) toma el valor $1 = (1 - \delta_0) / (1 - \delta_0)$.

Consideremos primero la expresión (3.2) para la tasa de depreciación del tipo cambio *spot*, que según la notación adoptada puede representarse como,

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{1 - \delta_{t+1}}{1 - \delta_t} \frac{M_{t+1}^D}{M_t^D} \left(\frac{M_{t+1}^F}{M_t^F} \right)^{\alpha} \cdot g_{t+1} m_{t+1}^D (m_{t+1}^F)^{\alpha} \quad (3.4)$$

Tomando ahora la esperanza condicionada del logaritmo de esta última expresión, bajo los supuestos estocásticos incorporados en la sección anterior, se obtiene,

$$E_t[\ln(S_{t+1}/S_t)] = E_t[\ln(g_{t+1}) + \alpha \ln(m_{t+1}^F) + \ln(m_{t+1}^D)] = \ln(k)p_t \alpha \mu_{m_{t+1}^D} + \mu_{m_{t+1}^F} \quad (3.5)$$

Con la expresión del *forward premium* en (3.3), procedemos de manera diferente. Bajo el supuesto de independencia estocástica entre variables fundamentales y variables de política económica y recurriendo a la notación simplificada en términos de tasas de cambio de las variables, se obtiene la siguiente expresión para el *forward premium*:

$$\frac{F_t^{\alpha}}{S_t} = \frac{E_t[q_{t+1}^F]}{E_t[q_{t+1}^D]} \cdot \frac{E_t \left[g_{t+1}^{\alpha(1+\nu)} \right] E_t \left[(y_{t+1}^D)^{\alpha(1+\nu)} (y_{t+1}^F)^{(1+\alpha)(1+\nu)} (m_{t+1}^F)^{\alpha} \right]}{E_t \left[g_{t+1}^{(\alpha+1)\alpha\nu} \right] E_t \left[(y_{t+1}^D)^{\alpha(1+\nu)} (y_{t+1}^F)^{(1+\alpha)(1+\nu)} (m_{t+1}^D)^{\alpha} \right]} \quad (3.6)$$

Sustituyendo las oportunas expresiones para las diferentes esperanzas condicionadas y después de algunas simplificaciones obtenemos,

$$\frac{F_t^{r\%d}}{S_t} = \frac{k^{\alpha(1\&v)} p_t^{\alpha(1\&p_t)}}{k^{\alpha(1\&v)\&1} p_t^{\alpha(1\&p_t)}} \exp(\mu_{m_{t\%d}^D} \& \mu_{m_{t\%d}^F}) \times \exp\left(\frac{1}{2} \sigma_{m_{t\%d}^F}^2 \& \frac{1}{2} \sigma_{m_{t\%d}^D}^2 \alpha(1\&v) (\sigma_{y_{t\%d}^D m_{t\%d}^F} \& \sigma_{y_{t\%d}^D m_{t\%d}^D}) \alpha(1\&\alpha) (1\&v) (\sigma_{y_{t\%d}^F m_{t\%d}^F} \& \sigma_{y_{t\%d}^F m_{t\%d}^D})\right), \tag{3.7}$$

donde, por ejemplo, $\sigma_{y_{t\%d}^D m_{t\%d}^F}$ representa la covarianza entre las variables normales subyacentes, $\ln(y_{t+1}^D)$ y $\ln(m_{t+1}^F)$. Finalmente, restando el logaritmo de la expresión (3.7) de la ecuación (3.4), obtenemos la formulación explícita de la prima de riesgo,

$$E_t[S_{t\%d} \& f_t^{r\%d}] = E_t[\ln(S_{t\%d}) \& \ln(F_t^{r\%d})] + \ln(k) p_t \& \ln\left(\frac{k^{\alpha(1\&v)} p_t^{\alpha(1\&p_t)}}{k^{\alpha(1\&v)\&1} p_t^{\alpha(1\&p_t)}}\right) \frac{1}{2} \sigma_{m_{t\%d}^D}^2 \& \frac{1}{2} \sigma_{m_{t\%d}^F}^2 \alpha(1\&v) (\sigma_{y_{t\%d}^D m_{t\%d}^F} \& \sigma_{y_{t\%d}^D m_{t\%d}^D}) \alpha(1\&\alpha) (1\&v) (\sigma_{y_{t\%d}^F m_{t\%d}^F} \& \sigma_{y_{t\%d}^F m_{t\%d}^D}). \tag{3.8}$$

A2.3.4.1 Interpretación de la prima de riesgo

La expresión empírica de la prima de riesgo obtenida en (3.8) contiene dos componentes diferenciados, que son la respuesta a las dos fuentes de incertidumbre incorporadas en el modelo. El primer término, asociado a la incertidumbre sobre la política macroeconómica, contiene términos no lineales en p_t de difícil interpretación intuitiva. Para entender mejor el comportamiento de la prima de riesgo ante variaciones en p_t , se ha simulado numéricamente dicha expresión para una serie de valores razonables de los parámetros característicos de la función de utilidad. El Gráfico 1 en el apéndice, presenta los resultados de tales simulaciones para una parametrización concreta de la función de utilidad Cobb-Douglas. En dicho gráfico también se representa la función $p_t(1-p_t)$, expresión proporcional a la varianza de la variable binomial elegida para representar el comportamiento estocástico de la

política fiscal.¹³ Se puede apreciar que para rangos razonables del coeficiente de aversión al riesgo, las dos representaciones son muy similares. Por tanto, incrementos en la probabilidad de cambio de régimen que incrementan la volatilidad de la variable binomial de política fiscal, incrementan la prima de riesgo.

Esta prima de riesgo es nula cuando p_t es 0 o 1 (certeza acerca del régimen fiscal) y es máxima para valores intermedios de p_t (máxima incertidumbre acerca del régimen fiscal). También debe notarse que como consecuencia de la no linealidad en la expresión de la prima de riesgo, el efecto de un aumento de p_t sobre la prima no siempre tiene el mismo signo. Para valores pequeños ($p_t < 1/2$), aumentos de la probabilidad aumentan la incertidumbre (volatilidad) de la política fiscal y, por lo tanto, tienen un efecto positivo sobre la prima, mientras que para valores grandes ($p_t > 1/2$), el mismo aumento en la probabilidad reduce la incertidumbre y la prima de riesgo.

Dados los resultados anteriores y ante la dificultad en estimar las expresiones no lineales de la prima de riesgo, se ha decidido aproximar dicho término por el producto $p_t(1-p_t)$. Por tanto, la formulación empírica de la prima de riesgo a estimar es,

$$E_t[s_{t\theta} \& f_t^{\theta}] = \Delta p_t(1\& p_t)(\delta_0 \& \delta_1)^2 \left[\frac{1}{2} \sigma_{m_{\theta}^D}^2 \& \frac{1}{2} \sigma_{m_{\theta}^F}^2 \right. \\ \left. \& \alpha(1\& \nu)(\sigma_{y_{\theta}^D}^D \& \sigma_{y_{\theta}^D}^F) \& \alpha(1\& \nu)(\sigma_{y_{\theta}^F}^F \& \sigma_{y_{\theta}^F}^D) \right] \quad (3.9)$$

donde Δ es un coeficiente de proporcionalidad. En esta nueva expresión, el signo esperado en el coeficiente del término lineal, p_t , es positivo, y el signo esperado en el coeficiente cuadrático, p_t^2 , es negativo. El segundo grupo de términos que aparecen en la ecuación de la prima de riesgo reflejan la respuesta ante la incertidumbre cíclica

¹³ La política presupuestaria del gobierno tiene la siguiente estructura $G_t = \delta_t Y_t^D$. δ_t es una variable aleatoria binomial que puede tomar dos valores: δ_1 con una probabilidad p_t y δ_0 con probabilidad $(1-p_t)$. La varianza de esta variable es: $\text{Var}(\delta_t) = p_t(1-p_t)(\delta_1 - \delta_0)^2$

de la economía y son función de las varianzas de las dotaciones nominales y reales, $\sigma_m^D, \sigma_m^F, \sigma_y^D$ y σ_y^F , y de sus covarianzas intranacionales, $\sigma_{y_{t\%}^D m_{t\%}^D}$ y $\sigma_{y_{t\%}^F m_{t\%}^F}$. Estos términos pueden ser explicados en base a su contribución a la volatilidad del poder de compra de las dos monedas, dadas las restricciones *cash in advance* que estamos suponiendo.¹⁴

Por ejemplo, un incremento en la variabilidad de las dotaciones nominales o reales del país doméstico, o una disminución de su covarianza, aumenta la volatilidad del poder de compra de la moneda nacional. Los consumidores extranjeros, aversos al riesgo, estarán dispuestos a pagar una prima para asegurarse el precio futuro de la moneda nacional a través de un contrato *forward*, haciendo que el tipo de cambio *forward*, F_t^{t+1} , medido en unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera, disminuya. Por contra, un incremento en la variabilidad de las dotaciones nominales o reales del país extranjero, o una disminución de su covarianza, aumentan la volatilidad del poder de compra de la moneda extranjera, por lo que los consumidores nacionales estarán dispuestos a pagar una prima por la moneda extranjera en los contratos *forward*, haciendo que el tipo de cambio *forward*, F_t^{t+1} , aumente.

Además de su incidencia en la volatilidad del poder de compra de las monedas, las covarianzas entre las dotaciones reales y nominales de los dos países, $\sigma_{y_{t\%}^D m_{t\%}^D}$, $\sigma_{y_{t\%}^F m_{t\%}^D}$, $\sigma_{y_{t\%}^D m_{t\%}^F}$ y $\sigma_{y_{t\%}^F m_{t\%}^F}$, influyen sobre la prima de riesgo a través de otro mecanismo. La expresión (3.3) para el *forward premium* nos indica que estas covarianzas influyen sobre la volatilidad de las tasas marginales de sustitución intertemporal de cada moneda. Según las expresiones (2.6) y (2.7), en la volatilidad de q_{t+1}^D y q_{t+1}^F influyen tanto la volatilidad del poder de compra de las monedas, π_{t+1}^D y π_{t+1}^F , como la volatilidad de la tasa marginal de sustitución intertemporal del

¹⁴ Si definimos la tasa de variación del poder de compra de la moneda nacional (inflación) como, $\pi_{t+1} = \ln(P_{t+1}^D/P_t^D)$, de la ecuación (2.3) es fácil derivar que la variabilidad del poder adquisitivo del dinero tiene la siguiente expresión: $\text{var}(\pi_{t+1}) = \text{var}(m_{t+1}^D) + \text{var}(y_{t+1}^D) - 2\text{cov}(m_{t+1}^D, y_{t+1}^D)$.

consumo. La oferta monetaria influye sobre el poder de compra de la propia moneda, mientras que las dotaciones reales de los dos países influyen sobre la tasa marginal de sustitución intertemporal del consumo a través de la utilidad marginal. Por tanto, la covarianza entre dotaciones nominales y reales afecta a la volatilidad de q_{t+1}^D y q_{t+1}^F .

Pongamos un ejemplo. Una disminución de la covarianza entre las dotaciones reales y la oferta monetaria del país extranjero aumenta la volatilidad de q^F .¹⁵ Supongamos ahora que existe un bono que paga con certidumbre una unidad de moneda extranjera en el siguiente periodo. En ausencia de aversión al riesgo, el precio de ese bono debe ser igual al valor esperado de la tasa marginal de sustitución intertemporal de la moneda extranjera. Sin embargo, el emisor del bono asume un riesgo, ya que puede valorar con certeza la utilidad derivada de la venta del bono en el presente, pero existe incertidumbre acerca de la cantidad de consumo futuro (medido en unidades de utilidad) que habrá de sacrificar para responder a su obligación financiera de remunerar con una unidad de moneda extranjera al comprador del bono. Por tanto, si el emisor del bono es averso al riesgo, exigirá una compensación o prima por el riesgo que asume. Esta prima, que será mayor cuanto mayor sea la volatilidad de la tasa marginal de sustitución intertemporal de la moneda extranjera, elevará el precio del bono y por tanto reducirá su tipo de interés implícito. Debido a la paridad cubierta del tipo de interés, la reducción del tipo de interés extranjero aumentará el tipo de cambio *forward*, F_t^{t+1} , reduciendo la magnitud de la prima de riesgo. Por tanto, el coeficiente de esa covarianza en la expresión de la prima de riesgo es positivo. Argumentos similares permiten explicar el signo de las distintas covarianzas en la expresiones de la prima de riesgo.

¹⁵ Notese que la variabilidad de los cocientes entre las dotaciones reales y la masa monetaria (Y/M) que aparecen en la expresión (3.3) dependen negativamente de la covarianza entre el numerador y el denominador.

A2.4.- ESTIMACIÓN Y CONTRASTE DEL MODELO EMPÍRICO

La ecuación para la prima de riesgo (3.8) incorpora en su expresión términos que representan los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales del modelo, las masas monetarias y los *output* reales de las dos economías, así como una medida de la probabilidad de cambio en la conducta de la política macroeconómica. En esta sección describimos la metodología que conduce finalmente al contraste empírico de la ecuación de la prima de riesgo. En primer lugar, explicaremos el procedimiento utilizado para caracterizar la probabilidad de cambio de régimen, p_t . En segundo lugar, describiremos la metodología seguida para estimar los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales del modelo. Finalmente, una vez estimadas las variables que configuran la expresión de la prima de riesgo, se plantea el procedimiento para su contraste empírico.

A2.4.1- Probabilidad de cambio de régimen

Aunque en el modelo teórico la probabilidad de cambio de régimen, p_t , se refiere de manera limitada a un cambio en el nivel de gasto público, en un contexto más general puede representar cualquier cambio de política macroeconómica, siempre que este cambio afecte eventualmente a los niveles y a la volatilidad de las variables fundamentales. En particular, para nuestra aplicación empírica al caso europeo tenemos en mente un proceso de convergencia hacia la moneda única que requiere el cumplimiento de una serie de criterios, y por tanto, la adecuación de la política macroeconómica a tales fines. El cálculo de esta probabilidad de convergencia debe reunir dos características principales. En primer lugar, el procedimiento de cálculo debe reconocer que se trata de una medida sintética del posible cumplimiento de múltiples objetivos de política económica, y en segundo lugar, debe estar basada en información pública observable por los agentes

económicos.

En el presente trabajo se ha elegido una aproximación empírica para determinar la probabilidad de transición, que aun no siendo totalmente satisfactoria presenta algunas indudables ventajas. Siguiendo criterios habituales en medios financieros, se considera que esta probabilidad es proporcional al diferencial de tipos de interés a largo entre los dos países.¹⁶ Este diferencial debe tender a cero si tanto el tipo de interés real como la inflación esperada convergen hacia unos objetivos comunes en los dos países. Lo más característico del comportamiento de los tipos a largo plazo es que dependen de manera crucial de las expectativas de los mercados acerca de las posibilidades que un país tiene de acceder a la UME. El mantenimiento de unas estrategias coherentes de reducción de la inflación y de consolidación fiscal es una condición necesaria para una reducción en los diferenciales de tipos de interés a largo plazo, estrategias que han de gozar de la credibilidad de los mercados.

A2.4.2- Especificación y estimación de los segundos momentos condicionales

La siguiente etapa necesaria para contrastar la validez empírica de las primas de riesgo teórica es obtener una medida de las varianzas y covarianzas condicionales de las variables fundamentales. Para estimar estos segundos momentos condicionales de una manera no trivial, seguiremos la estrategia más habitual en la literatura, y supondremos que sus valores son variables en el tiempo y que su dinámica puede ser aproximada por un modelo GARCH(p,q). Los modelos GARCH (Generalized

¹⁶ El cálculo básico es el siguiente. Sea DIF el diferencial de tipos de interés observado, DIF^{IN} el diferencial en caso de incorporación a la moneda única, y DIF^{OUT} el diferencial en caso de no incorporación a ella. Si p es la probabilidad de convergencia, entonces: $DIF = p DIF^{IN} + (1-p) DIF^{OUT}$. Si consideramos instrumentos financieros carentes de riesgo de país, como los swaps de tipo de interés, entonces podemos asumir que $DIF^{IN}=0$, por lo que despejando p obtenemos: $p = 1-DIF / DIF^{OUT}$. Finalmente, si suponemos que DIF^{OUT} es estable en el tiempo, la probabilidad de convergencia resulta una función inversa del diferencial observado.

Autorregressive Conditional Heteroskedasticity) planteados inicialmente por Engle (1982) y desarrollados posteriormente por sus discípulos Bollerslev, Kroner, Wooldrige, etc., plantean modelizar el vector de varianzas y covarianzas condicionales de una manera similar a como lo hacen los modelos VARMA para un vector de variables estacionarias.

Consideremos un vector $k \times 1$ de variables, X_t , cuya dinámica puede ser aproximada por un modelo VARMA (p, q) , $[I + \Phi(L)]X_t = [I + \Theta(L)]\varepsilon_t$, donde Φ y Θ son matrices polinomiales de orden $k \times k$ y ε_t sigue la distribución condicional, $\varepsilon_t | \mathcal{I}_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, H_t)$, siendo H_t la matriz $k \times k$ de varianzas y covarianzas condicionales. Si H_t sigue un proceso GARCH (p, q) su dinámica temporal se puede expresar como,

$$h_t = C_0 + C_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p A_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^q G_i h_{t-i} \quad (4.1)$$

donde $h_t = \text{vec}(H_t)$ es el vector de dimensión $s = k(k+1)/2$ que contiene los elementos distintos de la matriz de varianzas y covarianzas H_t , C_0 es el vector $s \times 1$ de elementos constantes en los segundos momentos, C_1 es la matriz $s \times m$ de coeficientes que acompañan a las m variables débilmente exógenas en los segundos momentos, z_t , las A_i son las p matrices $s \times s$ de coeficientes para los retardos de los productos cruzados de los residuos $\mu_{t-i} = \text{vec}(\varepsilon_{t-i}' \varepsilon_{t-i})$, y finalmente las G_i son las q matrices $s \times s$ de coeficientes para los retardos h_{t-i} de la variable dependiente.

En un modelo bilateral con cuatro variables endógenas (las dos ofertas monetarias y las dos producciones), el número de coeficientes a estimar en un sencillo modelo GARCH(1,1) para las varianzas y covarianzas condicionales es 210 ($s=10$), a todas luces excesivo. Para reducir la dimensionalidad del problema a niveles manejables imponemos dos restricciones adicionales: que las matrices A y G sean diagonales (h_{ijt} depende sólo de sus propios retardos y de los retardos de $\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}$) y la independencia internacional de las innovaciones (covarianzas entre países nulas).

Estas dos condiciones implican la estimación de dos modelos GARCH bivariantes diagonales por cada relación bilateral, lo que para un modelo GARCH(1,1) supone la estimación de sólo 18 parámetros frente a los 210 del modelo general. Además, estas restricciones presentan una ventaja adicional, ya que si estuviéramos investigando modelo bilaterales entre n países, se requeriría sólo la estimación de n modelos bivariantes, mientras que en el caso general sería preciso estimar $n(n-1)/2$ modelos tetravariantes, uno para cada una de las posibles relaciones bilaterales entre los n países.

Los modelos bivariantes para cada país caracterizan la dinámica conjunta de su masa monetaria y su *output* real mediante un VARMA bivalente. En general, estas variables contienen raíces unitarias y son heteroscedásticas, por lo que su modelización requiere una diferencia regular para conseguir su estacionariedad y la transformación logarítmica para atenuar su heteroscedasticidad. Si m_t e y_t representan los logaritmos de las primeras diferencias de la oferta monetaria y de la producción real, el modelo bivalente para la media tendría la siguiente representación,

$$\begin{pmatrix} m_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{10} \\ \varphi_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varphi_{11}(B) & \varphi_{12}(B) \\ \varphi_{21}(B) & \varphi_{22}(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_{t&1} \\ y_{t&1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta_{11}(B) & \theta_{12}(B) \\ \theta_{21}(B) & \theta_{22}(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t&1} \\ \varepsilon_{2t&1} \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

con

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} = \tilde{u} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, H_t' \begin{pmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{22t} \end{pmatrix} \right) \quad (4.3)$$

donde la longitud de los polinomios $\varphi_{ij}(B)$, $\Theta_{ij}(B)$ se determina usando algún criterio estadístico de selección de retardos. Finalmente, un modelo GARCH(1,1) para las varianzas condicionales, con restricciones de diagonalidad, tendría el siguiente formato,

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{12t} \\ h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{01} \\ c_{02} \\ c_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t\&1}^2 \\ \varepsilon_{1t\&1}\varepsilon_{2t\&1} \\ \varepsilon_{2t\&1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11t\&1} \\ h_{12t\&1} \\ h_{22t\&1} \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

equivalente a estimar tres modelos univariantes GARCH(1,1) para las tres varianzas y covarianzas condicionales del modelo,

$$\begin{aligned} h_{11t} &= c_{01} + g_{11}h_{11t\&1} + a_{11}\varepsilon_{1t\&1}^2 \\ h_{12t} &= c_{02} + g_{22}h_{12t\&1} + a_{22}\varepsilon_{1t\&1}\varepsilon_{2t\&1} \\ h_{22t} &= c_{03} + g_{33}h_{22t\&1} + a_{33}\varepsilon_{2t\&1}^2 \end{aligned}$$

Los parámetros de las ecuaciones (4.2)-(4.4) pueden ser estimados por máxima verosimilitud. Sin embargo, debido al alto coste de estimación de estos modelos, es conveniente realizar este proceso en varias etapas aproximativas, construyendo progresivamente las especificaciones de la media y de la varianza para así minimizar el número de especificaciones completas del modelo a estimar. Se empieza estimando un modelo VARMA homocedástico para la media, sobre cuyos residuos aplicaremos unos contrastes de multiplicadores de Lagrange para determinar si las varianzas y covarianzas condicionales de las innovaciones de la oferta monetaria y el *output* real en cada país presenta efectos GARCH¹⁷. En función de estos resultados se procede entonces a estimar cada modelo GARCH(1,1) bivariante.

El análisis empírico comienza con el estudio del grado de integración de las variables del modelo. Para ello aplicamos una serie de contrastes secuenciales recientemente desarrollados por Peruga y Fernandez (1997), siguiendo una propuesta de Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), para determinar la presencia o no de raíces unitarias y la posible inestabilidad tanto en la tendencia estocástica como en la propia raíz unitaria. Una vez determinado el número de diferencias necesarias para alcanzar la estacionariedad, procedemos a intervenir los posibles valores atípicos en las variables fundamentales del modelo, ya que éstos pueden introducir sesgos

¹⁷ Si la covarianza entre oferta monetaria y *output* es nula, sólo es necesario estimar modelos GARCH univariantes para cada variable por separado.

significativos en la estimación de los segundos momentos condicionales que caracterizan a la prima de riesgo.

El siguiente paso consiste en especificar la dinámica de retardos del modelo VARMA bivalente para las variables fundamentales, modelo base para la estimación de los segundos momentos condicionales. Esto se logra usando criterios multivariantes de selección de retardos como el AIC de Akaike, el criterio de Hannan y Quinn o el criterio de Schwarz. Una vez elegido el retardo máximo, se estima el modelo VARMA y se procede a purgar todos aquellos retardos cuyos coeficientes no son suficientemente significativos con objeto de aliviar el coste de estimación en el modelo final. Una vez estimado el modelo para la media, se utilizan sus residuos para calcular contrastes de heteroscedasticidad condicional basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange. Finalmente, con la especificación elegida para la media del vector bivalente y la información sobre la posibles efectos ARCH proporcionada por los contrastes de heteroscedasticidad, pasamos a especificar el modelo bivalente GARCH más apropiado.

A2.4.3- Contraste del modelo de la prima de riesgo

Para finalizar, una vez se han obtenido medidas aproximadas para la probabilidad de cambio de régimen, p_t , y para las varianzas y covarianzas condicionales de las variables fundamentales, h_{ijt+1} , podemos utilizarlas para contrastar la expresión de la prima de riesgo (3.9). Dado que no todos los momentos condicionales de segundo orden son variables en el tiempo, se incorpora a la regresión un término constante. Dado que las variables fundamentales se miden de manera distinta en cada país, sus volatilidades no son directamente comparables, por lo que no es posible estimar el modelo bajo las restricciones de simetría internacional. Por tanto, sólo se estima la versión sin restringir del modelo que incorpora todos los momentos condicionales por separado. En ella, el contraste de

las hipótesis se limita a la significatividad y el signo de los parámetros estimados. Las ecuaciones se estiman individualmente por MCO y se les aplica los contrastes de especificación habituales.

A2.5.- CONTRASTE EMPÍRICO DE LA PRIMA DE RIESGO

En esta sección se contrasta empíricamente la expresión de la prima de riesgo derivada en los apartados anteriores. Para esta aplicación se han elegido las seis relaciones bilaterales existentes entre la peseta, el marco alemán, la libra esterlina y el franco francés. El periodo elegido para el análisis se inicia el 1 de Enero de 1986 tras la adhesión de España a la Comunidad Económica Europea (CEE), paso formal que abrió la posibilidad de pertenecer posteriormente a la moneda única, y termina en Abril de 1998, ya que en la primera semana de Mayo de 1998 el Consejo Europeo anunció las monedas que se incorporaban al área Euro el 1 de Enero de 1999.

En los últimos seis años, el proceso de convergencia ha impuesto restricciones importantes en la conducta de la política macroeconómica, tanto monetaria como fiscal. Las oscilaciones económicas vividas en los países industrializados durante la última década (incertidumbre fundamental) y los cambios de política económica experimentados por los países europeos, orientados al control de la inflación y el déficit público (incertidumbre en la política gubernamental), hacen de este periodo un escenario ideal para contrastar el modelo de la prima de riesgo derivado en este trabajo.

Esta sección está organizada de la siguiente manera. En primer lugar, se describen los datos empleados y a continuación se estudian sus características univariantes: estabilidad y grado de integración. Posteriormente, se utilizan modelos GARCH bivariantes para obtener estimaciones de los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales. Finalmente, se contrastan las diferentes versiones de los modelos de la prima de riesgo para cada una de las relaciones

bilaterales de las monedas objeto de estudio.

A2.5.1- Descripción de los datos

Los datos utilizados tienen frecuencia mensual y corresponden a cuatro países: España (ESP), Alemania (ALE), Francia (FRA) y Reino Unido (RU). En datos mensuales, la variable disponible más adecuada para medir la actividad real es el índice de producción industrial (IPI) y el agregado monetario usado es M2. El periodo muestral utilizado para estas dos variables se extiende desde 1986:1 a 1998:04. Los datos para el IPI se han obtenido de la Dirección general de Previsión y Coyuntura (DGPC) que elabora el Ministerio de Economía y Hacienda y los datos de M2 provienen de las Estadísticas Financieras Internacionales publicadas por el Fondo Monetario Internacional, estando ambas variables desestacionalizadas.

Para el cálculo de las probabilidades de convergencia se utilizan los tipos de interés de los swaps, ya que estos tipos no se ven afectados por el llamado “riesgo de país”. Se han utilizado tipos de interés swaps a 3 años para todos los países. El periodo muestral utilizado para estos tipos de interés se extiende desde 1992:1 a 1998:04. Los tipos de interés de los swaps han sido obtenidos de *Data Stream*. Finalmente, los tipos de cambio *spot* y *forward* entre las diferentes monedas europeas se han calculado mediante arbitraje triangular a partir de sus tipos de cambio contra el dolar USA. Estas variables representan el valor (en unidad de moneda nacional por unidad de moneda extranjera) correspondiente al último día del mes y han sido proporcionados por el Banco de España. La muestra se extiende desde 1986:01 1998:04.

A2.5.2- Orden de integración de las variables

En esta sección se presentan los resultados correspondientes a la aplicación

de varios contrastes de raíces unitarias a cada una de las variables utilizadas en el presente estudio. Los contrastes utilizados son el tradicional test de Dickey-Fuller aumentado, ADF, y tres contrastes secuenciales derivados a partir de este, InfADF y MeanADF, que fueron inicialmente propuestos por Zivot y Andrews (1992), Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), y recientemente ampliados por Peruga y Fernandez (1997). Estos contrastes secuenciales son más robustos y potentes que el ADF en presencia de inestabilidades tales como cambios en la tendencia o valores atípicos.

La Tabla 1 que aparece en el Apéndice presenta los resultados de aplicar estos contrastes a los niveles y a las primeras diferencias de las distintas variables. Las variables que miden el exceso de rendimiento en los contratos *forward* (PRM(Pts/Dm), PRM(Pts/Ff), PRM(Pts/°), PRM(Ff/Dm), PRM(°/Ff) y PRM(°/Dm)) están definidas como $\ln(S_{t+1}) - \ln(F_t^{t+1})$, siendo todas ellas estacionarias. El resto de las variables, los diferenciales de interés Swaps a tres años (DTI(Esp/Ale), DTI(Esp/Fra), DTI(Esp/Ru), DTI(Fra/Ale), DTI(Ru/Ale) y DTI(Ru/Ale)) las producciones industriales (IPIALE, IPIESP, IPIFRA e IPIRU) y las ofertas monetarias (M2ALE, M2ESP, M2FRA y M2RU), son todas I(1). La hipótesis nula se rechaza para la variable M2RU en niveles, pero este rechazo es espureo debido a la concavidad de las series.

De estos resultados se deduce que las variables fundamentales en nuestro estudio deben ser diferenciadas en el modelo de la varianza condicionada. Por otro lado, la no estacionariedad de las series del diferencial del tipo de interés no parece consistente con una prima de riesgo estacionaria. Sin embargo, este resultado puede ser debido a la suavidad de la serie y a lo reducido de la muestra.¹⁸

¹⁸ En muestras más amplias, el diferencial de tipos de interés presenta más evidencia de estacionariedad.

A2.5.3 - Análisis de la presencia de atípicos en las series

Para llevar a cabo las estimaciones de los modelos GARCH es necesario tener en cuenta la influencia que pueda tener la presencia de observaciones anómalas en los datos. Previamente a la estimación multivariante, se ha llevado a cabo un detallado tratamiento de la series de IPI y M2 para los cuatro países, utilizando el programa econométrico TASTE¹⁹, que permite estimar de forma eficiente el efecto de cualquier factor determinista (impulsos, escalones) sobre la evolución de las variables. La variable que hemos utilizado como medida de la evolución monetaria, M2, presenta varias observaciones atípicas, especialmente en Alemania debido al proceso de unificación. Por contra, el IPI no presenta un número excesivo de datos anómalos en ninguno de los países analizados.

La medida de la prima de riesgo, construida como la diferencia entre el tipo de cambio *spot* y el tipo *forward*, presenta datos atípicos de forma sistemática, sobre todo en las relaciones bilaterales de la peseta, ya que esta moneda ha sufrido algunas devaluaciones pronunciadas durante el periodo. Consideramos que estas devaluaciones son en gran medida no anticipadas, por tanto, no son recogidas por los tipos *forward* ni a través de su función predictora ni a través de la prima de riesgo implícita en ellos. Las intervenciones se han realizado en las siguientes fechas: septiembre de 1992 (se devalúa la peseta un 5%), octubre de 1992 (la devaluación es de un 6%) y marzo de 1995 (la devaluación asciende a un 7%). También se producen fuertes ataques especulativos contra la peseta en abril de 1993, hecho que se pone de manifiesto al observar la variable durante este periodo. En las relaciones bilaterales en las que participa la libra (peseta/libra, libra/marco y libra/franco) nos encontramos con un dato anómalo en septiembre de 1992, fecha en la que el gobierno británico decide sacar temporalmente la libra esterlina del Sistema Monetario Europeo (SME). Puesto que la intervención parece estar justificada por los hechos

¹⁹ TASTE es un programa econométrico diseñado para análisis univariante de series temporales. El proceso de estimación lo realiza por máxima verosimilitud exacta.

relevantes que hemos descrito, la variable que utilizamos en las estimaciones definitivas están corregidas de estos efectos. De esta manera, evitamos que buena parte del poder explicativo del modelo de la prima de riesgo pueda estar inducido por las observaciones anómalas en los datos.

A2.5.4- Estimación de las Varianzas y Covarianzas Condicionales

La siguiente etapa en este estudio empírico es la estimación de los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales que forman parte de las expresiones de la prima de riesgo. Para ello utilizamos modelos GARCH bivariantes, en los que se modelizan conjuntamente las primeras diferencias de los logaritmos de la oferta monetaria y la producción industrial de cada país, corregidos de valores atípicos. La estimación de estos modelos se ha realizado por máxima verosimilitud exacta, utilizando el programa E4 desarrollado por Terceiro et al. (1997).²⁰

En una primera etapa se estimaron las funciones de autocorrelación (ACF) y de autocorrelación parcial múltiple (PACF), y se calcularon algunos criterios de selección de retardos como el AIC de Akaike, el criterio de Hannan y Quinn, y el criterio de Schwarz, para determinar correctamente la estructura de la media del vector bivalente $(\ln(m_t), \ln(y_t))$. El resultado de este proceso es la identificación de un modelo VARMA (1,1) para España, un VAR(3) en Alemania, un VAR(2) regular y VAR(1) estacional para el Reino Unido, y en Francia identificamos un VAR (3) en la parte regular con un VAR(2) estacional. Cualquiera de las anteriores especificaciones encaja dentro de la siguiente representación general:

²⁰ E4 es una toolbox preparada para trabajar con el programa MATLAB, diseñada para la estimación de modelos muy generales representables en forma de espacio de los estados. El procedimiento de optimización numérica está basado en las técnicas descritas por Dennis y Schnabel (1983). El algoritmo utilizado es el propuesto por Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (BFGS).

$$\begin{aligned}
 & \left(I \begin{bmatrix} \phi_{11}^1 & \phi_{12}^1 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 \end{bmatrix} B \begin{bmatrix} \phi_{11}^2 & \phi_{12}^2 \\ \phi_{21}^2 & \phi_{22}^2 \end{bmatrix} B^2 \begin{bmatrix} \phi_{11}^3 & \phi_{12}^3 \\ \phi_{21}^3 & \phi_{22}^3 \end{bmatrix} B^3 \right) \left(I \begin{bmatrix} \Phi_1^1 & 0 \\ 0 & \Phi_2^1 \end{bmatrix} B^{12} \begin{bmatrix} \Phi_1^2 & 0 \\ 0 & \Phi_2^2 \end{bmatrix} B^{24} \right) \begin{pmatrix} \Delta \ln(m_t) \\ \Delta \ln(y_t) \end{pmatrix} \\
 & \cdot \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} I \begin{bmatrix} \theta_{11}^1 & \theta_{12}^1 \\ \theta_{21}^1 & \theta_{22}^1 \end{bmatrix} B \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}, \quad (5.1)
 \end{aligned}$$

Los resultados de la estimación de la ecuación (5.1) para los cuatro países se presentan en la Tabla 2. En esta tabla podemos observar que muchos parámetros no son significativos. Para evitar un excesivo coste de cálculo en la estimación de los modelos GARCH, se ha procedido a purgar de la especificación inicial todos aquellos retardos con un nivel de significación bajo (estadístico t inferior a 1.10). La Tabla 3 presenta los resultados para los mismos modelos bajo las restricciones nulas en los parámetros purgados. Comparando los resultados de las Tablas 2 y 3 se puede observar que los valores de los coeficientes, su significatividad y el valor del logaritmo de la función de verosimilitud apenas varían al imponer las restricciones.

Al final de la Tabla 3 se consignan los valores de los contrastes de heteroscedasticidad condicional, basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange (LM), calculados sobre los residuos que se obtienen de la estimación de modelo de la media. Así, LM_i(j) es el valor del estadístico LM para la serie de residuos *i* (1=M2, 2= IPI), con *j* retardos. El valor Q-ST(j) es el estadístico de Ljung-Box de la correlación de orden *j* de la serie que se obtiene del producto cruzado entre los residuos. Las regresiones con un sólo retardo sirven para indicar la posible presencia de efectos ARCH, mientras que las regresiones con 4 retardos pueden indicar la posible presencia de efectos más persistentes de tipo GARCH. Los resultados señalan la presencia de heteroscedasticidad condicional de tipo GARCH en la varianza de las ofertas monetarias de Francia y del Reino Unido, y en la covarianza entre la oferta monetaria y la producción industrial de Francia.

Los resultados que arrojan los contrastes de heteroscedasticidad condicional permiten continuar el análisis empírico con la estimación de modelos GARCH bivariantes. La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo GARCH

(1,1) más adecuado a cada país, en los que además de las restricciones nulas sobre los parámetros de la media condicional se han incorporado también las oportunas restricciones nulas sobre los parámetros de la varianza condicional. Para llegar a esta especificación final se ha seguido un proceso secuencial en el que se ha incrementado progresivamente la complejidad del modelo de la varianza para garantizar la convergencia del proceso de estimación.

El programa econométrico utiliza una representación alternativa de la ecuación (4.4) obtenida a través de una transformación de las variables, de forma que el modelo GARCH (1,1) se puede reinterpretar como un VARMA (1,1). Por ello, las estimaciones proporcionadas por el programa E⁴ están relacionadas con las del modelo original de la siguiente manera,

$$\left(I \otimes \begin{bmatrix} a_{11}g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22}g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33}g_{33} \end{bmatrix} B \right) \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t\&1}^2 \\ \varepsilon_{1t\&1}\varepsilon_{2t\&1} \\ \varepsilon_{2t\&1}^2 \end{pmatrix} \cdot \begin{bmatrix} V_{11} \\ V_{21} \\ V_{22} \end{bmatrix} \otimes \left(I \otimes \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} B \right) \begin{pmatrix} v_{11t} \\ v_{21t} \\ v_{22t} \end{pmatrix} \quad (5.2)$$

Como se puede observar, en el modelo (5.2) se obtienen estimaciones de la suma $a_{ii}+g_{ii}$. De esta manera, se puede verificar directamente la condición de estacionariedad de la varianza establecida por Bollerslev $|a_{ii}+g_{ii}|<1$.

Los resultados de la Tabla 4 indican que existe heterocedasticidad condicional en los modelos de los cuatro países considerados, aunque no todos los elementos de sus matrices de varianzas y covarianzas son variables en el tiempo. En el modelo para España y Alemania, sólo la covarianza entre M2 y el IPI presenta efectos GARCH significativos, aunque no se detectaron claramente en los contrastes de heteroscedasticidad de la Tabla 3. Además, el contraste del ratio de verosimilitudes del modelo restringido de la Tabla 3 tampoco parece rechazar la hipótesis de homocedasticidad. En el modelo para el Reino Unido la varianza de la oferta monetaria y la producción industrial presentan efectos GARCH aparentemente acusados según los estadísticos t, efectos que si fueron señalados por los contrastes de la Tabla 3 para la oferta monetaria. La heteroscedasticidad en las variables de este

país también está avalada por el contraste de razón de verosimilitud que compara el modelo restringido de la Tabla 3 con el modelo sin restringir de la Tabla 4. El valor del estadístico, 10.32, permite rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad al 5% de nivel de confianza. Finalmente, en Francia, tanto la oferta monetaria como la covarianza presentan efectos GARCH significativos, parcialmente identificados por los contrastes de Lagrange y el estadístico Q.

A2.5.5- Estimación de los modelos de la prima de riesgo

El modelo de la prima de riesgo a estimar tiene como variable dependiente a la medida de exceso de rendimiento en los contratos forward (PRM), definida como $\ln(S_{t+1}) - \ln(F_t^{t+1})$, y como variables explicativas, una constante (C), las varianzas y covarianzas condicionales, $HESP_{12}$, $HALE_{12}$, HRU_{11} , HRU_{22} , $HFRA_{11}$ y $HFRA_{12}$, y el diferencial del tipo de interés a largo (DTI) como aproximación a la probabilidad de cambio de régimen.²¹

La variable a utilizar como “proxy” de la probabilidad de convergencia es el diferencial entre los tipos de interés swaps a 3 años (DTI). La elección de este tipo y no otro (1, 5 o 10 años) se ha basado en la consideración de que, dado el intervalo muestral para el que se dispone de observaciones de esta variable (1992-1998), es este el horizonte temporal que más razonablemente representa la formulación de expectativas de convergencia de un país al área euro. El tipo a 1 año se considera muy influenciado por los efectos de la política monetaria, y los tipos a 5 y 10 años reflejan un comportamiento muy similar al del tipo a 3 años. Finalmente, la aproximación cuadrática a la prima planteada en la sección A.3.4.3 implica que,

²¹ $HESP_{11}$, $HALE_{11}$, HRU_{11} y $HFRA_{11}$, son las varianzas condicionales de las ofertas monetarias de España, Alemania, el Reino Unido y Francia. HRU_{22} y $HFRA_{22}$ son las varianzas condicionales de las producciones industriales del Reino Unido y Francia. $HALE_{12}$ es la covarianza condicional entre la oferta monetaria y la producción industrial de Alemania.

además de la medida de la probabilidad de convergencia recogida a través de la variable DTI, también debemos incorporar su cuadrado DTI².²² De esta manera, para diferenciales de interés positivos, el signo esperado en el coeficiente que acompaña a DTI debe ser positivo y negativo para el coeficiente de la variable DTI².

En algunas de las regresiones se encontró cierta evidencia de autocorrelación de primer orden en los residuos. En aquellos casos en los que aparece este fenómeno incorporamos a la regresión el primer retardo de la variable dependiente, VD(-1), ya que de no hacerlo podrían aparecer sesgos en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. En todas las estimaciones aportamos información sobre el R² y el R² corregido para intentar dar una visión más apropiada de la capacidad explicativa del modelo, así como de algunos contrastes de especificación para detectar autocorrelación y heterocedastidad en los residuos de la regresiones.

En la Tabla 5 aparecen los resultados de la estimación mínimo-cuadrática de la ecuación de la prima de riesgo en la muestra completa, 1986:02-1998:04, para cada una de las posibles relaciones bilaterales entre las cuatro monedas: peseta, marco, franco y libra. En estas primeras estimaciones sólo incluimos como variables explicativas a los segundos momentos condicionales de las variables reales y monetarias, debido a la falta de observaciones para el diferencial de interés. Nuestro objetivo es estudiar el poder explicativo de las varianzas y covarianzas condicionales estimadas sin tener en cuenta el efecto de la incertidumbre derivada de la política gubernamental.

De los resultados en la Tabla 5 podemos destacar el bajo poder explicativo de las regresiones, resultado habitual en esta literatura, con R² que no superan el 6% en ninguna de las relaciones bilaterales. Sin embargo, cuando los parámetros

²² Considerando la nota a pie de página (16) donde se deriva la expresión $p_t = 1 - \text{DTI} / \text{DIF}^{\text{out}}$, si DIF^{out} es una constante (α) positiva, podemos reescribir la expresión con $p_t = 1 - \alpha \text{DTI}$. Por lo tanto,

$$p_t(1-p_t) = (1 - \alpha \text{DTI}) \cdot \alpha \text{DTI} = \alpha \text{DTI} - \alpha^2 \text{DTI}^2.$$

estimados son estadísticamente significativos su signo es correcto en 3 de los 5 casos. Hay que destacar que al utilizar la variable PRM intervenida disminuye la autocorrelación presente en los residuos de estas primeras estimaciones.

Como contraste a los resultados anteriores, en la Tabla 6 se presentan las estimaciones de la expresión de la prima de riesgo asociada a la incertidumbre en la política económica gubernamental. En dichas ecuaciones, estimadas para el periodo muestral 92:02-98:04, se utilizan como únicos regresores las variables DTI y DTI2, las aproximaciones elegidas para la probabilidad de convergencia. En los primeros meses de 1992 se fijaron los criterios de convergencia (estabilidad de precios y del tipo de cambio, finanzas públicas saneadas y convergencia en los tipos de interés a largo plazo) en el Tratado de la Unión Europea (TUE) durante el Consejo Europeo de Maastricht, pero cuyo proceso de ratificación parlamentaria se dilató hasta Noviembre de 1993. En particular, el TUE define la segunda etapa dentro del proceso de transición a la Unión Monetaria Europea (UME) con fecha de comienzo en el año 1994. Por tanto, a partir de 1992 los agentes empiezan a considerar la posibilidad de que los países europeos lleven a cabo políticas económicas encaminadas a la convergencia, aunque sólo es a partir de 1994 cuando tal proceso adquiere vigencia formal.

En el análisis hemos considerado la aproximación cuadrática a la prima de riesgo, aunque en aquellos casos en los que el coeficiente de DTI2 no es significativo, sólo se incluye el término lineal de la probabilidad a través de la variable DTI. En estas aproximaciones lineales a la prima de riesgo el signo del coeficiente no está determinado, ya que depende en teoría de si la probabilidad de convergencia es mayor o menor que 1/2. Los resultados de la Tabla 6 indican que en la muestra completa, 92:02-98:04, las estimaciones presentan un bajo poder explicativo, con valores pequeños del R^2 , especialmente en las relaciones bilaterales en las que participa la peseta. Una posible explicación de estos pobres resultados reside en la elección del periodo muestral, ya que durante 1992 y 1993 el proceso de

convergencia estuvo definido, pero no aceptado por todos los países de la UE. La ratificación definitiva por el Parlamento Europeo sólo se produce a finales de 1993, por lo que se ha considerado el periodo muestral que va desde 1994:01 hasta 1998:04 como el más adecuado para el análisis.

Esta hipótesis se confirma con los resultados de la Tabla 7, donde se estima de nuevo la expresión cuadrática de la prima de riesgo asociada a la incertidumbre sobre política gubernamental en el periodo 94:01-98:04. Los resultados en esta tabla son muy satisfactorios, tanto por la capacidad explicativa del modelo, como por la significatividad y el signo de los coeficientes estimados. Observamos que el R^2 y el R^2 corregido presentan en todas las regresiones magnitudes que oscilan en media entre el 10% y el 15%, valores que son marcadamente superiores a los obtenidos en la Tabla 6. El retardo de la variable dependiente sólo es relevante para la relación peseta/franco, y en este caso recoge todo el poder explicativo del modelo. En el resto de las relaciones bilaterales ambas variables, DTI y DTI2, son significativas, excepto para la libra/marco y libra/franco donde parece haber evidencia de multicolinealidad. El signo de los coeficientes estimados es el esperado, lo que pone de manifiesto que la aproximación lineal basada exclusivamente en el valor de la probabilidad de convergencia no captaría de forma apropiada toda la información que esta variable aporta sobre la evolución de la prima de riesgo. Al comparar las Tablas 6 y 7, podemos concluir que es a partir de 1994 cuando la incertidumbre derivada de la política gubernamental se convierte en un factor relevante en la evolución de la prima de riesgo para las monedas objeto de estudio.

Finalmente, en la Tabla 8 se presentan las estimaciones para el periodo final, 94:01-98:04, de la expresión completa de la prima de riesgo. Por tanto, a los regresores utilizados en la Tabla 7 se incorporan los utilizados en la Tabla 5, con la única salvedad de que en aquellas relaciones bilaterales en que se detectaron problemas de multicolinealidad entre DTI y DTI2 se procede a eliminar esta última variable por su redundancia. Este fenómeno es exclusivo de las relaciones bilaterales

de la libra con el franco y el marco, donde al eliminar el regresor DTI2, el signo del coeficiente de DTI se torna negativo. Este signo, contrario al esperado, indica que ante una disminución del diferencial de interés, y por lo tanto un aumento de la probabilidad de convergencia, se produce un incremento de la prima de riesgo. Este resultado es consistente con la formulación de la prima de riesgo sólo si la probabilidad que los agentes asignan al cambio de política gubernamental en el Reino Unido es baja, lo que es coherente con la posición especial mantenida por este país de no incorporarse a la primera fase del euro.

Los resultados en la Tabla 8 son similares a los obtenidos en las dos tablas de referencia: la función cuadrática del diferencial de interés exhibe un importante poder explicativo, mientras que las expresiones ligadas a los segundos momentos condicionales de las variables fundamentales no son generalmente significativas, excepto para el caso de las relaciones de la libra con la peseta y el franco, donde la inclusión de estas variables genera importantes ganancias en el R^2 y R^2 corregido de las regresiones, aunque el signo de sus coeficientes no es siempre el correcto.

Podemos, por tanto, concluir que la ecuación de la prima de riesgo tiene un poder explicativo aceptable en el último periodo, 1994-1998, una vez que los parlamentos nacionales aprueban definitivamente los criterios de convergencia de Maastricht. Este poder explicativo recae en buena medida en el componente de la prima de riesgo asociado a la incertidumbre político-económica, que en nuestro modelo es una función cuadrática del diferencial de interés, la “proxy” elegida para la probabilidad de convergencia, cuyos coeficientes estimados suelen presentar los signos adecuados. En cuanto a los componentes de la prima de riesgo asociados a la incertidumbre fundamental, las varianzas y covarianzas condicionales de la oferta monetaria (M2) y el índice de producción industrial (IPI), su protagonismo es limitado y no está localizado en ningún periodo particular, resultado consistente con los obtenidos en la literatura anterior.

A2.6.- CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha desarrollado un modelo para caracterizar la prima de riesgo en el mercado de divisas como función directa de la incertidumbre económica. La principal novedad incorporada ha sido la distinción entre las dos fuentes principales de incertidumbre económica; la incertidumbre asociada al comportamiento cíclico de la economía y la incertidumbre causada por los cambios en la política macroeconómica gubernamental. Este último componente se ha revelado como un factor esencial en el comportamiento de los mercados financieros durante el reciente proceso de convergencia hacia la moneda única europea.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo presentan novedades en relación a los encontrados habitualmente en esta literatura. La evidencia favorable a la presencia de una prima de riesgo en los tipos forward es, en general, sólo parcialmente significativa, quizás debido a la posibilidad de diversificar estos riesgos internacionalmente. El mayor poder explicativo del modelo se manifiesta en el periodo posterior a 1994, tras la aprobación por los parlamentos nacionales de los criterios de convergencia hacia la moneda única, y es el término que mide la contribución a la prima de riesgo de la incertidumbre sobre la política macroeconómica el que, en líneas generales, exhibe un poder explicativo más uniforme. No hay diferencias significativas en el comportamiento del modelo de la prima de riesgo entre las diferentes relaciones bilaterales analizadas, exceptuando a aquellas que involucran a la libra esterlina debido probablemente a su renuncia a estar presente en la primera fase de la construcción del euro. Finalmente, resulta sorprendente que la variabilidad de la política monetaria no juegue un papel más relevante en la prima de riesgo que el que manifiestan los resultados empíricos.

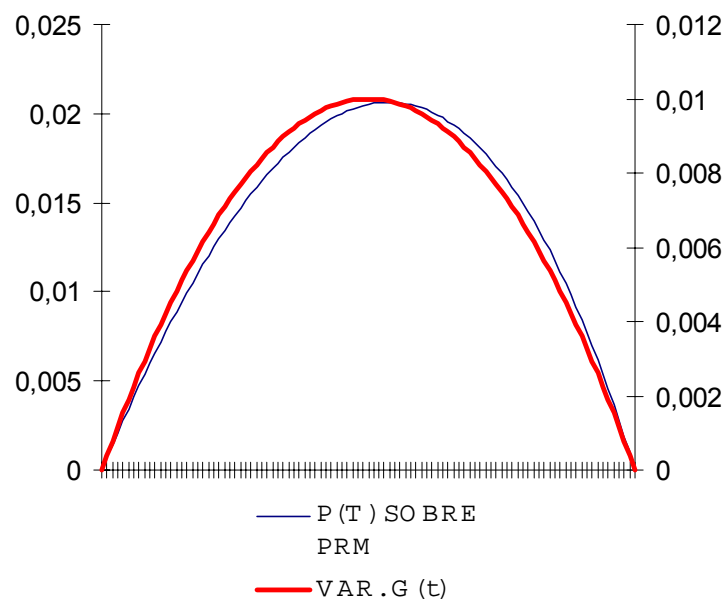
Los resultados del presente trabajo resultan alentadores y deben ser considerados como un punto de partida para una investigación más profunda del riesgo presente en los mercados de divisas. Sin duda, una estimación más depurada de la volatilidad de los factores reales y nominales de la economía, así como una

mejor caracterización de la incertidumbre acerca de la evolución de la política macroeconómica, contribuirán a explicar mejor el comportamiento de las primas de riesgo en los mercados de divisas.

Apéndice

Sección 1: Política gubernamental y la prima de riesgo

Figura 1
EFECTO DE p_1 SOBRE LA PRIMA (VARIANZA DE LA POLÍTICA MONETARIA)



Sección 2: Orden de integración de las variables

Tabla 1
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS

	NIVELES				PRIMERAS DIFERENCIAS			
	ADF	InfADF	MeanADF	supMUR	ADF	InfADF	MeanADF	supMUR
DTI(Esp/Ale)	-1.03	-3.04	-1.78	1.87	-3.23	-3.77	-3.36	0.95
DTI(Esp/Fra)	-0.66	-2.75	-1.51	2.40	3.35	-4.19	-3.55	0.75
DTI(Esp/Ru)	-0.98	-3.01	-1.88	1.49	-2.87	-3.08	-2.85	1.56
DTI(Fra/Ale)	-1.75	-2.84	-2.13	1.48	-3.63	-3.89	-3.65	1.02
DTI(Ru/Ale)	-0.93	-3.86	-1.35	1.52	-4.76	-5.18	-4.80	1.44
DTI(Ru/Fra)	-1.24	-2.94	-1.83	1.20	-3.74	-3.96	-3.71	1.56
PRM(Pts/Dm)	-4.62	-5.25	-4.84	0.93	-9.01	-9.07	-8.99	0.65
PRM(Pts /ff)	-4.59	-5.35	-4.83	1.05	-9.66	-9.73	-9.63	0.62
PRM(Pts/£)	-4.63	-5.44	-4.82	1.32	-7.81	-7.90	-7.79	0.92
PRM(Fr/Dm)	-6.00	-6.24	-5.97	1.59	-8.00	-8.08	-7.99	0.64
PRM (£/Dm)	-4.29	-4.78	-4.37	1.14	-7.60	-7.72	-7.58	0.75
PRM (£/Fr)	-4.11	-4.67	-4.20	0.90	-7.52	-7.58	-7.49	0.79
IPIALE	-1.29	-2.15	-1.32	1.88	-3.68	-4.02	-3.74	1.11
IPIESP	-0.74	-2.35	-1.20	1.87	-2.85	-3.27	-2.92	1.15
IPIFRA	-0.52	-1.81	-0.63	1.92	-3.92	-4.23	-4.02	0.94
IPIRU	-1.19	-3.60	-1.52	2.48	-4.08	-4.81	-4.18	0.87
M3ALE	-1.61	-3.92	-1.08	2.90	-2.19	-3.17	-2.44	1.78
M2ESP	-1.39	-2.31	-0.91	2.55	-2.25	-3.37	-2.47	1.28
M2FRA	1.87	-1.09	1.07	3.37	-2.68	-4.07	-3.18	1.20
M3RU	-3.05	-2.98	-2.05	3.37	-3.72	-5.00	-4.34	1.04

Sección 3: Estimación de los modelos GARCH

Tabla 2

MODELOS BIVARIANTES GENERALES PARA LA MEDIA

	ESPAÑA ^(a)	ALEMAN.	REINO UNIDO	FRANCIA
φ^1_{11}	-0.8867 (-9.88) ^(b)	-0.1201 (-1.51)	0.0766 (0.98)	0.0587 (0.75)
φ^1_{12}	0.0445 (1.27)	-0.0027 (-0.07)	0.0404 (1.47)	-0.0989 (-1.70)
φ^1_{21}	-1.7489 (-3.75)	-0.1990 (-1.11)	0.1284 (0.54)	-0.2527 (-2.25)
φ^1_{22}	0.3068 (1.96)	0.2105 (2.55)	0.3132 (3.78)	0.4568 (5.45)
φ^2_{11}	-0.4693 (-3.66)	-0.0112 (-0.14)	-0.2073 (-2.65)	0.0003 (0.01)
φ^2_{12}	0.0355 (1.13)	-0.0131 (-0.35)	0.1060 (3.86)	0.0106 (0.17)
φ^2_{21}	-1.0309 (-1.63)	0.4055 (2.23)	-0.2646 (-1.12)	-0.2984 (-2.61)
φ^2_{22}	-0.2664 (-1.72)	-0.0905 (-1.08)	0.0724 (0.87)	0.1011 (1.11)
φ^3_{11}		-0.3192 (-3.90)		-0.4087 (-5.06)
φ^3_{12}		-0.0086 (-0.24)		-0.0629 (-1.10)
φ^3_{21}		-0.1827 (-0.99)		0.0434 (0.37)
φ^3_{22}		0.0114 (0.14)		-0.0229 (-0.28)
Φ^1_{11}			0.2513 (3.16)	0.0769 (0.92)
Φ^1_{22}			0.1039 (1.25)	0.0919 (1.09)
Φ^2_{11}	0.2295 (2.84)			0.3580 (4.27)
Φ^2_{22}	0.1775 (2.26)			0.1841 (2.18)
δ_1	0.1614 (1.40)	0.3798 (4.05)	1.1008 (6.89)	0.2011 (2.98)
δ_2	-2.0330 (-3.30)	0.1303 (0.61)	0.0655 (0.15)	0.0766 (0.75)
ν_{11}	0.0751 (8.57)	0.2292 (8.57)	0.0692 (8.55)	0.3476 (8.53)
ν_{12}	0.0505 (1.77)	0.0260 (0.61)	0.0063 (0.36)	-0.0191 (-0.45)
ν_{22}	1.5439 (8.57)	1.1575 (8.57)	0.6327 (8.57)	0.7343 (8.56)
llf	258.0539	319.70	187.80	319.31

Notas:

- (a) Para España φ^2_{22} , φ^2_{12} , φ^2_{21} , φ^2_{22} , corresponden a θ^1_{11} , θ^1_{12} , θ^1_{21} , θ^1_{22} de un VARMA (1, 1) en el componente regular
- (b) Entre paréntesis el valor del estadístico t del contraste de significatividad del parámetro.

Tabla 3

MODELOS BIVARIANTES RESTRINGIDOS PARA LA MEDIA

	ESPAÑA ^(a)	ALEMA.	REINO UNIDO	FRANCIA
Φ^1_{11}	-0.8867 (-9.88) ^(b)	-0.1209 (-1.54)		
Φ^1_{12}	0.0445 (1.27)		0.0417 (1.51)	-0.0899 (-1.75)
Φ^1_{21}	-1.7489 (-3.75)	-0.3313 (-2.25)		-0.2945 (-2.88)
Φ^1_{22}	0.3068 (1.96)	0.2505 (3.14)	0.2962 (3.77)	0.4596 (5.74)
Φ^2_{11}	-0.4693 (-3.66)		-0.2127 (-2.72)	
Φ^2_{12}	0.0355 (1.13)		0.1054 (3.82)	
Φ^2_{21}	-1.0309 (-1.63)	0.2270 (1.54)	-0.1828 (-3.27)	-0.3240 (-3.13)
Φ^2_{22}	-0.2664 (-1.72)			0.1140 (1.42)
Φ^3_{11}		-0.3222 (-4.05)		-0.3871 (-4.99)
Φ^3_{12}				-0.0659 (-1.27)
Φ^1_{11}	0.2295 (2.84)		0.2498 (3.13)	
Φ^1_{22}	0.1775 (2.26)		0.1054 (1.29)	
Φ^2_{11}				0.3744 (4.74)
Φ^2_{22}				0.1744 (2.12)
δ_1	0.1614 (1.40)	0.3874 (4.59)	0.9983 (8.45)	0.1815 (3.18)
δ_2	-2.0330 (-3.30)			
v_{11}	0.0751 (8.57)	0.2295 (8.57)	0.0696 (8.56)	0.3520 (8.53)
v_{12}	0.0505 (1.77)			
v_{22}	1.5439 (8.57)	1.1888 (8.57)	0.6377 (8.57)	0.7398 (8.55)
llf	258.0539	321.93	188.93	320.31
LM 1 (1)	0.00	0.023	10.02*	7.12*
Q-ST (1)	0.01	0.14	0.36	1.88
LM 2 (1)	0.00	0.53	0.10	0.72
LM 1 (4)	2.21	5.96	9.68*	9.91*
Q-ST (4)	0.33	1.35	4.89	7.19**
LM 2 (4)	5.84	1.00	0.91	5.77

Notas:

- (a) Para España Φ^2_{22} , Φ^2_{12} , Φ^2_{21} , Φ^2_{22} , corresponden a θ^1_{11} , θ^1_{12} , θ^1_{21} , θ^1_{22} de un VARMA (1, 1) en el componente regular
- (b) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro
- (*) Se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel de significación del 5 %.
- (**) Se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel de significación del 10%.

Tabla 4
 MODELOS GARCH BIVARIANTES

	ESPAÑA ^(a)	ALEMAN	REINO UNIDO	FRANCIA
φ_{11}^1	-0.9138 (-10.36) ^(b)	-0.1068 (-1.42)		
φ_{12}^1	0.0613 (1.79)		0.0338 (1.33)	-0.0853 (-1.74)
φ_{21}^1	-1.7730 (-4.00)	-0.3494 (-2.47)		-0.2876 (-2.83)
φ_{22}^1	0.2998 (2.01)	0.2364 (3.14)	0.3158 (3.85)	0.4582 (5.74)
φ_{11}^2	-0.5086 (-4.07)		-0.2258 (-3.08)	
φ_{12}^2	0.0512 (1.71)		0.1022 (3.95)	
φ_{21}^2	-1.1043 (-1.87)	0.2666 (1.91)	-0.1915 (-3.49)	-0.3235 (-3.13)
φ_{22}^2	-0.2876 (-1.98)			0.1110 (1.39)
φ_{11}^3		-0.3236 (-4.20)		-0.4059 (-5.13)
φ_{12}^3				-0.0544 (-1.12)
Φ_{11}^1	0.2488 (3.15)		0.2238 (3.02)	
Φ_{22}^1	0.1640 (2.15)		0.0702 (0.84)	
Φ_{11}^2				0.3974 (5.21)
Φ_{22}^2				0.1969 (2.40)
δ_1	0.1245 (1.09)	0.3725 (4.63)	0.9607 (8.74)	0.2025 (3.55)
δ_2	-2.0981 (-3.57)			
ν_{11}	0.0756 (8.57)	0.2313 (8.58)	0.0710 (5.79)	0.3385 (4.99)
ν_{12}	0.0595 (2.79)			
ν_{22}	1.5527 (8.57)	1.1964 (8.58)	0.9311 (2.00)	0.7385 (8.56)
$\mathbf{a}_{11} + \mathbf{g}_{11}$			-0.2790 (-2.05)	-0.9096 (-7.48)
$\mathbf{a}_{22} + \mathbf{g}_{22}$	-0.6156 (-1.85)	-0.8246 (-8.95)		-0.8992 (-3.38)
$\mathbf{a}_{33} + \mathbf{g}_{33}$			-0.9941 (-52.37)	
\mathbf{g}_{11}				-0.8381 (-5.13)
\mathbf{g}_{22}	-0.7092 (-2.37)	-0.9273 (-15.44)		-0.8741 (-2.95)
\mathbf{g}_{33}			-0.9253 (-15.47)	
llf	256.98	319.84	183.77	318.70

Notas:

- (a) Para España φ_{22}^2 , φ_{12}^2 , φ_{21}^2 , φ_{22}^2 , corresponden a θ_{11}^1 , θ_{12}^1 , θ_{21}^1 , θ_{22}^1 de un VARMA (1, 1) en el componente regular
 (b) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro

Sección 4: Estimación de la ecuación de la prima de riesgo

Tabla 5
ESTIMACIONES CON VARIANZAS Y COVARIANZAS . PERIODO 86:02-98:04^{(a)(b)}

	Pts/ff	Pts/Dm	Pts/£	ff/Dm	£/Dm	£/ff
C	-0.0046 (-1.16)	-0.0017 (-1.03)	0.0018 (0.26)	-0.0032 (-1.88)	-0.0083 (-1.30)	-0.0116 (-1.62)
VD(-1)			0.1594 (1.93)		0.1430 (1.70)	
HESP₁₂	-0.0324 (-1.67)	-0.0541 (-2.80)	0.0047 (0.14)			
HALE₁₂		0.0047 (0.48)		0.0089 (1.76)	0.0233 (1.34)	
HFRA₁₁	0.0110 (1.13)			0.0042 (0.83)		0.0138 (0.66)
HFRA₁₂	-0.0140 (-0.36)			0.0432 (1.98)		-0.1467 (-1.97)
HRU₁₁			0.0275 (0.45)		-0.0126 (-0.19)	-0.0167 (-0.26)
HRU₂₂			-0.0073 (-0.95)		0.0101 (1.24)	0.0091 (0.92)
R²	0.045	0.053	0.037	0.051	0.045	0.038
R²-A	0.025	0.040	0.010	0.031	0.018	0.011
COR(1)^(c)	0.94	0.37	0.95	0.32	0.96	0.34
COR(12)	0.21	0.73	0.27	0.16	0.51	0.65
ARCH(6)^(d)	0.67	0.63	0.34	0.02	0.46	0.23

Notas:

- (a) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro
- (b) Sombreados los parámetros significativos al 10 %
- (c) COR(i) es el p-value del estadístico de Breusch-Godfrey que asintóticamente se distribuye como una χ^2 con (i) grados de libertad.
- (d) ARCH(6) es el p-value del Test LM de heteroscedasticidad [Engle (1982)].

Tabla 6 (a)(b)(c)(d)
PRIMA DE RIESGO VS TIPOS DE INTERES SWAPS. PERÍODO 92:01/98:04

	Pts/ff		Pts/Dm		Pts/£		ff/Dm		£/Dm		£/ff	
	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR
C	-0.0021 (-0.55)	-0.0023 (-0.84)	-0.0029 (-0.73)	-0.0022 (-0.80)	0.0042 (1.36)	0.0048 (1.66)	-0.0010 (-0.85)	-0.0003 (-0.26)	-0.0033 (-0.60)	0.0027 (0.58)	0.0018 (0.59)	0.0003 (0.10)
VD(1)	-0.1881 (-1.65)	-0.1879 (-1.66)										
DIT	0.0310 (0.10)	0.0446 (0.52)	0.0238 (0.09)	-0.0408 (-0.57)	-0.2362 (-1.58)	-0.1779 (-1.78)	0.1896 (0.46)	-0.3395 (-2.37)	1.0391 (1.29)	-0.4848 (-2.04)	0.1316 (0.46)	-0.3323 (-1.80)
DIT2	0.2643 (0.05)		-0.9863 (-0.26)		1.8677 (0.53)		-38.60 (-1.37)		-50.354 (-1.98)		-23.213 (-2.11)	
R ²	0.039	0.039	0.005	0.004	0.044	0.041	0.094	0.070	0.101	0.053	0.097	0.042
R ² -A	-0.001	0.012	-0.021	-0.009	0.018	0.028	0.069	0.058	0.078	0.040	0.072	0.029
COR(1)	0.10	0.09	0.91	0.88	0.20	0.021	0.43	0.43	0.28	0.20	0.80	0.66
COR(12)	0.03	0.03	0.42	0.42	0.03	0.04	0.93	0.91	0.57	0.69	0.61	0.35
ARCH(6)	0.15	0.10	0.02	0.02	0.81	0.87	0.05	0.08	0.39	0.99	0.94	0.88

Tabla 7 (a)(b)(c)(d)
PRIMA DE RIESGO VS TIPOS DE INTERES SWAPS. PERÍODO 94:01/98:04

	Pts/ff		Pts/Dm		Pts/£		ff/Dm		£/Dm		£/ff	
	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR	MSR	MR
C	-0.0023 (-0.80)	-0.0017 (-0.86)	-0.0061 (-1.83)	-0.0006 (-0.26)	0.0135 (2.68)	0.0050 (1.59)	-0.0016 (-1.46)	-0.003 (-0.26)	0.0242 (1.25)	0.0220 (2.13)	0.0188 (1.48)	0.0099 (1.58)
VD(1)	-0.3015 (-2.35)	-0.3032 (-2.39)										
DIT	0.0354 (0.13)	-0.0389 (-0.55)	0.4651 (1.81)	-0.1146 (-1.60)	-0.0966 (-0.58)	-0.2921 (-2.02)	0.8758 (1.87)	-0.3816 (-2.31)	-1.5313 (-0.9)	-1.280 (-2.90)	-2.0927 (-1.30)	-0.8177 (-2.63)
DIT2	-1.6304 (-0.27)		-10.017 (-2.33)		-21.293 (-2.11)		-101.11 (-2.84)		6.3577 (0.13)		34.342 (0.81)	
R ²	0.109	0.107	0.144	0.048	0.152	0.076	0.223	0.096	0.144	0.144	0.132	0.121
R ² -A	0.053	0.070	0.109	0.030	0.118	0.057	0.192	0.078	0.109	0.127	0.097	0.103
COR(1)	0.49	0.16	0.87	0.63	0.93	0.52	0.24	0.72	0.53	0.53	0.93	0.83
COR(12)	0.55	0.75	0.90	0.81	0.20	0.04	0.59	0.75	0.30	0.32	0.23	0.28
ARCH(6)	0.97	0.11	0.16	0.07	0.75	0.58	0.64	0.15	0.57	0.54	0.69	0.46

Notas:

(a) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro

(b) Sombreados los parámetros significativos al 10 %

Tabla 8
PRIMA DE RIESGO VS TIPOS DE INTERÉS SWAPS, VARIANZAS Y COVARIANZAS CONDICIONALES
PERÍODO 94:01- 98:04^{(a)(b)}

	Pts/ff	Pts/Dm	Pts/£	ff/Dm	£/Dm	£/ff
C	-0.0105 (-0.99)	-0.0080 (-1.62)	0.0549 (2.20)	-0.0003 (-0.05)	0.0080 (0.18)	-0.0503 (-1.65)
VD(-1)	-0.2823 (-2.11)					
DTI	0.1617 (0.48)	0.4970 (1.88)	-0.0511 (-0.31)	1.0438 (2.00)	-1.4663 (-1.99)	-1.0427 (-2.77)
DTI2	-4.0628 (-0.55)	-9.866 (-2.22)	-30.954 (-2.92)	-98.427 (-2.56)		
HESP ₁₂	0.0049 (0.15)	0.0152 (0.39)	0.1431 (1.53)		0.0262 (0.67)	
HALE ₂₂		0.0121 (0.86)		0.0096 (1.11)		
HFRA ₁₁	0.0215 (0.80)			-0.0061 (-0.32)		0.1909 (2.83)
HFRA ₂₂	-0.0167 (-0.20)			0.0409 (0.69)		0.1395 (0.68)
HRU ₁₁			-0.0009 (-0.01)		0.1695 (1.33)	0.1926 (1.61)
HRU ₃₃			-0.1144 (-2.32)		0.0174 (0.23)	-0.0165 (-0.29)
R ²	0.122	0.160	0.258	0.249	0.195	0.324
R ² -A	0.005	0.089	0.179	0.167	0.126	0.251
COR(1) ^(c)	0.58	0.76	0.76	0.25	0.33	0.67
COR(12)	0.34	0.91	0.00	0.31	0.32	0.06
ARCH(6) ^(d)	0.98	0.21	0.64	0.76	0.36	0.85

Notas:

- (a) Entre paréntesis el estadístico t del contraste de significatividad del parámetro
(b) Sombreados los parámetros significativos al 10 %
(c) COR(i) es el p-value del estadístico de Breusch-Godfrey que asintóticamente se distribuye como una χ^2 con (i) grados de libertad.
(d) ARCH(6) es el p-value del Test LM de heteroscedasticidad [Engle (1982)].

BIBLIOGRAFIA:

- Baba Y., Engle R., Kraft D. y Kroner, K. (1991). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," UCSD mimeo.
- Baillie R. y Bollerslev, T. (1990). "A Multivariate Generalized Approach to Modelling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets," *Journal of International Money and Finance*, 9, págs. 309-324.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. and Stock, J. (1992). "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence," *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, págs. 271-287.
- Bollerslev T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, págs. 307-327.
- Borensztein E. (1987). "Alternative Hypotheses about the Excess Return of Dollar Assets", *International Monetary Fund Staff Papers*, 34, págs. 29-59.
- Cumby R.E. (1988). "Is It Risk? Explaining Deviations From Uncovered Interest Parity", *Journal of Monetary Economics* 22, págs. 279-299.
- Cumby R.E. y Obstfeld, M. (1982). "International Interest Rate and Price Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence," en *Exchange Rates: Theory and Practice*, J.F.O. Bilson y R.C. Marston, eds, University of Chicago Press, Chicago.
- Domowitz I. y Hakkio, C. (1985). "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market", *Journal of International Economics*, 19, págs. 47-66.
- Engel C. y Rodrigues, T. (1987), "Tests of International CAPM with Time Varying Covariances", NBER Working Paper, nº 2303.
- Engle R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K Inflation", *Econometrica*, 50, págs. 987-1008.
- Engle R., Lilien, D. y Robins, R. (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55, págs. 391-407.
- Engle, R. y Kroner, K. F. (1993). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", WP nº 89-57R, U. California, San Diego.
- Frankel, J. (1980). "Test of Rational Expectations in the Forward Exchange Market", *Southern Journal of Economics*, 4, págs. 1083-1101.
- Frankel, J. (1982). "In Search of the Exchange Rate Risk Premium: a Six Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization", *Journal of International Money and Finance*, 1, págs. 255-274.
- Geweke, J. y Feige, E. (1979). "Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange", *Review of Economics and Statistics*, 13, págs. 334-341.

- Hansen, L. P. y Hodrick, R. J. (1983). "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models," en *Exchange Rates and International Macroeconomics*, J.A. Frankel, editor, University of Chicago Press, Chicago.
- Hu, X. (1997). "Macroeconomic Uncertainty and risk premium in the foreign exchange market", *Journal of International Money and Finance*, 16, nº5, págs. 699-718.
- Kaminsky, G. L. (1993). "Is There a Peso Problem? Evidence from the Dollar/Pound Exchange Rate, 1976-1987", *American Economic Review*, 83, págs. 450-473.
- Kaminsky, G. L. y Peruga, R. (1990). "Risk Premium and the Foreign Exchange Market", *Journal of International Economics*, 28, págs. 47-70.
- Kaminsky, G. L. y Peruga, R. (1991). "Credibility Crises: The Dollar in the early 1980s", *Journal of International Money and Finance*, 10, págs. 170-192.
- Krasker, W. (1980). "The Peso Problem in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics*, 6, págs. 269-276.
- Lewis, K. (1988). "The Persistence of the Peso Problem when Policy is Noisy", *Journal of International Money and Finance*, 7, págs. 1-11.
- Lucas, R. E. Jr. (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46, págs. 1429-1445.
- Lucas, R. E. Jr. (1982). "Interest Rates and Currency Prices in a Two Country World", *Journal of Monetary Economics*, 10, págs. 335-359.
- Malliaropolus, D. (1995). "Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS", *Applied Economics*, 27, págs. 117-123.
- Peruga, R. y Fernández, J. L. (1997). "Un contrato ADF secuencial para la detección de cambios en la tendencia estocástica", mimeo. Universidad Complutense de Madrid (ICAE) y Universidad Europea de Madrid.
- Terceiro, J. et al. (1997). "Toolbox for State Space Estimation of Econometric Models", mimeo UCM.
- Zivot, E. y Andrews, D. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 251-270