

RIESGO CAMBIARIO
Y RIESGO DE TIPO
DE INTERÉS BAJO
REGÍMENES
ALTERNATIVOS DE
TIPO DE CAMBIO

Juan Ayuso Huertas

Este documento contiene gráficos vinculados. Para verlos, sitúese sobre el texto “ver gráfico...” que aparece en su lugar y pulse el botón izquierdo del ratón. Para continuar la lectura del documento, vuelva a pulsar el botón izquierdo del ratón.

RIESGO CAMBIARIO
Y RIESGO DE TIPO
DE INTERÉS BAJO
REGÍMENES
ALTERNATIVOS DE
TIPO DE CAMBIO

Juan Ayuso Huertas

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISSN: 0213-2699

ISBN: 84-7793-492-4

Depósito legal: M. 22664-1996

Imprenta del Banco de España

ÍNDICE

	<u>Páginas</u>
INTRODUCCIÓN.....	7
I. RIESGO CAMBIARIO Y RÉGIMEN DE TIPO DE CAMBIO.	17
I.1. Indicadores convencionales de volatilidad cambiaria . .	18
I.1.1. SME frente a libre flotación	23
I.1.2. SME bandas estrechas frente a SME bandas anchas.....	27
I.2. Volatilidad, credibilidad y riesgo de los tipos de cambio	29
I.2.1. Corrección de los indicadores convencionales de volatilidad	31
I.2.2. Estimación del factor de corrección	34
I.2.2.1. Volatilidades intrarrégimen.....	35
I.2.2.2. La tasa esperada de depreciación .	37
I.2.2.3. Probabilidad y tamaño.....	40
I.2.2.4. Varianza condicional del tamaño... .	53
I.3. Indicadores de riesgo cambiario y pertenencia al SME	54
I.3.1. SME frente a libre flotación	54
I.3.2. SME bandas estrechas frente a SME bandas anchas.....	57

	Páginas
II. ¿EXISTE UN <i>TRADE-OFF</i> ENTRE RIESGO CAMBIARIO Y RIESGO DE TIPO DE INTERÉS?	61
II.1. Indicadores convencionales de volatilidad del tipo de interés	62
II.1.1. SME frente a libre flotación	63
II.1.2. SME bandas estrechas frente a SME bandas anchas	67
II.2. Volatilidad, credibilidad y riesgo de tipo de interés. . .	70
III. UN MODELO TEÓRICO PARA EXPLICAR LA RELACIÓN ENTRE RIESGO CAMBIARIO Y RIESGO DE TIPO DE INTERÉS	73
III.1. Un modelo macroeconómico sencillo	74
III.2. La solución numérica del modelo	79
III.3. La relación entre riesgo cambiario y de tipo de interés bajo credibilidad perfecta	82
III.3.1. ¿De qué depende que exista o no un <i>trade-off</i> en riesgos?	82
III.3.2. Los efectos de cambios en los parámetros del modelo	86
III.4. Credibilidad imperfecta del compromiso cambiario. .	91
III.4.1. Volatilidad cambiaria y de tipo de interés bajo credibilidad imperfecta	91
III.4.2. Diferencias entre volatilidad y riesgo	93
III.5. Resumen de resultados	96
IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES	99
APÉNDICE I	103
APÉNDICE II	105
BIBLIOGRAFÍA	109

INTRODUCCIÓN (1)

Conforme los flujos económicos entre los distintos países han ido desempeñando un papel cada vez más activo como motor del crecimiento de la economía mundial, ha crecido la preocupación, tanto en círculos académicos como en círculos políticos, por diseñar un sistema que contribuyese a potenciar los movimientos internacionales, tanto de bienes y servicios como de factores. La búsqueda de una mayor estabilidad de las cotizaciones entre las divisas de los diferentes países ha sido uno de los ejes principales en torno a los cuales ha girado el diseño de dicho sistema.

Así, en las postrimerías de la Segunda Guerra Mundial, se firmaba en los bosques de Bretton Woods el acuerdo que sentaba las bases de un sistema monetario internacional diseñado para evitar que los tipos de cambio fluctuasen de manera excesiva y actuaran, en consecuencia, como freno al crecimiento económico. La ruptura de este sistema en la primera mitad de la década de los setenta provocó reacciones diferentes por parte de los distintos países integrados en el mismo. Por un lado, un grupo numeroso de ellos optó por el mantenimiento de un régimen de libre flotación de los tipos de cambio, en el convencimiento de que dicho régimen proporcionaba un marco más propicio para enfrentarse con los difíciles problemas internos a los que la primera crisis del petróleo estaba dando lugar.

Por otro lado, un conjunto de países europeos decidió reforzar los lazos cambiarios característicos de un sistema de tipos de cambio fijos,

(1) Este trabajo es el resultado de un amplio proyecto de investigación desarrollado en el Servicio de Estudios del Banco de España, y ha sido presentado y defendido, además, como Tesis Doctoral en el Departamento de Fundamentos del Análisis Económico II, de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid, en marzo de 1996.

Quiero agradecer, en primer lugar, la extraordinaria labor de mi director de tesis, F. Restoy, sin quien este trabajo no habría sido posible. Asimismo, merece también una mención especial y mi más sincero agradecimiento M. Pérez Jurado, quien, como F. Restoy, ha sido coautora de varios de los trabajos en los que descansa el presente. Finalmente, quiero agradecer también los comentarios y sugerencias recibidos en múltiples reuniones de trabajo en el Servicio de Estudios, así como los realizados por el Tribunal de Tesis.

pero ajustables, como el del hasta entonces vigente patrón-dólar, creando, primero, la llamada «serpiente dentro del túnel», en abril de 1972, y, posteriormente, el Sistema Monetario Europeo (SME). Las características básicas de este último se establecieron en la Resolución de 5 de diciembre de 1978, del Consejo Europeo, donde el SME o, más concretamente, su Mecanismo de Tipos de Cambios (MTC) se concibió como un nuevo sistema de tipos de cambio fijos, aunque ajustables, basado en una parrilla de paridades centrales alrededor de las cuales se establecían unas bandas de fluctuación permitida. Con carácter general, la amplitud de estas bandas se fijó en un $\pm 2,25\%$, aunque, de modo excepcional y transitorio, se contemplaba la posibilidad de bandas de fluctuación de un $\pm 6\%$.

Los promotores de la creación del SME pensaban que el sistema de libre flotación daba lugar a un exceso de volatilidad cambiaria y veían en dicho exceso un claro obstáculo para el crecimiento de las transacciones internacionales y para la libre circulación de bienes y factores. La dificultad y el coste para cubrirse frente al excesivo riesgo cambiario tendían a desplazar a los potenciales participantes en este mercado hacia actividades internas menos arriesgadas, aunque, seguramente, menos rentables. Naturalmente, ese desplazamiento tenía un claro efecto negativo sobre el nivel general de producción y, por tanto, de bienestar. En tales condiciones, los estrechos lazos económicos entre los países involucrados [Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Holanda, Irlanda, Italia y Luxemburgo (2)] motivaron la adopción de un compromiso formal con la estabilidad cambiaria por parte de sus respectivas autoridades.

El MTC del SME entró en funcionamiento el 13 de marzo de 1979 y sus cuatro primeros años de funcionamiento no resultaron excesivamente exitosos, ya que los realineamientos fueron relativamente frecuentes, lo que provocó un elevado grado de inestabilidad nominal. Sin embargo, conforme el Sistema se fue consolidando, el número de realineamientos comenzó a reducirse de modo drástico. Tras el realineamiento generalizado de enero de 1987 y hasta las turbulencias cambiarias del otoño de 1992, el MTC vivió una etapa de estabilidad que podría calificarse de dorada: no se produjo ningún realineamiento (3), la peseta (junio de 1989), la libra esterlina (octubre de 1990) y el escudo (abril de 1992) se incorporaron a la disciplina cambiaria del Mecanismo de Cambios e, incluso, varios países, como Noruega, Suecia, Finlandia, Malta y Chipre, que ni siquiera pertenecían a la, entonces, Comunidad (hoy, Unión Europea), decidieron fijar, de modo unilateral, una paridad central y una banda es-

(2) El Reino Unido, aunque decidió formar parte del SME, no incorporó su divisa —la libra esterlina— al MTC.

(3) Aunque en enero de 1990 se llevó a cabo el estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira, tomando como referencia no su paridad central, sino su límite de máxima depreciación, lo que, de hecho, implica una devaluación.

trecha de fluctuación para los tipos de cambios de sus respectivas divisas frente al ecu.

El resultado negativo del referéndum danés sobre la ratificación del Tratado de Maastricht, el 2 de junio de 1992, marca el final de esta etapa dorada del SME. A lo largo del verano de dicho año se producen enormes tensiones en los mercados de cambios y ataques sin precedentes contra la práctica totalidad de las divisas pertenecientes al MTC, con relativa independencia de la posición competitiva de las respectivas economías. El 14 de septiembre, la lira se devalúa; el 17 de septiembre, la libra esterlina y la propia lira abandonan el MTC, al tiempo que la peseta se devalúa por primera vez desde su ingreso en el MTC. Dos meses más tarde, el 23 de noviembre, vuelve a devaluarse la peseta, acompañada, esta vez, por el escudo. El 1 de febrero de 1993, la libra irlandesa lleva a cabo la mayor devaluación de la historia del MTC, y el 14 de mayo de 1993 vuelven a devaluarse la peseta y el escudo. Finalmente, el 2 de agosto de 1993 se lleva a cabo una ampliación generalizada de la amplitud de las bandas de fluctuación, hasta el $\pm 15\%$ (4). Paralelamente a este proceso en el seno del SME, los países que, fuera del mismo, habían decidido previamente ligar sus divisas de manera unilateral al ecu abandonaron tal compromiso.

Las turbulencias han remitido considerablemente en la etapa de bandas anchas, pese a lo cual se han producido algunos episodios de tensión que, sin embargo, han tendido a estar concentrados sobre alguna divisa concreta, sin llegar a adoptar el grado de generalidad alcanzado en el verano de 1992. Las devaluaciones de la peseta y el escudo, el 2 de marzo de 1995, constituyen, hasta el momento, el ejemplo extremo de estos episodios de tensión.

En la medida en que uno de los objetivos perseguidos con la creación del SME era conseguir una reducción del riesgo cambiario, que actuara como mecanismo impulsor de las transacciones internacionales entre los países miembros, la breve historia de su evolución presentada en los párrafos anteriores pone de relieve la importancia de llevar a cabo un análisis en profundidad tanto del impacto de la pertenencia o no al MTC sobre el riesgo cambiario como del impacto sobre este derivado de la asunción de una determinada amplitud para sus bandas de fluctuación.

Asimismo, la Resolución del Consejo Europeo de 5 de diciembre de 1978 anteriormente citada señalaba que el Sistema debía favorecer la creación de «una zona de estabilidad en Europa» a través de «una cooperación monetaria más estrecha». Por lo tanto, esta estabilidad a la

(4) Con la única excepción de la correspondiente al tipo de cambio florín/marco, que se mantiene en su valor anterior del $\pm 2,25\%$.

que hace referencia la Resolución se ha entendido, generalmente, como estabilidad nominal y, en consecuencia, además de preocuparse por la estabilidad de los tipos de cambio, es preciso prestarle también atención a los efectos del Sistema sobre la estabilidad de los tipos de interés.

En particular, es relevante preguntarse si el precio que es preciso pagar a cambio del menor riesgo cambiario que, presumiblemente, se produce en el seno del SME puede ser un mayor riesgo de tipo de interés. El argumento en el que se fundamenta esta posible transferencia de riesgo desde los tipos de cambio hacia los tipos de interés, a raíz de la adopción de un sistema de tipos fijos, pero ajustables, como el MTC, es bastante simple. Por una parte, Bachelor (1983, 1985) argumenta que las economías modernas generan una suma fija de riesgo, de manera que el riesgo que desaparece del mercado cambiario debe reaparecer en alguna otra variable macroeconómica. Por otra parte, los modelos monetarios estándar de determinación del tipo de cambio apuntan hacia el tipo de interés como el candidato más obvio a recibir esa transferencia.

En cualquier caso, la relevancia del problema se refuerza observando que la posible existencia de un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés puede tener importantes implicaciones normativas si, como señalan Bachelor (1985) y Artis y Taylor (1993), el conjunto de agentes económicos sobre los que incide el riesgo de tipo de interés es más amplio que el de los agentes afectados negativamente por el riesgo cambiario.

Dada la importancia de ambos problemas, tanto el impacto de la pertenencia al SME sobre el riesgo cambiario como la posible existencia de un *trade-off* entre dicho riesgo y el riesgo de tipo de interés han recibido una notable atención en la literatura, aunque siempre con una perspectiva exclusivamente empírica. Comenzando por el análisis de la evolución del riesgo cambiario, a lo largo de la primera mitad de la década de los ochenta aparecieron una serie de trabajos cuyo objetivo principal era contrastar empíricamente si la creación del SME vino acompañada o no de una reducción en el riesgo cambiario de las divisas que decidieron incorporarse al MTC en marzo de 1979. Trabajos pioneros en esta línea son los de la Comisión Europea (1982), Padoa-Schioppa (1983), Ungerer *et al.* (1983, 1986) y Rogoff (1985). Más tarde, aparecen nuevos trabajos, como los de Artis y Taylor (1988, 1993) y Ungerer *et al.* (1990). Con respecto a las divisas de los países que se incorporaron más tarde al MTC del Sistema, en Ayuso (1991) se analiza el ingreso de la peseta, y en Pesaran y Robinson (1993), el de la libra esterlina.

La metodología que se ha seguido en la literatura para contrastar si el riesgo asociado a la evolución de los tipos de cambio dentro del MTC era menor que el asociado a los tipos de cambio fuera del mismo ha va-

riado considerablemente a lo largo del tiempo. Así, los primeros trabajos [Comisión Europea (1982), Padoa-Schioppa (1983) o Ungerer *et al.* (1983)] medían el riesgo a partir de la varianza incondicional de los tipos de cambio. Sin embargo, a partir de Rogoff (1985), se impone el uso de varianzas condicionales para caracterizar el riesgo. La superioridad de la varianza condicional sobre la incondicional se justifica sobre la base de que una parte de los movimientos de los tipos de cambio puede ser anticipada por los agentes y, en consecuencia, no constituye una fuente de riesgo. Además, la toma de decisiones por parte de los agentes económicos se realizará en función de sus expectativas sobre la variabilidad de los movimientos que, al no ser anticipados, constituyen la verdadera fuente del riesgo. La varianza condicional capta adecuadamente esta expectativa.

En cualquier caso, la conclusión es prácticamente unánime con respecto a la evolución del riesgo cambiario. En todos los trabajos citados se concluye que el riesgo cambiario correspondiente a los tipos de cambio bilaterales entre las siete divisas que decidieron participar en el MTC en marzo de 1979 (marco alemán, franco francés, corona danesa, libra irlandesa, franco belga-luxemburgués, lira italiana y florín holandés) se redujo a partir de entonces. Esta reducción, además, estaba en claro contraste con la evolución del riesgo asociado a la evolución de los tipos de cambio correspondientes a los países que se mantuvieron al margen del SME. Las conclusiones con respecto al impacto de los ingresos de la peseta y de la libra esterlina sobre los respectivos riesgos cambiarios son igualmente favorables a la existencia de un efecto estabilizador derivado de la pertenencia al MTC.

Más tarde, una serie de trabajos agrupados en la literatura que ha recibido el título genérico de *Target Zones* vinieron a proporcionar el marco teórico que justificaba y explicaba la existencia de este efecto estabilizador del MTC. Krugman (1991), sin duda el trabajo pionero en esta línea, muestra cómo el hecho de que los agentes anticiparan que las autoridades monetarias intervendrían en defensa de las paridades centrales si los tipos de cambio alcanzaban los límites permitidos de máxima fluctuación estabiliza dichos tipos de cambio sin necesidad de que tales intervenciones tengan lugar.

Trabajos posteriores, en lo que puede considerarse la segunda generación de la literatura sobre *target zones* [véase, por ejemplo, Bertola y Svensson (1993)], han puesto de manifiesto que el efecto estabilizador en Krugman (1991) depende crucialmente de que los agentes confíen en que efectivamente se produzca la intervención de las autoridades en los límites de fluctuación permitidos. Es decir, los resultados de los trabajos de esta segunda generación han probado que el efecto estabilizador de

un acuerdo cambiario como el MTC depende crucialmente de la credibilidad que otorgan los agentes al mantenimiento del mismo en el futuro.

Sin embargo, en todos los trabajos empíricos citados el riesgo cambiario se mide bajo un supuesto implícito de credibilidad perfecta de la paridad central, y en ninguno de ellos se consideran los posibles efectos sobre la validez de los indicadores de riesgo cambiario utilizados, derivados de la existencia de problemas de credibilidad.

En esta misma línea crítica, la existencia de importantes restricciones a la libre movilidad de capitales durante buena parte de los períodos analizados [véanse, por ejemplo, Rogoff (1985) y Artis y Taylor (1988)] introduce una cautela adicional con respecto al mensaje sobre el efecto estabilizador del MTC que se desprende de los resultados de los trabajos empíricos. La existencia de controles de cambios puede proporcionar un nivel artificial de estabilidad cambiaria, independiente de la pertenencia o no al MTC del SME.

Finalmente, es preciso mencionar que, debido quizá a la ausencia de un número suficiente de observaciones, no se ha prestado excesiva atención en la literatura a la relación entre riesgo cambiario y amplitud de las bandas de fluctuación, considerándose así que la decisión relevante era pertenecer o no al acuerdo cambiario. La evolución del MTC a lo largo de la presente década de los noventa presenta dos episodios interesantes que pueden ofrecer una valiosa información sobre la relación entre el posible efecto estabilizador del acuerdo cambiario y su grado de rigidez, medido este último a partir de la amplitud de las bandas de fluctuación en torno a las paridades centrales. Estos dos episodios son el estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira desde el $\pm 6\%$ hasta el $\pm 2,25\%$, en enero de 1990, y la ya comentada ampliación de las bandas de fluctuación de las divisas pertenecientes al MTC, en agosto de 1993. Ambos episodios constituyen valiosos ejemplos de sustituciones de un sistema de tipos de cambio fijo, pero ajustables, por otro también de tipos fijos, pero ajustables, aunque bastante más rígido en el primer caso, y más flexible en el segundo.

Por lo que se refiere a la posible existencia de un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés, la mayoría de los trabajos anteriormente citados incluyen un análisis paralelo de la evolución del riesgo de tipo de interés. Como en el caso del riesgo cambiario, la metodología ha evolucionado en el tiempo y la mayoría de los trabajos posteriores a 1985 miden el riesgo de tipo de interés a partir de la varianza condicional de algún tipo de interés a corto plazo, típicamente a uno o tres meses. Los resultados empíricos presentados en la literatura han sido, en general, contrarios a la existencia de la citada transferencia, y muestran una reducción simultánea de los riesgos cambiario y de tipo de interés tras el

ingreso de la correspondiente divisa en el MTC. En todo caso, aquí, de nuevo, la existencia de importantes controles de capitales en los primeros años de funcionamiento del SME ha sido citada siempre como un factor que obliga a tomar esos resultados con extrema cautela, en la medida en que permiten una desconexión artificial entre la evolución de los tipos de cambio y la evolución de los tipos de interés nacionales. Esta desconexión queda de manifiesto en la existencia de una importante brecha, en muchos casos, entre los tipos de interés que se negocian en los mercados internos de un determinado país (tipos *on-shore*), a los que, en presencia de estos controles, no tienen acceso los inversores no residentes, y los tipos de interés que, para activos denominados en la divisa de este país, se negocian en los mercados internacionales (tipos *on-shore*), a los que no pueden acceder los inversores residentes.

Para concluir este breve repaso a la literatura sobre el efecto estabilizador del SME es preciso señalar también que el análisis del impacto de la pertenencia a un acuerdo cambiario como este sobre los riesgos cambiario y de tipo de interés está sujeto al problema derivado de la dificultad para aislar adecuadamente dicho impacto de los posibles efectos, ya sea de cambios simultáneos —o próximos— en otros aspectos de las políticas económicas nacionales, ya sea de cambios en el entorno económico mundial. En general, en la mayoría de los trabajos citados se ha afrontado este problema incluyendo un análisis paralelo de los riesgos cambiario y de tipo de interés de terceros países no implicados en la decisión de incorporarse o no al Sistema.

Sin embargo, existe otra vía por la que es posible no solo reforzar la validez de los resultados empíricos, sino profundizar en las relaciones y los mecanismos que explican las relaciones entre régimen de tipo de cambio, riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés. Esta vía es la construcción de un modelo teórico que permita explicar simultáneamente los cambios registrados en los niveles de riesgo cambiario y de tipo de interés a raíz de la incorporación a un acuerdo cambiario como el del SME. A pesar de que existen diversos trabajos preocupados por analizar el efecto del régimen cambiario sobre la estabilidad de precios y nivel general de producción, como Gros (1990), Beetsma y van der Ploeg (1992) o Sutherland (1995), son muy pocos los trabajos en los que se presta atención a sus efectos sobre la estabilidad de los propios tipos de cambio y de los tipos de interés. Svensson (1994) es la excepción más notable.

En este contexto, el objetivo de este trabajo es analizar, tanto desde el punto de vista empírico como desde el punto de vista teórico, la relación entre los niveles de riesgo de tipo de cambio y de tipo de interés, y el grado de compromiso de las autoridades monetarias con la estabilidad cambiaria, atendiendo no solo a la opción entre pertenecer o no a un

acuerdo cambiario como el MTC, sino también a la opción por una mayor o menor amplitud de la bandas de fluctuación. Tanto el plan del trabajo como sus aportaciones principales se resumen a continuación.

El capítulo I se plantea como objetivo contrastar empíricamente si las nuevas incorporaciones al MTC desde junio de 1989 o, incluso, la reducción de las bandas de fluctuación del mismo han reducido el riesgo asociado a la evolución de los tipos de cambio entre las divisas relevantes, así como si los abandonos y la ampliación de las bandas lo han incrementado.

La primera sección del capítulo aborda el problema bajo el supuesto implícito de credibilidad perfecta, y utiliza como medida de riesgo cambiario la varianza condicional del tipo de cambio, estimada a partir de una modelización tipo GARCH de la evolución observada de dicha serie. Por tanto, el valor añadido de esta sección radica, por un lado, en el análisis de la relación entre riesgo cambiario y amplitud de la banda, y, por otro, en el análisis de las experiencias poco o nada explotadas de las incorporaciones y, especialmente, los abandonos del MTC entre junio de 1989 y septiembre de 1992. Estos nuevos episodios, además, son especialmente relevantes, al ser los primeros que tienen lugar en un marco en el que los controles de capitales pueden considerarse prácticamente inexistentes, lo que permite obviar una de las cautelas que tradicionalmente se han impuesto sobre la interpretación de los resultados de los trabajos anteriores.

En la segunda sección del capítulo I se aborda el problema de la medición del riesgo cambiario en un marco de credibilidad imperfecta de la paridad central, de acuerdo con los resultados en mi trabajo conjunto con M. Pérez Jurado y F. Restoy [Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1995)], lo que constituye una novedad con respecto a la literatura referenciada a lo largo de esta introducción. Así, en primer lugar, se justifica la existencia de un sesgo en la medición del riesgo cambiario a partir de los indicadores convencionales utilizados en la primera sección de este capítulo. En condiciones bastante generales, la asignación de una probabilidad no nula a una posible devaluación de la paridad central obliga a añadir a las medidas de riesgo cambiario obtenidas, exclusivamente, a partir de la estimación de la varianza condicional de la evolución observada de los tipos de cambio, un factor de corrección que depende tanto de dicha probabilidad como del tamaño esperado del salto en el tipo de cambio de mercado asociado a la devaluación.

En segundo lugar, la sección incluye una propuesta para estimar el citado factor de corrección. Esta propuesta descansa, por un lado, en las estimaciones de las primas por riesgo cambiario llevadas a cabo en mi trabajo conjunto con F. Restoy [Ayuso y Restoy (1996)] y, por otro, en el método

propuesto en mi trabajo conjunto con M. Pérez Jurado [Ayuso y Pérez Jurado (1995)] para descomponer la tasa esperada de la depreciación del tipo de cambio de mercado asociada a una devaluación en sus dos componentes: la probabilidad asignada a que dicha devaluación tenga lugar y el tamaño esperado del consiguiente salto en el tipo de cambio de mercado.

Una vez estimado el pertinente factor de corrección, la tercera y última sección del capítulo I contrasta los efectos estabilizadores tanto del MTC como de la amplitud de sus bandas de fluctuación, a la luz de los indicadores de riesgo cambiario corregidos.

En conjunto, la evidencia que se presenta a lo largo del capítulo I muestra, en primer lugar, que el sesgo en la medición del riesgo cambiario por parte de los indicadores convencionales puede ser, a veces, considerable, hasta el punto de llegar a invertir las conclusiones relativas a los efectos de determinadas decisiones de política cambiaria sobre el riesgo de tipo de cambio. En segundo lugar, apoya la tesis de que la pertenencia al MTC reduce el riesgo cambiario, aunque, en tercer lugar, arroja ciertas dudas sobre la posibilidad de que este se reduzca necesariamente ante cualquier estrechamiento adicional de la amplitud de las bandas de fluctuación.

El capítulo II replica el esquema del capítulo anterior para analizar la evolución del riesgo de tipo de interés, a raíz tanto de las decisiones de incorporarse o abandonar el MTC como de las decisiones de estrechar o ampliar sus bandas de fluctuación. Sin embargo, al contrario de lo que ocurriera en el caso de los tipos de cambio, la escasa relevancia empírica de los problemas de credibilidad asociados a la evolución futura de los tipos de interés hace que los indicadores de riesgo convencionales proporcionen estimaciones adecuadas del riesgo de tipos de interés. El capítulo contiene dos secciones. En la primera de ellas se llevan a cabo las estimaciones de la volatilidad del tipo de interés antes y después de cada una de las decisiones relevantes, a partir de la modelización tipo GARCH de la varianza condicional de los diferentes tipos de interés. En la segunda se presentan argumentos favorables a la validez de dichas estimaciones como indicadores de riesgo ante la ausencia de problemas similares a los derivados de la falta de credibilidad cambiaria.

La evidencia empírica que se aporta en el capítulo II, en conjunción con la que se aportó en el capítulo anterior, sugiere que, en algunos casos, un mayor compromiso con la estabilidad cambiaria puede reducir simultáneamente los riesgos asociados a la evolución de los tipos de cambio y de interés. En otros, sin embargo, puede existir un *trade-off* entre ambos. Esta dualidad en los resultados empíricos aconseja volver la mi-

rada hacia los argumentos teóricos en los que descansa la posible relación entre ambos tipos de riesgo.

En este sentido, en el capítulo III se aborda la tarea de construir un modelo macroeconómico suficientemente general que sea capaz de explicar cuáles son los determinantes de la evolución conjunta de los riesgos cambiario y de tipo de interés. El modelo que se presenta es una generalización del propuesto en Svensson (1994). La base del modelo de Svensson (1994) es el modelo monetario estándar con precios flexibles. Sobre esta base, Svensson añade la posibilidad de que la credibilidad de la paridad central evolucione en función de la posición del tipo de cambio en la banda de fluctuación permitida. La generalización que se presenta en el capítulo III consiste en la incorporación de un bloque real, que permite ampliar la gama de *shocks* relevantes para la evolución de la economía, así como en la inclusión del tipo de interés en la ecuación que determina la evolución de la credibilidad. Estos nuevos elementos en relación con el modelo de Svensson resultan cruciales, en la medida en que permiten explicar simultáneamente las tres regularidades empíricas básicas que se han presentado en los capítulos I y II: el aumento de la volatilidad cambiaria ante una menor rigidez del compromiso con la estabilidad cambiaria, la posible evolución dispar de la volatilidad y el riesgo cambiario ante determinadas relajaciones del compromiso y, finalmente, la posible evolución dispar de los riesgos cambiario y de interés como consecuencia de cambios en la rigidez de acuerdo cambiario.

El capítulo III contiene cinco secciones. En la primera de ellas se presenta el modelo, se resaltan sus aspectos más novedosos y se plantea la resolución del mismo a partir de la especificación de un programa relativamente estándar de optimización en un contexto lineal-cuadrático, pero con variables *forward-looking*. En la segunda sección se presenta el método que permite resolver el programa de optimización anterior y se obtiene la solución (numérica) del mismo. Las secciones tercera y cuarta del capítulo analizan la relación entre riesgos (cambiario y de tipo de interés) y rigidez del compromiso cambiario bajo los supuestos de credibilidad perfecta y credibilidad imperfecta, respectivamente. El capítulo III se cierra con una sección dedicada a resumir los resultados básicos encontrados a lo largo del mismo.

Finalmente, el capítulo IV resume las conclusiones principales que pueden extraerse de los resultados aportados en los capítulos anteriores.

RIESGO CAMBIARIO Y RÉGIMEN DE TIPO DE CAMBIO

Como se comentó en la introducción, los ingresos de la peseta (junio de 1989) y de la libra esterlina (octubre de 1990) en el MTC del SME, los abandonos posteriores de esta última y de la lira (septiembre de 1992), el estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira (enero de 1990) y la ampliación posterior de las correspondientes a la peseta, el escudo, el franco francés, el franco belga, la corona danesa y la libra irlandesa (agosto de 1993) ofrecen nuevos ejemplos de modificaciones del régimen cambiario poco o nada explotados empíricamente (1) y que, sin embargo, resultan de notable interés, no solo por ser en algunos casos (abandonos y cambio de amplitud de bandas) los primeros disponibles, sino también por ser, en su conjunto, los primeros que tienen lugar en un contexto de ausencia de controles a la libre movilidad internacional de los capitales.

El objetivo de este capítulo es analizar los cambios acaecidos en los niveles de riesgo cambiario a raíz de las modificaciones del régimen de tipo de cambio descritas en el párrafo anterior. La estructura del capítulo es la siguiente. La primera sección aborda el estudio de la evolución del riesgo cambiario, en el marco del análisis habitual en la abundante literatura que se ha ocupado con anterioridad del análisis de los efectos del SME sobre dicho riesgo. En la sección 1.2, sin embargo, se cuestiona la idoneidad de los indicadores de riesgo cambiario habituales, en un contexto de posible credibilidad imperfecta del compromiso cambiario, y se defiende un enfoque alternativo para medir el riesgo de tipo de cambio en ese contexto. Finalmente, en la tercera y última sección del capítulo se retoma el análisis de los efectos del SME sobre el riesgo de tipo de cambio, en el marco del nuevo enfoque propuesto en la sección anterior.

(1) Debido a la ausencia de datos suficientes, no se analiza el caso del escudo portugués, que se incorporó al MTC en abril de 1992.

I.1. Indicadores convencionales de volatilidad cambiaria

Los trabajos pioneros en el estudio de los efectos de la pertenencia a un acuerdo cambiario como el MTC del SME sobre el riesgo cambiario son los de la Comisión Europea (1982), Padoa-Schioppa (1983) y Ungeger *et al.* (1983, 1986). Todos estos trabajos utilizaron como medida o indicador de riesgo cambiario la varianza muestral de las series de tipo de cambio (o bien de su primera diferencia logarítmica) y concluyeron, con carácter general, que el riesgo asociado a la evolución de los tipos de cambio entre las divisas de los países que decidieron incorporarse al MTC en marzo de 1979 se había reducido a partir de entonces. Este resultado contrastaba, además, con el mantenimiento o incluso el aumento paralelamente registrado en los niveles de riesgo correspondientes a tipos de cambio entre divisas de países que permanecieron fuera del acuerdo.

Sin embargo, a partir del trabajo de Rogoff (1985) el riesgo asociado a la evolución futura del tipo de cambio se ha medido a partir de estimaciones de la varianza condicional de dicha serie [véanse, por ejemplo, Artis y Taylor (1988 y 1993)]. Concretamente, el indicador de riesgo cambiario a un plazo determinado que se deriva del uso de la varianza condicional puede caracterizarse como

$$\text{Riesgo}(s_{t+h} | \mathcal{I}_t) = \text{Var}(s_{t+h} | \mathcal{I}_t) = E\left\{[s_{t+h} - E(s_{t+h} | \mathcal{I}_t)]^2 | \mathcal{I}_t\right\}$$

donde s_t representa el (logaritmo del) tipo de cambio en t y \mathcal{I}_t recoge toda la información disponible en el momento t . Las ventajas de esta aproximación sobre la varianza incondicional son considerables. Así, por un lado, frente a la varianza incondicional, la varianza condicional distingue entre los movimientos del tipo de cambio que son previamente anticipados por los agentes y los que no lo son. Obviamente, solo estos últimos pueden ser fuente de riesgo. Por otro lado, la varianza condicional mide la expectativa de los agentes sobre la variabilidad de ese componente impredecible. Cabe esperar que los agentes tomen sus decisiones sobre la base, precisamente, de sus expectativas sobre esa variabilidad que es la fuente del riesgo.

Las conocidas dificultades para predecir el comportamiento del tipo de cambio en el marco de modelos macroeconómicos multivariantes explican, en gran medida, la opción por el marco univariante en la totalidad de los trabajos citados. En consecuencia, la esperanza condicional de s_t se ha obtenido, en general, a partir de modelos univariantes autorregresivos, de modo que la información incluida en el conjunto \mathcal{I}_t es la información correspondiente a la evolución del tipo de cambio observada en el

pasado. En lo sucesivo me referiré a la varianza condicional obtenida a partir de la modelización univariante del pasado del tipo de cambio como indicador de volatilidad cambiaria, a fin de distinguirla de la medida que se propondrá en la sección siguiente, para la que reservaré la denominación de indicador de riesgo cambiario.

La varianza condicional, por su parte, se ha modelizado siguiendo la metodología ARCH, originalmente propuesta en Engle (1983) y enriquecida posteriormente con múltiples aportaciones adicionales (2).

Esta es la aproximación que se va a seguir en esta sección para analizar el efecto de la rigidez del compromiso de las autoridades con la estabilidad cambiario sobre la volatilidad del tipo de cambio. Concretamente, el modelo para el tipo de cambio es el siguiente:

$$S_{t+1} = \xi + \epsilon_{t+1}$$

donde:

$$\epsilon_{t+1}|t \sim D(0, h_t)$$

Por lo tanto, se supone que los tipos de cambio siguen paseos aleatorios. Esta caracterización del comportamiento univariante de los tipos de cambio está ampliamente respaldada por la evidencia empírica para aquellos tipos de cambio sujetos a regímenes de libre flotación o, incluso, de «flotación sucia» (3). Sin embargo, el carácter estacionario o integrado de primer orden de las series de tipo de cambio correspondientes a divisas pertenecientes al MTC es una cuestión abierta en la literatura. No solo existe evidencia empírica claramente mixta sobre el orden de integración de las series de tipo de cambio (4), sino que se ha cuestionado, incluso, la posibilidad de realizar los pertinentes contrastes a partir de muestras en las que se ha producido un número extremadamente reducido (nulo, incluso) de realineamientos, debido a la existencia de lo que en la literatura se conoce como el problema del peso (5). En este trabajo no

(2) En Bollerslev, Chou y Kroner (1992) puede encontrarse una interesante panorámica sobre las aportaciones más relevantes. Por otro lado, en Pagan y Ullah (1988) se presentan metodologías alternativas para obtener varianzas condicionales.

(3) Véase, por ejemplo, Meese y Rogoff (1983).

(4) Así, en Frankel y Phillips (1991) o Svensson (1993) se encuentra evidencia favorable a la hipótesis de que los tipos de cambio son series $I(0)$, mientras que en Alberola *et al.* (1994) y Ball y Roma (1994) la evidencia es favorable a la hipótesis de que son series $I(1)$. Asimismo, como se muestra en Ayuso *et al.* (1995), los contrastes de raíces unitarias de Phillips-Perron aplicados a las series que se consideran en este trabajo no permiten rechazar la hipótesis de orden de integración unitario, incluso permitiendo cambios en las medias de las series.

(5) Véase Krasker (1980). El problema del peso será tratado con mayor detalle en la sección 1.2.

se pretende entrar directamente en el debate sobre la estacionariedad de los tipos de cambio, sino que se opta por el paseo aleatorio en los períodos de pertenencia al MTC como una aproximación empírica razonable, incluso en presencia de reversión a la media. En efecto, la hipótesis alternativa frente a la cual se juzga la hipótesis nula de que la serie sigue un proceso de paseo aleatorio es, en general, la de un proceso autorregresivo de primer orden cuyo parámetro está muy próximo a la unidad. En este sentido, incluso en el caso de que la hipótesis nula fuese rechazada, el error cometido al sustituir el verdadero valor del parámetro por el valor 1 sería poco relevante. De hecho, bajo determinados supuestos razonables (6), es posible probar que, para los tipos de cambio que se consideran a lo largo del trabajo, el parámetro en cuestión debe estar por encima de 0,98 (7).

Para el cálculo de la varianza condicional h_t se opta por la modelización desarrollada en Glosten, Jagannathan y Runkle (1993), a la que en lo sucesivo me referiré como GJR (p, p', q):

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i^2 h_{t-1-i} + \sum_{i=1}^{p'} \beta_i^2 h_{t-1-i} S_{t-1-i}^- + \sum_{i=1}^q \gamma_i h_{t-i}$$

donde

$$S_t^- = \begin{cases} 0, & \text{si } r_t \geq 0 \\ 1, & \text{si } r_t < 0 \end{cases}$$

El modelo GJR(p, p', q) engloba, como casos particulares, tanto los modelos GARCH(p, q) desarrollados en Bollerslev (1986) como los ARCH(p) puros propuestos por Engle (1983), permitiendo, además, la existencia de asimetrías en la respuesta de la volatilidad ante innovaciones positivas o negativas (8). La modelización lineal de la volatilidad, por otra parte, resulta muy conveniente, por las razones que se exponen a continuación.

La necesidad de disponer de una muestra suficientemente amplia aconseja trabajar con datos de frecuencia diaria. Sin embargo, estaremos interesados, en general, en el riesgo asociado a la evolución del tipo de cambio para horizontes superiores al día. Concretamente, si-

(6) Concretamente, ausencia de expectativas de revaluación frente al marco alemán y verificación de la paridad descubierta de los tipos de interés —sobre la que se comenta extensamente en la sección siguiente—.

(7) Véase el apéndice en Ayuso *et al.* (1995).

(8) Obsérvese que alguna de las medidas de volatilidad más comúnmente utilizadas, como la varianza muestral mensual de las variaciones logarítmicas diarias en ese mes, son casos particulares de esta modelización. Concretamente, este ejemplo se correspondería con un GJR ($\omega, 0, 0$) con ω igual a cero y el resto de los parámetros α_i iguales a $1/i$.

guiendo la práctica habitual en los estudios sobre riesgo cambiario, el horizonte temporal que se va a considerar a lo largo del trabajo es el de un mes. En consecuencia, denotando por t el número de datos diarios contenidos en el mes, la ecuación para el tipo de cambio puede reescribirse como

$$S_{t+1} = S_t + \epsilon_{t+1} \quad [I.1]$$

donde:

$$\epsilon_{t+1} = \sum_{i=1}^t \epsilon_{t+i} \quad [I.2]$$

$$V(\epsilon_{t+1} | \epsilon_t) = V(\epsilon_{t+1}) = \sum_{i=1}^t V(\epsilon_{t+i})$$

En este caso, las volatilidades a un mes se pueden obtener de manera sencilla, dado el carácter lineal de la modelización GJR de h_t . Por ejemplo, en el caso de un modelo GJR(1,1,1), es fácil comprobar que

$$V_t(\epsilon_{t+1}) = h_t \quad [I.3]$$

$$V_t(\epsilon_{t+j}) = \sigma^2 + \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \right) h_{t+j-2}, \quad j = 2, 3, \dots,$$

de donde es inmediato obtener $V_t(\epsilon_{t+1})$ a partir de la ecuación [I.2].

Con objeto de distinguir entre los efectos asociados a la decisión de incorporarse al MTC del SME (o abandonarlo) y los efectos asociados a la decisión sobre la mayor o menor amplitud de las bandas de fluctuación, las estimaciones se han separado en dos grupos. Así, en primer lugar, se estiman las volatilidades correspondientes a los tipos de cambio de la peseta, la libra esterlina y la lira, distinguiendo entre los diferentes subperíodos en los que dichas divisas estuvieron dentro o fuera del acuerdo cambiario (véase el cuadro I.1). En segundo lugar, se presentan los resultados correspondientes tanto al estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira en enero de 1990 como a la ampliación, en agosto de 1993, de las correspondientes a las divisas entonces participantes en el MTC (9).

(9) Con la única excepción, ya comentada, del florín holandés, que, en virtud de un acuerdo bilateral con Alemania, mantuvo la banda del $\pm 2,25\%$ para su tipo de cambio frente al marco.

CAMBIOS DE RÉGIMEN PARA LAS DIFERENTES DIVISAS ENTRE 1989 Y 1994

<i>Fecha</i>	<i>Cambios de régimen</i>
Junio de 1989	La peseta ingresa en el Mecanismo de Cambios del SME.
Enero de 1990	La banda de fluctuación de la lira pasa del ± 6 % al $\pm 2,25$ %.
Octubre de 1990	La libra esterlina ingresa en el Mecanismo de Cambios del SME.
Abril de 1992	El escudo ingresa en el Mecanismo de Cambios del SME.
Septiembre de 1992	La lira y la libra esterlina abandonan el Mecanismo de Cambios del SME. La peseta devalúa su paridad central.
Noviembre de 1992	La peseta y el escudo devalúan sus respectivas paridades centrales.
Enero de 1993	La libra irlandesa devalúa su paridad central.
Mayo de 1993	La peseta y el escudo devalúan sus respectivas paridades centrales.
Agosto de 1993	Todas las divisas pertenecientes al Mecanismo de Cambios, con la excepción del florín, amplían sus bandas de fluctuación hasta el ± 15 %.

Dado el papel de ancla del Sistema desempeñado por el marco alemán, el análisis se centra en los tipos de cambio bilaterales de las distintas divisas frente al mismo. Por otra parte, en línea con la práctica habitual en la literatura, se incluye en el análisis una variable de control que ayude a discernir hasta qué punto los diferentes resultados pueden considerarse como consecuencia genuina de las modificaciones en el régimen cambiario. Concretamente, se analiza la evolución de la volatilidad asociado a la evolución del tipo de cambio dólar/marco. En la medida en que esta divisa no se ha visto sometida a ninguna modificación relevante de su régimen cambiario en el período analizado, la evolución de su volatilidad puede ayudar a determinar hasta qué punto los cambios detectados en las volatilidades de las restantes divisas pueden considerarse genuinamente asociados a alteraciones de su régimen cambiario o, por el contrario, responden a tendencias más o menos comunes en el conjunto de las relaciones cambiarias.

1.1.1. SME frente a libre flotación

Los resultados de la estimación del modelo GJR para los tipos de cambio (frente al marco) de la peseta, la libra esterlina y la lira en los subperíodos relevantes se presentan en el cuadro I.2. Como puede observarse, los modelos GJR(1,1,1) proporcionan ajustes razonables, y los contrastes de la bondad del mismo se superan sin mayor problema. El gráfico I.1, por su parte, recoge la evolución de las (medias mensuales de las) correspondientes volatilidades cambiarias. Tanto el cuadro I.2 como el gráfico I.1 incluyen, además, el análisis del tipo de cambio del dólar frente al marco.

Como puede observarse en el gráfico I.1, los resultados que caracterizan el comportamiento de la libra esterlina, la peseta y la lira proporcionan el mismo mensaje que proporcionaban los trabajos citados al comienzo del capítulo con respecto a las divisas que en marzo de 1979 decidieron participar en el MTC del SME: la pertenencia al acuerdo cambiario reduce la volatilidad.

El caso de la libra esterlina es el más completo: su ingreso, en octubre de 1990, vino acompañado de una importante reducción de su volatilidad cambiaria. Su abandono del mismo, en septiembre de 1992, provocó un repentino incremento de volatilidad, suavizado después. En definitiva, dos años después de abandonar el MTC, la libra esterlina experimentaba unos niveles de volatilidad muy similares a los que caracterizaron la etapa previa a su ingreso en el mismo, y claramente superiores a los registrados durante su estancia en el acuerdo cambiario, entre octubre de 1990 y septiembre de 1992.

Los casos de la peseta y de la lira, por su parte, proporcionan el mismo tipo de resultado. El ingreso de la primera, en junio de 1989, vino seguido de una reducción sostenida de la volatilidad cambiaria, mientras que el abandono por parte de la lira, en septiembre de 1992, fue seguido por un aumento de volatilidad sustancial. En ambos casos, además, se incluyen sendos episodios de modificación de la amplitud de bandas, cuyo comentario detallado se pospone hasta la siguiente subsección, pero que también proporcionan información relevante sobre la verosimilitud de que las modificaciones de la volatilidad comentadas puedan considerarse como efectos genuinos de las modificaciones en los correspondientes regímenes cambiarios.

Así, por una parte, la ausencia de cambios relevantes en la volatilidad de la lira entre enero de 1987 y enero de 1990 contrasta con el cambio comentado de la volatilidad de la peseta en junio de 1989. Del mismo modo, el comportamiento de la volatilidad de esta última a partir de agosto de 1993, en comparación con la etapa previa al verano de 1992, es

ESTIMACIONES GJR PARA LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS TIPOS DE CAMBIO

$S_{t+1} - S_t = \varepsilon_{t+1}; \varepsilon_{t+1 t} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \gamma_1 S_t^- \varepsilon_t^2 + \beta_1 h_{t-1}$										
Tipo de cambio	Período	α_0	α_1	γ_1	β_1	T_1	T_2	T_3	T_4	N
ESP	8.86/6.89	0,006 (0,001)	0,33 (0,03)	-0,13 (0,03)	0,68 (0,02)	2,01	0,48	0,66	-0,33	685
/										
DEM	6.89/9.92	0,009 (0,002)	0,38 (0,05)	-0,31 (0,05)	0,58 (0,05)	2,02	1,10	0,77	-0,19	781
LIT	1.90/9.92	0,003 (0,001)	0,21 (0,06)	-0,14 (0,05)	0,69 (0,09)	2,61	-2,44	-1,37	1,36	651
/										
DEM	9.92/10.94	0,029 (0,008)	0,12 (0,04)	-0,12 (0,04)	0,82 (0,04)	9,71	0,12	0,67	-0,40	507

ESTIMACIONES GJR PARA LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS TIPOS DE CAMBIO (Continuación)

Tipo de cambio	Período	α_0	α_1	γ_1	β_1	T1	T2	T3	T4	N
GBP / DEM	1.88/9.90	0,003 (0,001)	0,02 (0,01)	-0,02 (0,01)	0,97 (0,01)	12,8	-0,58	0,43	0,08	677
	10.90/9.92	0,009 (0,002)	0,18 (0,05)	-0,03 (0,06)	0,72 (0,05)	1,85	1,28	0,67	-0,99	467
	9.92/10.94	0,006 (0,003)	0,07 (0,02)	—	0,90 (0,02)	1,50	-0,54	-1,40	1,60	510
USD / DEM	8.86/12.89	0,027 (0,010)	0,10 (0,03)	-0,02 (0,03)	0,86 (0,03)	6,36	2,39	1,40	-0,71	835
	1.90/9.92	0,032 (0,018)	0,07 (0,02)	-0,00 (0,00)	0,88 (0,04)	1,31	-0,27	-1,14	1,17	663
	9.92/10.94	0,011 (0,006)	0,06 (0,02)	-0,07 (0,02)	0,95 (0,02)	6,80	-0,64	-0,72	0,64	520

NOTAS:

- Entre paréntesis figuran los errores estándar. N es el número de observaciones diarias en cada período.
- T1 a T4 son, respectivamente, contrastes de heteroscedasticidad residual de hasta orden 5 (Box-Ljung) y asimetría, no linealidad positiva y no linealidad negativa residuales de primer orden (Engle-Ng, 1993). Sus distribuciones asintóticas, bajo la hipótesis nula de ajuste adecuado, son $\chi^2(5)$, en el primer caso, y t(N-1), en los otros tres.

EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO (a)



(a) Medias mensuales de datos diarios.

marcadamente diferente del seguido por las volatilidades de la libra y de la lira. En esta misma línea, la comparación de los casos inglés e italiano refuerza el carácter genuino de la evolución de la volatilidad de la libra en torno a octubre de 1990. Para concluir el análisis de las variables de control, el comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio dólar/marco en el período considerado refuerza, de nuevo, la verosimilitud de que exista una relación causa efecto entre el ingreso en (o el abandono de) el MTC y la correspondiente reducción (o aumento) de la volatilidad cambiaria. Así, la volatilidad del tipo de cambio dólar/marco no sufre ninguna alteración brusca entre finales de 1989 y principios de 1990, sino que mantiene la suave tendencia al alza iniciada alrededor de dos años antes. Asimismo, tras el verano de 1992, y en claro contraste con lo ocurrido en los casos de la lira y de la libra, el tipo de cambio dólar/marco experimenta una reducción de su volatilidad.

1.1.2. SME bandas estrechas frente a SME bandas anchas

El período analizado en este trabajo contiene un episodio de estrechamiento de bandas por parte de una única divisa (la lira italiana, en enero de 1990), así como otro de ampliación de bandas generalizada, en agosto de 1993.

El caso del estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira puede analizarse a partir del gráfico I.1. Como se observa, el estrechamiento vino acompañado por una ligera reducción de la volatilidad. Este resultado es coherente con los comentados en la subsección anterior, en la medida en que una reducción de la amplitud de bandas puede interpretarse en términos de un reforzamiento del compromiso con la estabilidad cambiaria o, si se prefiere, en términos de ingreso en un acuerdo cambiario parcialmente diferente.

El análisis del comportamiento de la volatilidad cambiaria, a raíz de la reforma de agosto de 1993, requiere algún comentario previo. Así, es preciso señalar que la etapa de crisis vivida por el Sistema a partir del verano de 1992 desaconseja el análisis de los efectos de la ampliación a partir de la comparación de las volatilidades inmediatamente anteriores e inmediatamente posteriores al 2 de agosto de 1993. En Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1995) puede verse cómo los niveles de volatilidad cambiaria propios de la etapa de crisis son sustancialmente mayores que los correspondientes a lo que puede considerarse la etapa «normal» de bandas estrechas. En este sentido, la ampliación de bandas fue concebida como una respuesta a esa situación de crisis y, en la medida en que consiguió estabilizar el Sistema, resultó exitosa. Así, a fin de evitar las consi-

EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO (a)



(a) Medias mensuales de datos diarios.

güentes distorsiones en la comparación entre niveles «normales» de volatilidad correspondientes a amplitudes de bandas diferentes, se compara el período comprendido entre junio de 1989 y agosto de 1992 con la etapa posterior a la reforma.

Aparte del caso de la peseta, incluido en el gráfico I.1, el gráfico I.2, tomado de Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1995), muestra la evolución de la volatilidad correspondiente a las restantes divisas, con la excepción comentada del escudo portugués. Como puede observarse, tras la ampliación de las bandas todas las divisas registraron un aumento considerable en sus volatilidades con respecto a las que caracterizaron la etapa estable con bandas más estrechas. De acuerdo con el gráfico I.1, este cambio no se detecta ni para el dólar ni para la lira o la libra esterlina, que para entonces estaban fuera del MTC. Con el paso del tiempo, las volatilidades de la peseta, del franco francés, del franco belga y de la corona experimentaron reducciones más o menos sostenidas, para, finalmente, situarse, a finales del verano de 1994, en niveles ligeramente superiores a los correspondientes a la etapa previa a la crisis. Esta reducción no se produce, sin embargo, para la libra esterlina, cuya volatilidad se estabiliza en un nivel claramente superior al que experimentó con anterioridad al verano de 1992.

En líneas generales, pues, la ampliación de las bandas de fluctuación se ha traducido en un pequeño incremento de la volatilidad cambiaria, que, entendido como una consecuencia de una cierta reducción en el grado de compromiso con la estabilidad cambiaria, resulta coherente con el mensaje que se desprende del conjunto de los resultados comentados hasta el momento a lo largo de este capítulo.

I.2. Volatilidad, credibilidad y riesgo de los tipos de cambio

El enfoque seguido hasta ahora para medir el riesgo de tipo de cambio se apoya, de manera implícita, en un supuesto que puede resultar poco apropiado, especialmente para el caso de las divisas pertenecientes al MTC del SME. Como se comentó con anterioridad, este acuerdo cambiario incluye la posibilidad de devaluaciones que, eventualmente, se traducen en saltos atípicos en los tipos de cambio de mercado. Sin embargo, dado su carácter excepcional, la frecuencia con la que se observan estos saltos en el tipo de cambio de mercado es enormemente reducida. Este reducido número de devaluaciones —en comparación con el número de observaciones disponibles correspondientes a episodios de no devaluación— plantea importantes dificultades de cara a la estimación del proceso estocástico que caracteriza el comportamiento de los tipos de cambio.

Las dificultades para estimar la media condicional de dicho proceso ha recibido una considerable atención en la literatura y ha sido bautizada como el *problema del peso*, en referencia al caso del peso mejicano, primera divisa para la que se analizó en detalle [véase Krasker (1980)]. En el caso de las divisas pertenecientes al MTC, el problema del peso se ha enfocado desde la óptica de los problemas de credibilidad de la parrilla de paridades. Así, se ha distinguido entre el proceso seguido por el tipo de cambio en ausencia de devaluaciones (o proceso «dentro de la banda») y el proceso que caracteriza el comportamiento del tipo de cambio en caso de devaluaciones [véase, por ejemplo, Svensson (1993)]. En este sentido, se dice que la parrilla disfruta de credibilidad perfecta cuando los agentes asignan probabilidad uno al hecho de que el tipo de cambio de mercado en el futuro inmediato se comporte de acuerdo con el primero de los procesos o, lo que es lo mismo, cuando asignan probabilidad nula a que ocurra una devaluación.

A partir de lo anterior, es fácil comprender que la obtención de la media condicional del tipo de cambio a partir, exclusivamente, de una muestra que no incluye episodios de devaluación (o que, alternativamente, incluye un número reducido de ellos) se apoya, de manera implícita, en el supuesto de credibilidad perfecta. De manera completamente análoga, las medidas de varianza condicional obtenidas en la sección anterior utilizan el mismo supuesto implícito. Sin embargo, la abundante literatura dedicada a medir la credibilidad del acuerdo cambiario del SME muestra que gran parte de las divisas participante sufrieron, durante su trayectoria en el MTC, la ausencia de una perfecta credibilidad de su régimen cambiario [véase, por ejemplo, Svensson (1993)].

Esta ausencia de credibilidad perfecta o, lo que es lo mismo, el hecho de que, en determinados momentos, los agentes económicos hayan asignado una probabilidad no nula a que se produjera un salto en el tipo de cambio de mercado tiene implicaciones serias sobre la validez de los indicadores convencionales de volatilidad cambiaria, que, contrariamente a sus implicaciones sobre las estimaciones de las medias condicionales de los tipos de cambio, ha recibido muy poca atención en la literatura.

En esta sección se analiza, en primer lugar, la naturaleza del sesgo presente en los indicadores convencionales de volatilidad cuando existen problemas de credibilidad del compromiso cambiario, en línea con los resultados en mi trabajo conjunto con M. Pérez Jurado y F. Restoy [Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1995)]. En segundo lugar, se propone un método sencillo para estimar un factor de corrección que permita eliminar dicho sesgo. El método se apoya en los resultados de mis trabajos conjuntos con F. Restoy [Ayuso y Restoy (1996)] y con M. Pérez Jurado [Ayuso y Pérez Jurado (1995)].

1.2.1. Corrección de los indicadores convencionales de volatilidad

Con objeto de analizar la idoneidad de los indicadores convencionales de volatilidad cambiaria en un contexto de credibilidad imperfecta, supongamos que el (logaritmo del) tipo de cambio de mercado en el momento $t+1$, s_{t+1} , puede ser la realización, bien de un proceso R1, cuyas media y varianza condicionales, en t , son μ_t^1 y h_t^1 , respectivamente, o bien de un proceso distinto R2, que se diferenciará del anterior tanto en su media condicional, μ_t^2 , como en su varianza condicional, h_t^2 . Supongamos que en el pasado inmediato el tipo de cambio ha seguido el proceso R1, pero que, en t , los agentes asignan una probabilidad p_t a que, en $t + 1$, se produzca el cambio de régimen de R1 a R2.

En estas condiciones, es inmediato que la media condicional del (log) tipo de cambio de mercado es:

$$\begin{aligned} E_t(s_{t+1}) &= (1 - p_t) E_t[s_{t+1} | R1] + p_t E_t[s_{t+1} | R2] = \\ &= \mu_t^1 + p_t (\mu_t^2 - \mu_t^1) \end{aligned} \quad [I.4]$$

A partir de la expresión anterior, es fácil comprobar que la estimación de la media condicional del tipo de cambio a partir de observaciones correspondientes a realizaciones del proceso R1 no constituye una medida adecuada de la misma, excepto en el caso de que la probabilidad asignada al cambio de régimen sea nula. Esta es, en definitiva, la esencia del problema del peso anteriormente comentado.

De manera análoga, la varianza condicional de s_{t+1} puede escribirse como:

$$\begin{aligned} V_t(s_{t+1}) &= E_t[s_{t+1} - E_t(s_{t+1})]^2 = \\ &= (1-p_t) E_t\{[s_{t+1} - E_t(s_{t+1})]^2 | R1\} + p_t E_t\{[s_{t+1} - E_t(s_{t+1})]^2 | R2\} \end{aligned} \quad [I.5]$$

Sustituyendo la ecuación [I.4] en la ecuación [I.5] es inmediato comprobar que

$$\begin{aligned} V_t(s_{t+1}) &= (1 - p_t) E_t[(s_{t+1} - \mu_t^1) - p_t(\mu_t^2 - \mu_t^1) | R1]^2 + \\ &+ p_t E_t[(s_{t+1} - \mu_t^2) + (1 - p_t)(\mu_t^2 - \mu_t^1) | R2]^2 \end{aligned}$$

Reagrupando términos:

$$V_t(s_{t+1}) = [(1 - p_t) h_t^1 + p_t h_t^2] + p_t(1 - p_t) (\mu_t^2 - \mu_t^1)^2 \quad [1.6]$$

Por lo tanto, la varianza condicional del tipo de cambio, cuando existe una probabilidad positiva de cambio de régimen, tiene dos componentes. El primero de ellos recoge la media ponderada de las varianzas condicionales correspondientes a cada uno de los regímenes, con la probabilidad de cambio de régimen actuando como factor de ponderación. El segundo componente mide el efecto sobre la varianza condicional derivado de la posibilidad de que se produzca una variación en la media condicional del proceso seguido por el tipo de cambio de mercado.

Con el fin de analizar el significado de este segundo componente, supóngase, por el momento, que el tipo de cambio objeto del análisis está sujeto a un régimen de tipo de cambio fijo sin bandas de fluctuación, pero ajustable. Supóngase, además, que la paridad vigente en t no es perfectamente creíble, de modo que existe una probabilidad no nula de que se acuerde una devaluación. En este caso, la varianza condicional *intrarrégimen* será cero bajo ambos regímenes ($h_t^1 = h_t^2 = 0$), pero la existencia de un riesgo de devaluación ($0 < p_t < 1$) hará no nula la varianza condicional del tipo de cambio, ya que el segundo sumando de la ecuación [1.6] será distinto de cero. De este modo, aunque no se observen fluctuaciones (digamos diarias) en el tipo de cambio de mercado, la varianza condicional (y, por tanto, el riesgo cambiario) puede ser elevada si el grado de credibilidad no es suficiente.

Para distinguir entre la varianza condicional del tipo de cambio y la correspondiente al régimen R1 (esto es, h_t^1) utilizaré el término riesgo cambiario para referirme a la primera, mientras que, por su relación con las estimaciones en la primera sección de este capítulo, me referiré a la segunda como volatilidad cambiaria.

La ecuación [1.6] sugiere una forma de corregir las medidas habituales de volatilidad cambiaria, basadas exclusivamente en la variabilidad observada del tipo de cambio, a fin de transformarlas en mediciones del riesgo cambiario. Así, dicha ecuación puede reescribirse como

$$V_t(s_{t+1}) = h_t^1 + FC_t \quad [1.7]$$

donde FC_t es el término de corrección cuya presencia se debe a la existencia de credibilidad imperfecta. Este término tiene la forma:

$$FC_t = p_t(h_t^2 - h_t^1) + p_t(1 - p_t) (\mu_t^2 - \mu_t^1)^2$$

Nótese, en primer lugar, que el término de corrección será mayor cuanto más alta sea la volatilidad esperada de la serie después del cambio de régimen y cuanto mayor sea la variación esperada, en términos absolutos, del valor medio del tipo de cambio tras la ruptura del proceso (por ejemplo, el tamaño esperado de la depreciación asociada a una devaluación).

En segundo lugar, el segundo término de FC_t es independiente de que el cambio de régimen produzca una apreciación o una depreciación del tipo de cambio. Este hecho refleja que la medida de riesgo evalúa la impredecibilidad de los movimientos del tipo de cambio, con independencia de la dirección en que estos se produzcan.

En tercer lugar, el segundo sumando de FC_t no evoluciona de forma monótona con la probabilidad de que se produzca un cambio de régimen. La razón de esta aparente paradoja radica en el hecho de que un valor de p_t cercano a 1, aunque incrementa la tasa esperada de apreciación o depreciación de la moneda, hace, al mismo tiempo, muy probable el cambio de régimen. Esta mayor probabilidad refleja un menor grado percibido de incertidumbre en torno a la variación del tipo de cambio y reduce, en consecuencia, su varianza condicional. En concreto: un valor de p_t igual a 1/2 maximiza (para unos valores dados de las medias condicionales) el segundo término del factor de corrección, ya que corresponde al caso en que la incertidumbre sobre cuál será el régimen futuro es más elevada.

Desde el punto de vista de los objetivos de este trabajo, la necesidad de este factor de corrección puede surgir por una doble vía. Así, por un lado, para los tipos de cambio de las divisas pertenecientes al MTC, la existencia de un determinado riesgo de devaluación puede caracterizarse, en términos de la modelización anterior, a partir de la especificación de dos procesos que, en principio, podrían tener igual varianza condicional intrarrégimen, pero diferentes medias condicionales. En este caso, dado que los agentes no esperan que la volatilidad del tipo de cambio se vea sustancialmente afectada por la devaluación, la asignación de una probabilidad no nula al cambio de régimen implica que los indicadores convencionales de volatilidad infraestiman inequívocamente el riesgo cambiario.

Por otro lado, la posibilidad del ingreso en el Mecanismo (o de abandono del mismo), así como de una ampliación o reducción de la amplitud de las bandas de fluctuación, pueden caracterizarse, siempre que sean «puros» (esto es, suponiendo que ninguno de tales movimientos viene acompañado de un salto en el tipo de cambio de mercado), a partir de la especificación de dos procesos con idéntica media condicional, pero diferentes varianzas condicionales intrarrégimen. En este sentido, los indicadores convencionales de volatilidad para los tipos de cambio de divisas para las que muy probablemente se espera un pronto ingreso en un

acuerdo cambiario como el del SME (con menor varianza intrarrégimen) sobreestimarían, también de manera inequívoca, el riesgo cambiario.

A continuación se propone una caracterización de los procesos R1 y R2 en esta línea, acorde con la modelización del tipo de cambio en la sección I.1, y que, bajo determinados supuestos, permite llevar a cabo una estimación del factor de corrección FC_t .

I.2.2. Estimación del factor de corrección

Para introducir el problema de la credibilidad en el modelo que caracteriza el comportamiento del tipo de cambio es preciso modificar la ecuación [I.1], de modo que tengan cabida posibles cambios de régimen. Para facilitar el análisis, se supone que el cambio de régimen entre t y $t+$ es único. Dado que el plazo elegido en el trabajo es el de un mes, no parece que este supuesto sea excesivamente restrictivo.

La forma concreta en la que se modifica dicha ecuación es la siguiente:

$$s_{t+} = s_t + d_{t+}^* + \left(1 - \delta_{t+}^*\right) \frac{k^{(t)}}{t+} + \delta_{t+}^* \frac{k^{(t)+1}}{t+} \quad [I.8]$$

donde

$$\delta_{t+}^* = \begin{cases} 1, & \text{si ocurre el cambio de régimen} \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

y el cambio de régimen entre t y $t+$ incluye realineamientos de paridades centrales, ingresos o abandonos del MTC y alteraciones en la amplitud de sus bandas de fluctuación. Asimismo,

$$d_{t+}^* = \begin{cases} d_{t+}, & \text{si cambia el régimen} \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

donde d_{t+} representa el salto en el tipo de cambio de mercado entre t y $t+$ asociado al cambio de régimen. Por su parte, $k(t)$ es el número de cambios de régimen ocurridos hasta t y $\frac{k^{(t)}}{t}$ y $\frac{k^{(t)+1}}{t+}$ son las innovaciones —con media cero y varianzas condicionales $h_t^{k^{(t)}}$ y $h_t^{k^{(t)+1}}$ — propias del régimen cambiario actual y del régimen alternativo, respectivamente.

Idealmente, cuando el cambio de régimen consiste en un realineamiento, cabe suponer que se produzca un salto en el tipo de cambio de mercado — $d_{t+} \neq 0$ —, pero que no haya alteraciones significativas en las varianzas condicionales intrarrégimen que caracterizan la evolución del tipo de cambio antes y después del realineamiento — $h_t^{k^{(t)}} = h_t^{k^{(t)+1}}$ —. Por el contrario, cuando el cambio de régimen consiste, bien en un ingreso o

abandono del MTC, bien en una modificación de la amplitud de sus bandas de fluctuación, cabría esperar un cambio en las varianzas condicionales — $h_t^{k(t)}$ — $h_t^{k(t)+1}$ — y un salto nulo en el tipo de cambio de mercado — $d_{t+} = 0$ —. Obsérvese que la ecuación [I.8] está definida de forma suficientemente general como para admitir ambos supuestos como casos particulares.

A partir del proceso representado por la ecuación [I.8], la ecuación [I.7], que caracteriza la varianza condicional del tipo de cambio a plazo , puede reescribirse como (10)

$$V_t(s_{t+}) = h_t^{k(t)} + p_t (h_t^{k(t)+1} - h_t^{k(t)}) + p_t V_t(d_{t+}) + p_t E_t(d_{t+}) [E_t(d_{t+}) - p_t E_t(d_{t+})]$$

donde p_t representa la probabilidad asignada por los agentes a que tenga lugar un cambio de régimen entre t y $t+$.

Obsérvese que, fruto de la caracterización de los procesos R1 y R2 implícita en la ecuación [I.8], no solo aparecen los equivalentes de las medias y varianzas condicionales de ambos procesos, sino que aparece un factor nuevo — $V_t(d_{t+})$ — como consecuencia de la incertidumbre adicional que en este caso tienen los agentes sobre cuál será (el equivalente de) la media condicional del proceso R2. Como cabría esperar, la existencia de este componente implica un sesgo adicional a la baja en la medida de riesgo cambiario que proporcionan los indicadores convencionales de volatilidad.

En resumen, para calcular el riesgo asociado a la evolución del tipo de cambio en un contexto de credibilidad imperfecta es preciso calcular los valores que toman la probabilidad de cambio de régimen — p_t — y el consiguiente salto esperado en el tipo de cambio — $E_t(d_{t+})$ —, cuyo producto mide la tasa esperada de depreciación asociada al cambio de régimen, así como las varianzas condicionales correspondientes a cada uno de los posibles regímenes — $h_t^{k(t)}$ y $h_t^{k(t)+1}$ — y al tamaño del salto en el tipo de cambio de mercado asociado al paso de un régimen a otro — $V_t(d_{t+})$ —.

1.2.2.1. Volatilidades intrarrégimen: $htk(t)$ y $htk(t)+1$

Obsérvese, en primer lugar, que, dado el comportamiento del tipo de cambio que se deriva de la ecuación [I.8], el indicador de volatilidad ana-

(10) En la expresión que sigue se supone que, condicionado a que ocurra un cambio de régimen, el salto en el tipo de cambio y la correspondiente innovación están incorrelacionados.

lizado en la sección I.1 proporciona, para cada uno de los períodos relevantes, una estimación de $h_t^{k(t)}$, es decir, de la volatilidad correspondiente al régimen cambiario vigente en el pasado inmediato. Sin embargo, la estimación de $h_t^{k(t)+1}$ requiere la identificación, *a priori*, en cada momento t del régimen cambiario alternativo al entonces vigente. A este respecto, es preciso distinguir, al menos, entre aquellos casos en los que el régimen vigente corresponde a etapas de pertenencia o de no pertenencia al MTC.

Para los casos de la peseta y de la libra esterlina durante su etapa previa al ingreso en el acuerdo, parece razonable suponer que el cambio de régimen que podrían estar anticipando los agentes era el ingreso en dicho acuerdo. Así, para la peseta, el ingreso en el SME estaba pendiente desde el ingreso de España en la UE (CEE, entonces), en enero de 1986. La libra esterlina, por su parte, formaba parte del SME desde la creación de este en 1979, y, tras el ingreso de la peseta en julio de 1989, proliferaron los comentarios en torno a la posibilidad de que las autoridades británicas tomaran la misma decisión. En consecuencia, en estos dos casos se tomará como estimación de la volatilidad del régimen alternativo el valor medio de la serie $h_t^{k(t)}$ durante su pertenencia al Mecanismo (solo hasta su primera devaluación, en el caso de la peseta) (11).

Para los casos de la lira y de la libra esterlina a partir de su abandono del Mecanismo, en septiembre de 1992, sin embargo, no se considera que la alternativa sea el reingreso en el mismo. Las razones radican tanto en la propia evolución —poco estable— del MTC desde los citados abandonos hasta, al menos, la ampliación de bandas, en agosto de 1993, como en las declaraciones de los responsables económicos italianos y británicos —especialmente estos últimos—, que han mantenido una cierta ambigüedad con respecto a tal posibilidad (12). En ambos casos, pues, se iguala la volatilidad del régimen alternativo a la del régimen entonces vigente, es decir, a la que caracterizó la etapa posterior a septiembre de 1992.

El tratamiento de los episodios de pertenencia al MTC es, sin embargo, menos obvio, ya que entre las alternativas pueden figurar tanto un cambio en la amplitud de la banda de fluctuación como un posible abandono del acuerdo. En este sentido, dados los períodos que se analizan,

(11) Puesto que las volatilidades a un mes se obtienen a partir de la serie diaria —véase ecuación [I.2]—, esta forma de proceder supone, además, que los agentes esperan que el cambio de régimen tenga lugar justo al inicio de ese plazo de un mes. Suponer, por ejemplo, que el cambio tiene lugar en el medio del período —en cuyo caso la volatilidad del régimen alternativo sería la media de la del régimen anterior y la que ahora se propone— o al final del mismo no altera los resultados cualitativos del análisis.

(12) La primera declaración más o menos oficial con referencia expresa a un posible reingreso corresponde al primer ministro italiano Dini, quien, en la primavera de 1995, habló de un posible reingreso de la lira a partir de 1996.

se opta por considerar que el cambio de régimen anticipado por los agentes ha sido siempre una devaluación «pura», sin efecto alguno sobre las volatilidades intrarrégimen ($h_t^{k(t)} = h_t^{k(t)+1}$). Las razones que justifican este supuesto son las que se exponen seguidamente.

Por un lado, la notable estabilidad del SME desde 1987 hasta el resultado del referéndum danés del 2 de junio de 1992, junto con los sucesivos ingresos en el MTC de la peseta, de la libra esterlina y del escudo, hacen bastante improbable que los agentes considerasen posibles abandonos como una alternativa razonable para las divisas pertenecientes al Mecanismo. Ciertamente, esto pudo cambiar a partir del verano de 1992 y, particularmente, a raíz de los abandonos de la lira y de la libra esterlina. Ahora bien, en este trabajo no se analiza el período septiembre de 1992-julio de 1993 para las divisas que permanecieron en el acuerdo cambiario, por lo que, si acaso, es posible que el supuesto sesgue a la baja la medición del riesgo cambiario como mucho en los dos o tres meses inmediatamente anteriores a septiembre de 1992.

Por otro lado, es posible que la ampliación de las bandas en agosto de 1993 —recuérdese que el período inmediatamente anterior no se analiza— se interpretase como un simple paso intermedio hacia el abandono por parte de alguna o algunas divisas. Sin embargo, la evolución posterior de los tipos de cambio ha debido, probablemente, modificar tales expectativas. Además, dadas las declaraciones de las diferentes autoridades monetarias sobre las ventajas de la nueva situación, tampoco parece probable que se considere que el estrechamiento de las nuevas bandas sea una alternativa razonable, al menos a corto plazo (13).

1.2.2.2. La tasa esperada de depreciación: $p_t E_t(d_{t+\tau})$

El producto $p_t E_t(d_{t+\tau})$, es decir, la expectativa de depreciación del tipo de cambio como consecuencia del cambio de régimen, puede calcularse de manera sencilla, a partir de la relación de paridad que debe verificarse entre los tipos de interés de activos homogéneos denominados en divisas diferentes. En efecto, si no existen oportunidades de arbitraje en los mercados para tales activos, debe verificarse que

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+\tau}) - s_t + \tau \quad [I.10]$$

(13) De hecho, la devaluación de la peseta y del escudo, en marzo de 1995 (período no analizado en el trabajo), puede haber reforzado esta percepción.

donde $i_t - i_t^*$ es la diferencia entre los tipos de interés (sin anualizar) de los activos homogéneos con un plazo de vencimiento igual a t , y ρ_t es una prima por riesgo cambiario. A partir de la ecuación [I.8], es inmediato que la expresión anterior puede reescribirse como

$$i_t - i_t^* - \rho_t = p_t E_t(d_{t+1}) \quad [I.10']$$

Así, la tasa esperada de salto en el tipo de cambio en el mes próximo (14) puede obtenerse a partir del diferencial de tipos de interés a un mes y de la prima por riesgo cambiario a dicho plazo. Con respecto a esta última, en Svensson (1992) se presentan argumentos teóricos contrarios a la posibilidad de que las primas, por riesgo cambiario dentro del MTC sean grandes. Por otro lado, en Ayuso y Restoy (1996) se lleva a cabo una medición explícita de tales primas, tanto para divisas pertenecientes al MTC del SME como para divisas que no pertenecen al mismo, en el contexto de un modelo general de valoración de activos financieros. A continuación se comentan brevemente estas estimaciones.

El punto de partida del trabajo lo constituye el programa estándar de maximización de la utilidad esperada que proporciona la senda (infinita) de consumos contingentes a partir de un momento t . Concretamente, en el período t los agentes resuelven el siguiente problema:

$$\text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U[C(t+i)]$$

sujeto a las restricciones

$$P(z+1)W(z+1) = P(z)[W(z) - C(z)]R_m(z+1),$$

$$R_m(z+1) = \sum_{j=0}^N p_j(z)R_j(z+1),$$

$$p_j(z) = 1,$$

$$z = t$$

donde β es un parámetro de preferencia temporal; $C(t)$ es el consumo real en t ; $W(t)$, la riqueza financiera real —la única posible en el modelo—; $R_j(t+1)$ es el rendimiento nominal entre t y $t+1$ del activo financiero,

(14) Recuérdese que, en el plazo de un mes, el cambio de régimen se considera único.

expresado en unidades de una moneda base; $w_j(t)$ es la proporción de la riqueza invertida en el activo j ; y , finalmente, $P(t)$ es el índice de precios relevante para el consumidor, expresado también en unidades de la moneda base. Entre los activos financieros figuran activos homogéneos denominados en divisas diferentes.

Como se prueba en Ayuso y Restoy (1996), suponiendo que la función de utilidad tiene la forma isoelástica convencional y que es posible aproximar la tasa de crecimiento del consumo por una proporción determinista del rendimiento de la cartera de equilibrio, es posible reescribir las ecuaciones de Euler del programa anterior como

$$E_t \left\{ R_m(t+1)^{-1} \left[\frac{P(t)}{P(t+1)} \right]^{1-\gamma} \left[\tilde{R}_j(t+1) \frac{e_j(t+1)}{e_j(t)} - R_0(t+1) \right] \right\} = 0$$

donde el subíndice $j = 1, 2, \dots, K$ corresponde, ahora, a los activos homogéneos denominados en K divisas diferentes entre sí y diferentes de la divisa base (caracterizada por el subíndice 0); γ es el parámetro que mide el grado de aversión relativa (constante) al riesgo; R_j es el rendimiento nominal del activo j , expresado en la divisa en la que está denominado el activo, y e_j representa el tipo de cambio bilateral entre la divisa j y la divisa base, expresado en unidades de esta por unidad de aquella.

En el trabajo referenciado se lleva a cabo, en primer lugar, la estimación del parámetro γ . Para ello, se particularizan las K ecuaciones anteriores para un conjunto de depósitos a un mes en el euromercado que incluye depósitos denominados en divisas del MTC y depósitos denominados en otras divisas (dólar, yen y libra esterlina) y se utilizan como *proxy* de la cartera de equilibrio una cartera mundial, una cartera mundial sin Japón y una cartera europea. La estimación, utilizando el Método Generalizado de Momentos, evidencia, en primer lugar, que los datos son coherentes con la modelización propuesta, de modo que el contraste clásico de sobreidentificación se supera claramente. En segundo lugar, proporciona una estimación del parámetro γ estadísticamente diferente de cero, lo que, en principio, supone evidencia en contra de la hipótesis de paridad descubierta (es decir, en contra de la existencia de primas de riesgo nulas).

Sin embargo, a partir de la linealización de las ecuaciones de Euler anteriores es posible obtener una expresión paralela a la expresión [I.10], que permite estimar directamente la prima de riesgo. Concretamente,

$$\tau = \{ \text{Cov}_t[s_j(t+1), r_m(t+1)] - \text{Cov}_t[s_j(t+1), \log P(t+1)] \}$$

donde r_m es el logaritmo de $(1+R_m)$ y s_j es el logaritmo del tipo de cambio entre las divisas j y 0.

Los resultados de las estimaciones a partir de la ecuación anterior muestran que las primas de riesgo cambiario (medias) son prácticamente nulas —por debajo de los 10 puntos básicos— para las divisas pertenecientes al MTC (con la excepción, quizá, del período de crisis, no contemplado en este trabajo) y algo mayores —entre 50 y 100 puntos básicos— para el resto. En consecuencia, para los períodos de pertenencia al MTC no se han considerado primas de riesgo, es decir, se ha supuesto que se verifica la paridad descubierta de los tipos de interés. Por el contrario, para la peseta, la libra esterlina y la lira italiana, durante la etapa en la que estuvieron fuera del acuerdo, se han tomado como estimaciones de las correspondientes π_t , los valores proporcionados en Ayuso y Restoy (1996): 52 puntos básicos para la peseta hasta su ingreso en el SME, 52 puntos básicos para la libra esterlina antes de su ingreso y 25 puntos básicos después de su abandono del MTC, y, finalmente, 61 puntos básicos para la lira italiana a partir del 17 de septiembre de 1992 (15).

1.2.2.3. Probabilidad y tamaño: p_t y $E_t(d_{t+1})$

La separación entre probabilidad — p_t — y tamaño — $E_t(d_{t+1})$ —, sin embargo, resulta más compleja y requiere la especificación de un modelo para las depreciaciones de los tipos de cambios asociadas a devaluaciones. Antes, sin embargo, conviene observar que, aunque técnicamente solo cabe hablar de devaluación en el contexto de regímenes de tipos de cambio fijos, pero ajustables —y no en un sistema de libre flotación—, no es menos cierto que, al menos para las divisas y etapas analizadas, la flotación no ha sido totalmente libre, sino dirigida (o, si se prefiere, «sucia»). En este sentido, la existencia de importantes diferenciales de intereses, netos de riesgo, en esta etapa de flotación dirigida puede interpretarse en términos de expectativas de depreciaciones radicales de los tipos de cambio. De hecho, las alteraciones del tipo de cambio de la peseta en los años 1977 y 1982, pese a producirse en un marco de (teórica) flotación libre, son conocidas como las devaluaciones de, respectivamente, Fuentes y Boyer.

La estimación separada de los componentes probabilidad y tamaño no ha recibido excesiva atención en la literatura, pese a su importancia

(15) Los diferenciales de tipos de interés medios correspondientes a estas divisas y períodos son, respectivamente, 765, 664, -100 y 318 puntos básicos.

para analizar determinados aspectos de la evolución de la credibilidad que no pueden analizarse convenientemente a partir de medidas agregadas de ambos —como, por ejemplo, la tasa esperada de depreciación— [véase Ayuso y Pérez Jurado (1995)]. Cabe citar, en primer lugar, un grupo de trabajos [por ejemplo, Gómez y Montalvo (1994)] y Mundaca (1995) en los que se lleva a cabo la estimación de probabilidades de cambio de régimen en el contexto del modelo de dos regímenes de Hamilton (1989). Sin embargo, en el marco de estos trabajos no es posible identificar los cambios de régimen en los términos concretos en los que se han identificado a lo largo de este capítulo (16). Esto dificulta la interpretación de las probabilidades estimadas y, en todo caso, hace que dicha metodología no sea adecuada para los fines que aquí se persiguen.

Más en línea con los planteamientos de este capítulo está el trabajo de Gutiérrez (1994). En dicho artículo se lleva a cabo una estimación independiente de la probabilidad de que ocurra una devaluación en el MTC y del tamaño del correspondiente realineamiento de la paridad central, para los tipos de cambio frente al marco del franco belga, la corona danesa, la lira italiana, el franco francés y el florín. La probabilidad se obtiene a partir de un modelo *probit*, mientras que los tamaños se ajustan a partir de un modelo *tobit* truncado para las observaciones correspondientes a los episodios de devaluación. Sin embargo, al centrarse en el tamaño de la devaluación y no en el de la depreciación asociada, el método seguido en Gutiérrez (1994) no permite sacar partido de la información que sobre la evolución futura de los tipos de cambio de mercado proporciona el diferencial de tipos de interés, información especialmente necesaria a tenor de las implicaciones del problema del peso anteriormente comentado.

Un trabajo en el que sí se incorpora ese contenido informativo de los tipos de interés es el de Mizrach (1993), en el que se analizan las probabilidades de devaluación y los tamaños de las correspondientes depreciaciones de la lira y del franco francés. Concretamente, Mizrach parte de la ecuación

$$\dot{i}_t - \dot{i}_t^* = \rho_t E_t[(s_{t+} - s_t) \mid \text{Devaluación}] = \rho_t E_t(d_{t+})$$

Identificando las variables y las formas funcionales que explican el comportamiento de la probabilidad — $\rho_t = f_p(Z_t^p)$ — y el tamaño — $E_t(d_{t+}) = f_d(Z_t^d)$ —, Mizrach estima la ecuación

(16) Obsérvese que en el contexto del capítulo no hay dos regímenes, sino tantos como períodos entre devaluaciones y/o modificaciones de la amplitud de las bandas de fluctuación.

$$i_t - i_t^* = (Z_t^p)^p Z_t^d + u_t, \quad t = 1, 2 \dots$$

donde $\phi(x)$ es la función de distribución de una normal estandarizada.

Sin embargo, al incluir en la estimación toda la muestra indistintamente (episodios de devaluación y de no devaluación), este método desaprovecha la información que sobre el componente tamaño proporcionan los saltos efectivamente experimentados por los tipos de cambio de mercado en torno a las devaluaciones. Además, al incluir variables distintas en Z^d y Z^p , la descomposición descansa exclusivamente en la forma funcional de las ecuaciones de probabilidad —no lineal— y tamaño —lineal—.

A continuación se propone un método para descomponer la tasa esperada de depreciación en sus componentes probabilidad y tamaño que aprovecha tanto el contenido informativo de los diferenciales de tipos de interés como el valor informativo de los saltos experimentados por los tipos de cambio de mercado en torno a las devaluaciones. Además, a diferencia de cualquiera de los métodos anteriores, el método que aquí se propone permite llevar a cabo la separación sin necesidad de explicitar cuáles son las variables que determinan el comportamiento de la probabilidad. Esta ventaja adicional es especialmente relevante dadas las dificultades que encierra la caracterización y medición de las variables que, presumiblemente, explican la evolución de la probabilidad asignada por los agentes a que ocurra una devaluación.

El punto de partida del modelo que se propone para modelizar las depreciaciones en el tipo de cambio de mercado que acompañan a los cambios de régimen es el siguiente. En líneas generales, puede suponerse que mantener un determinado régimen cambiario conlleva ciertos costes para la autoridad monetaria, mientras que la modificación del mismo implica unos costes diferentes. Cuando aquellos resulten superiores a estos últimos, tendrá lugar un cambio de régimen y el tipo de cambio de mercado experimentará el consiguiente salto.

Este tipo de supuesto constituye el núcleo de la abundante literatura sobre las crisis cambiarias, cuyo objetivo básico es encontrar una explicación a las crisis periódicas que parecen experimentar los sistemas de tipos de cambios fijos o cuasi-fijos, como el MTC. Una primera ola de trabajos [Flood y Garber (1984) o Blanco y Garber (1986)] se centró en el papel desempeñado por las reservas de los bancos centrales en las crisis cambiarias. Más recientemente, el trabajo de Obstfeld (1994) ha abierto la puerta a una nueva serie de trabajos [Bensaid y Jeanne (1994) u Ozkan y Sutherland (1994)] en los que los costes asociados a los niveles de tipos de interés que resultan necesarios para mantener el compro-

miso cambiario pasan a desempeñar el papel estelar de la explicación de por qué se producen crisis de tipo de cambio. Ambas corrientes tienen cabida en el modelo general que se expone a continuación.

Representemos por C_{t+1} la diferencia entre los costes asociados a mantener un determinado régimen de tipo de cambio y los costes asociados a su abandono, y supongamos que las variables de las que depende este indicador están recogidas en el vector X_t^c :

$$C_{t+1} = X_t^c \beta^c + u_{t+1}^c \quad [I.11]$$

El cambio de régimen tendrá lugar, pues, cuando C_{t+1} tome un valor positivo, en cuyo caso se producirá el correspondiente salto en el tipo de cambio de mercado, d_{t+1} . Este salto dependerá, a su vez, de las variables agrupadas en el vector X_t^d :

$$d_{t+1} = X_t^d \beta^d + u_{t+1}^d \quad [I.12]$$

La distribución conjunta de las perturbaciones aleatorias u_t^d y u_t^c se supondrá que es una normal de media cero y matriz de varianzas Σ , siendo

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_d^2 & \sigma_{cd} \\ \sigma_{cd} & \sigma_c^2 \end{pmatrix}$$

Expresado en términos de las ecuaciones [I.11] y [I.12], es inmediato que el problema de estimar la probabilidad de cambio de régimen \hat{p}_t y el tamaño de la correspondiente depreciación $\hat{E}_t(d_{t+1})$ se traduce en el problema de estimar los parámetros β^d , β^c y Σ , ya que

$$\hat{E}_t(d_{t+1}) = \hat{d}_{t+1} = X_t^d \hat{\beta}^d$$

y

$$\hat{p}_t = \text{prob}(C_{t+1} > 0) = \Phi(X_t^c \hat{\beta}^c / \hat{\sigma}_c)$$

donde, como antes, Φ es la función de distribución de la normal estandarizada.

Ahora bien, ni el indicador C_t ni la variable d_t son directamente observables. La única información disponible es el signo de C_t (es decir, si ocurre o no una devaluación) y, condicionado a que realmente ocurre, el tamaño de la correspondiente depreciación en el tipo de cambio de mercado. Si se define la variable \hat{p}_t como

$$t = \begin{cases} 1, & \text{si } C_t > 0 \\ 0, & \text{si } C_t = 0 \end{cases}$$

las variables que son directamente observables son la propia d_t y $d_t / t = 1$.

La estimación de los parámetros de la ecuación [I.12] a partir de una muestra que incluya solo los saltos del tipo de cambio de mercado observados cuando se ha producido una devaluación está sujeta a un problema de selección muestral (véase Amemiya 1985). Si las perturbaciones de las ecuaciones [I.11] y [I.12] no son independientes, la obtención de un estimador consistente de d_t y d_t requiere añadir a la ecuación [I.12] un nuevo regresor conocido como la «lambda de Heckman», que depende de los parámetros y las variables de la ecuación [I.11]:

$$d_t = X_{t-1}^d d + (X_{t-1}^c / c) + a_t, \quad t / t = 1 \quad [\text{I.13}]$$

donde

$$(X_{t-1}^c / c) = \frac{(X_{t-1}^c / c)}{(X_{t-1}^c / c)}$$

es la citada lambda de Heckman, f es la función de densidad de la normal estandarizada y, como puede verse en Amemiya (1985), la perturbación a_t no es homocedástica. Por tanto, la estimación del tamaño esperado de la depreciación asociada a una devaluación requiere la estimación previa de la ecuación [I.11], que determina la correspondiente probabilidad. Este es el camino seguido en Gutiérrez (1994), identificando d_t con el tamaño de la devaluación de la paridad central.

Sin embargo, la estimación de las probabilidades de devaluación a partir de la ecuación [I.11] resulta bastante compleja, como consecuencia, por un lado, de la necesidad de determinar y medir las variables que configuran el vector X_{t-1}^c (17) y, por otro, de la dificultad para captar su previsiblemente elevada variabilidad a partir del escaso número de devaluaciones observadas (problema del peso). Ambos problemas pueden mitigarse, al menos en parte, incorporando en el análisis la información sobre las expectativas de evolución futura del tipo de cambio, contenida en el diferencial de tipos de interés entre dos activos homogéneos deno-

(17) Cabe esperar que la probabilidad asignada por los agentes a que tenga lugar una devaluación dependa de un conjunto amplio de factores, alguno de ellos no necesariamente de contenido económico —por ejemplo, eventos políticos— y de difícil medición.

minados en cada una de las divisas cuyo tipo de cambio se está considerando.

La paridad descubierta de los tipos de interés puede utilizarse para eliminar i_t^c / i_t^d y X_{t-1}^c de la ecuación [I.13] (18). En particular, es inmediato que

$$i_t - i_t^* = \left(X_t^c \frac{c}{c} \right) X_t^d \quad [I.14]$$

La ecuación [I.14] permite eliminar $\frac{c}{c}$ y X_{t-1}^c en la regresión [I.13] y transformarla en una ecuación no lineal, donde las variables explicativas y los parámetros son solo los de la ecuación [I.12]. En particular, la ecuación no lineal toma la forma

$$d_t = X_{t-1}^d \left(\frac{d}{d} \right) + v_t, \quad t / t = 1 \quad [I.15]$$

donde

$$f_{t-1} \left(\frac{d}{d} \right) = \frac{\left\{ -1 \left[(i_{t-1} - i_{t-1}^*) / X_{t-1}^d \right] \right\}}{(i_{t-1} - i_{t-1}^*) / X_{t-1}^d}$$

y -1 es la función inversa de $\frac{d}{d}$.

La ecuación no lineal [I.15] —donde han desaparecido las variables y parámetros de la ecuación [I.11] para el componente de probabilidad— puede estimarse a partir de un método iterativo que se resume en los siguientes pasos:

a) Estimar por mínimos cuadrados ordinarios la regresión lineal

$$d_t = X_{t-1}^d \left(\frac{d}{d} \right) + v_t, \quad t / t = 1$$

es decir, para aquellas observaciones correspondientes a los episodios de devaluación.

(18) Alternativamente, podría utilizarse la ecuación [I.4] para eliminar las variables y los parámetros relacionados con el tamaño esperado. Sin embargo, cabe esperar que, en comparación con las probabilidades, los tamaños sean menos volátiles y, por tanto, más fáciles de explicar en función las variables X . Asimismo, la existencia de una prima de riesgo cambiario no invalida el método. Este sigue siendo válido, sin más que sustituir i_t^* por $i_t - v_t$.

- b) Una vez estimado el tamaño esperado del salto en el tipo de cambio de mercado, $E_t(d_{t+1}) = \hat{d}_{t+1}$, estimar, haciendo uso de la ecuación [I.14], la probabilidad de devaluación (19)

$$\hat{p}_t = \text{Prob}_t(d_{t+1} = 1) = \frac{i_t - i_t^*}{\hat{d}_{t+1}}$$

Obsérvese que este método para estimar la probabilidad constituye una alternativa a su estimación a partir de la ecuación [I.11], según la cual

$$\text{Prob}_t(d_{t+1} = 1) = (X_t^c / c)$$

Por tanto, $(i_t - i_t^*) / \hat{d}_{t+1}$ proporciona una estimación de (X_t^c / c) , donde no ha sido preciso explicitar las variables que componen el vector X^c .

- c) A partir de esta estimación de (X_t^c / c) , obtener (X_t^c / c) . El cociente entre ambas proporciona una estimación del regresor (X_{t-1}^c / c) alternativa a la que proporciona la estimación directa de la ecuación [I.11].
- d) Estimar la ecuación [I.13], de nuevo solo para aquellas observaciones correspondientes a los episodios de devaluación, incluyendo ahora la variable (X_{t-1}^c / c) estimada en el paso c). Si la diferencia (absoluta) máxima entre el nuevo vector \hat{d} y el anterior es mayor que cierto nivel crítico, se vuelve a iterar a partir de b) con el nuevo tamaño estimado.

El modelo anteriormente descrito se ha utilizado para estimar los tamaños esperados de las depreciaciones asociadas a posibles cambios de régimen en la muestra comprendida entre el 13 de marzo de 1979, fecha de creación del SME (20), y el 30 de octubre de 1994. Los tipos de interés que se utilizan para obtener la información contenida en la ecuación [I.14] son los correspondientes a los depósitos a un mes en el euro mercado, denominados en las distintas divisas consideradas. Obsérvese que el diferencial entre tipos de interés de activos con un plazo de vencimiento igual a un mes proporciona información sobre la probabilidad y el tamaño esperado del salto —que se ha supuesto único— a dicho plazo.

(19) Si la probabilidad resultante es negativa (superior a la unidad), se toma como estimación de la misma el valor 0 (1).

(20) Para las monedas que entraron a formar parte del MTC con posterioridad, su muestra empieza en el momento de la incorporación: 19.6.1989 para la peseta y 6.4.1992 para el escudo. El caso de la libra esterlina no se considera, al no haberse devaluado nunca frente al marco.

Para cada alteración del régimen cambiario es posible observar un número de saltos asociados (a un mes) en el tipo de cambio de mercado igual al número de datos diarios contenidos en el plazo de un mes inmediatamente antes de dicha devaluación. Cada uno de esos saltos se obtiene a partir de la diferencia entre el tipo de cambio de mercado en cada uno de los días hasta un mes antes de la modificación del régimen y el registrado exactamente un mes después de dicho día. De esta forma, el uso de la frecuencia diaria permite obtener para cada divisa y en cada realineamiento alrededor de 22 observaciones (21) diarias del tamaño del salto.

En el cuadro I.3 se recogen los tamaños de los saltos en las paridades centrales ocurridos a lo largo de la muestra, así como los tamaños de correspondientes saltos en los tipos de cambio de mercado. Esta es la muestra que se utiliza para estimar los parámetros relevantes para determinar los tamaños esperados de los saltos para las divisas pertenecientes al MTC. En conjunto, esta muestra incluye 36 cambios de régimen (22), lo que supone un total de 672 observaciones.

En cuanto a las variables candidatas a explicar los diferentes tamaños, se parte del hecho de que los reajustes de paridades centrales o de bandas solo pueden realizarse por acuerdo mutuo de todos los países participantes en el MTC. Se supone, por tanto, que existe un criterio común para todos los países que, lógicamente, tratará de evitar el recurso a las devaluaciones competitivas. Estas «reglas del juego», que deben tener un reflejo en los saltos asociados de los tipos de cambio de mercado, han tratado de caracterizarse de acuerdo con el siguiente esquema. En primer lugar, los tamaños dependen de las pérdidas acumuladas de competitividad, y estas se aproximan por la desviación del tipo de cambio real frente al marco con respecto a un tipo de cambio real de referencia (23).

Ahora bien, en segundo lugar, la necesidad de que exista un consenso no tiene por qué impedir que se permita cierto margen de flexibilidad, de acuerdo con las condiciones específicas de cada país. Esta caracte-

(21) 22 son, en promedio, los días de mercado en un mes.

(22) Problemas de disponibilidad de datos obligan a excluir de las 46 devaluaciones ocurridas entre 1979 y 1994 las dos primeras de la corona danesa y las tres primeras de la libra irlandesa. Por otro lado, se han excluido también otros cinco casos (dos para el franco belga, dos para la corona danesa y uno para la libra irlandesa), en los que el tipo de cambio de mercado de la correspondiente divisa se apreció frente al marco. Asimismo, se excluyen los saltos asociados a la ampliación de bandas en agosto de 1993.

(23) Medido a través de los índices de precios al consumo. El componente de precios relativos de esta serie no está disponible con periodicidad diaria, sino mensual. En este, como en los restantes casos a lo largo de la subsección, las variables mensuales se han transformado en diarias, repitiendo cada día el correspondiente al día anterior, hasta que aparece un nuevo dato mensual.

REALINEAMIENTOS (a) Y DEPRECIACIONES EFECTIVAS (b) EN EL S.M.E. ENTRE MARZO DE 1979 Y DICIEMBRE DE 1994

<i>Fecha</i>	<i>BEF</i>	<i>DKK</i>	<i>FFf</i>	<i>LIT</i>	<i>IEP</i>	<i>NLG</i>	<i>ESP</i>	<i>PTE</i>
24.09.79	2,00 / 0,60	5,00 / 1,14	2,00 / 0,58	2,00 / 2,72	2,00 / 4,52	2,00 / 0,95		
30.11.79		5,00 / 4,92						
23.03.81				6,40 / 5,30				
05.10.81	5,50 / 2,34	5,50 / 2,49	8,76 / 4,80	8,76 / 5,27	5,50 / 2,80			
22.02.82	9,29 / 8,62	3,09 / 2,68						
14.06.82	4,25 / 1,11	4,25 / 1,69	10,61 / 6,50	7,29 / 1,30	4,25 / 0,59			
21.03.83	3,94 / 1,10	2,93 / -0,73	8,20 / 5,15	8,20 / 1,82	9,32 / 4,67	1,93 / 1,66		
22.07.85				8,51 / 4,48				
07.04.86	1,98 / -0,40	1,98 / -0,05	6,18 / 3,62	3,00 / 0,78	3,00 / -0,63			
04.08.86					8,69 / 8,08			
12.01.87	0,98 / -0,37	3,00 / 0,28	3,00 / 1,40	3,00 / 2,29	3,00 / 2,12			
08.01.90				3,82 / 0,08				
14.09.92				7,25 / 12,84				
17.09.92				(c)			5,26 / 8,88	
23.11.92							6,38 / 0,53	6,38 / 0,65
01.02.93					11,11 / 8,51			
14.05.93							8,70 / 5,60	6,95 / 2,89

(a) Variación porcentual de la correspondiente paridad central frente al marco alemán.

(b) Media aritmética de las 22 diferencias (logarítmicas porcentuales) entre el tipo de cambio bilateral frente al marco en los 22 días (de mercado) inmediatamente posteriores al realineamiento y el mismo tipo de cambio un mes antes.

(c) La lira italiana abandonó temporalmente el MTC del SME.

rística se trata de incorporar dejando que el coeficiente del tipo de cambio real varíe no solo entre países, sino también en el tiempo, en función de otras variables que reflejen tales condiciones y que, con carácter genérico, se van a denotar por Z_t . Las variables que se han considerado para desempeñar este papel son tres: un tipo de interés nacional a medio plazo —concretamente, el tipo de la deuda pública a tres años—, la tasa de paro y el tipo de interés (a un año) del país ancla.

Concretamente, el modelo que, de acuerdo con la ecuación [I.12], se especifica para el tamaño es el siguiente:

$$d_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 q_{i,t-1} + \alpha_2 (q_{i,t-1} - \bar{q}_i) + u_{i,t}$$

donde

$$q_{i,t-1} = \alpha_3 + \alpha_4 (Z_{i,t-1} - \bar{Z}_i)$$

y los parámetros han de cumplir las siguientes restricciones

$$\alpha_0 \geq 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \geq 0, \alpha_3 \geq 0$$

El subíndice t representa el tiempo (en días); el subíndice i se refiere a las ocho divisas del Sistema que, aparte del propio marco, han sufrido algún realineamiento —franco francés, franco belga, corona danesa, lira italiana, libra irlandesa, florín, peseta y escudo—; q_t representa el tipo de cambio real frente al marco; q_i es el tipo de cambio real de referencia de cada divisa, y $Z_{i,t}$ y \bar{Z}_i son, respectivamente, los niveles actual y de referencia de la variable Z , medidos de forma que resulten siempre no negativos.

El comportamiento que se trata de captar con este modelo es la posibilidad de que la reacción del tamaño esperado ante una determinada pérdida de competitividad sea tanto mayor cuanto mayor sea un determinado desequilibrio macroeconómico, aproximado por la variable Z .

Reagrupando términos, la ecuación anterior se transforma en la ecuación lineal siguiente para los tamaños de las depreciaciones:

$$d_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 q_{i,t-1} + \alpha_2 Z_{i,t-1} + \alpha_3 q_{i,t-1} + \alpha_4 Z_{i,t-1} q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad [I.16]$$

donde los parámetros han de satisfacer las siguientes restricciones

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \alpha_0 \geq 0 \\ \alpha_{2,i} &= -\alpha_1 \bar{q}_i \geq 0 \\ \alpha_{3,i} &= -\alpha_1 \bar{Z}_i \geq 0 \\ \alpha_4 &= \alpha_1 \geq 0 \end{aligned}$$

A partir de la ecuación [I.16] y de los diferenciales de tipos de interés, se lleva a cabo la estimación de los parámetros β , siguiendo el método iterativo expuesto en la sección anterior. El criterio de convergencia del proceso iterativo se ha fijado en 10^{-6} .

El primer resultado relevante de la estimación es que ninguna de las variables empleadas para caracterizar la posible flexibilidad en la sensibilidad de los tamaños de los saltos al tipo de cambio real produce resultados satisfactorios, ya que se viola alguna de las restricciones de signo y/o el coeficiente del tipo de cambio real no es estadísticamente significativo. Así, en el caso del tipo de interés nacional a tres años, el término constante del coeficiente del tipo de cambio real tiene el signo incorrecto, si bien, al igual que el término variable, no resulta estadísticamente significativo. Los resultados con la tasa de paro no son mejores y, además de violarse algunas restricciones de no negatividad, los tamaños estimados resultan extraordinariamente altos (24). Finalmente, ni el componente constante ni el componente variable del coeficiente del tipo de cambio real resultan significativos cuando se utiliza el tipo de interés alemán como variable Z. El modelo que mejor ajusta los datos resulta ser aquel en el que la sensibilidad del tamaño ante cambios en la competitividad es constante.

El cuadro I.4 muestra que, cuando se considera constante en el tiempo y entre países, la sensibilidad del tamaño esperado de la depreciación ante las pérdidas de competitividad es de un 24 %, siendo el coeficiente estadísticamente significativo y con el signo correcto. Sin embargo, el coeficiente de la lambda de Heckman no resulta significativo, lo que evidencia que las innovaciones de las ecuaciones que caracterizan el comportamiento de la probabilidad de devaluación y el tamaño de la correspondiente depreciación asociada están poco correlacionadas. En consecuencia, el problema de selección muestral no es demasiado relevante en este caso (25).

A partir de los parámetros del cuadro I.4 es posible construir una serie diaria de tamaños esperados de salto en el tipo de cambio en el seno del MTC para las diferentes divisas que se consideran en el trabajo (véase gráfico I.3), excepto para la libra esterlina, que, al no haber sido nunca devaluada a lo largo de su historia en el MTC del SME, no está incluida en el análisis anterior, por lo que no se dispone de una estimación para la variable *dummy*-país correspondiente. El criterio que se ha seguido para obtener una estimación del coeficiente de dicha variable ha sido el que a continuación se indica.

(24) A título de ejemplo, se obtienen tamaños para la corona danesa por encima del 14 % en los años noventa.

(25) De hecho, la estimación directa de la ecuación [I.12], que no incluye la lambda de Heckman, proporciona unas estimaciones puntuales prácticamente iguales.

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA LOS TAMAÑOS
ESPERADOS DEL SALTO EN EL TIPO DE CAMBIO**

<i>Variable explicativa</i>	<i>Parámetro estimado (t-ratio)</i>
<i>Dummy ESP</i>	-16,22 (-1,83)
<i>Dummy FRF - Dummy ESP</i>	-2,96 (-2,20)
<i>Dummy FRB - Dummy ESP</i>	-3,79 (-2,49)
<i>Dummy DKK - Dummy ESP</i>	-2,84 (-2,41)
<i>Dummy LIT - Dummy ESP</i>	-0,47 (-0,30)
<i>Dummy IEP - Dummy ESP</i>	-0,42 (-0,33)
<i>Dummy NLG - Dummy ESP</i>	-4,18 (-2,64)
<i>Dummy PTE - Dummy ESP</i>	-7,62 (-3,46)
Tipo de cambio real	0,24 (2,47)
Lambda de Heckman	-0,69 (-1,41)

NOTAS:

- Las *t-ratios* están obtenidas a partir de errores estándar robustos tanto a heteroscedasticidad como a autocorrelación de orden hasta 21.
- El número total de observaciones es de 672, y el R^2 del modelo es del 30 %.

En primer lugar, hasta su abandono del MTC del SME, en septiembre de 1992, la constante se ha estimado como la media muestral de las restantes constantes-país. A partir de esa fecha, sin embargo, se ha estimado como el producto, cambiado de signo, de la media muestral de los tipos de cambio correspondientes a los últimos días de septiembre de 1992 y $\hat{\cdot}$. Esta alternativa, que es equivalente a considerar que el tipo de cambio real medio en los últimos días de septiembre de 1992 coincide con el tipo de cambio real de referencia, responde al hecho de que el diferencial de intereses con el marco cambió de signo en esos días, pasando de positivo a negativo, y se mantuvo negativo a partir de entonces. Obsérvese que un diferencial de intereses nulo equivale a credibilidad perfecta del compromiso cambiario, que, en este caso, queda caracterizada mediante un tamaño de salto esperado igual a cero.

Asimismo, es preciso estimar un tamaño esperado de salto para la peseta, la lira y la libra esterlina durante las etapas en las que estas divisas permanecieron fuera del MTC. A este respecto, se supone que los correspondientes tamaños esperados se rigen por el mismo patrón que los saltos esperados en el seno del MTC. Las razones que están detrás de este supuesto son las siguientes: en primer lugar, un tamaño nulo, como correspondería a una incorporación —o abandono o ampliación/estrechamiento— pura, implicaría un diferencial de intereses nulo, que, sin embargo, no se registra prácticamente nunca. En segundo lugar, como se comentó, no es descartable —especialmente en el caso de la peseta— que el régimen cambiario de estas divisas inmediatamente an-

TAMAÑOS ESPERADOS (a)



TAMAÑOS ESPERADOS (a) (continuación)

(a) Medias mensuales de datos diarios. En los meses con devaluaciones, media de los 22 días inmediatamente anteriores a la misma.

tes e inmediatamente después de su estancia en el MTC pudiera caracterizarse como un régimen de flotación dirigida o sucia, lo que explicaría que existiesen saltos esperados distintos de cero. Por último, aunque no menos importante, es difícil pensar en algún otro supuesto que no resultase, al menos, tan arbitrario como el que aquí se hace.

Finalmente, el otro componente de la tasa esperada de depreciación, la probabilidad de cambio de régimen (p_t), se obtiene de manera simple a partir de la ecuación [I.14]. Es decir, la probabilidad es igual al cociente entre el diferencial de intereses, neto de prima de riesgo, y el tamaño esperado del salto estimado de acuerdo con el procedimiento anterior.

I.2.2.4. Varianza condicional del tamaño: $V_t(d_{t+\tau})$

El último elemento necesario para estimar el factor de corrección FC_t es la varianza condicional del tamaño del salto en el tipo de cambio de mercado asociado al cambio de régimen, $V_t(d_{t+\tau})$. En principio, la varianza del error de la ecuación para el tamaño estimada en la subsección an-

terior podría considerarse un estimador apropiado para este elemento. Sin embargo, tal estimación tiene el defecto de ser constante en el tiempo; y, si la varianza condicional del salto es constante, su inclusión en el análisis no afecta a ningún resultado cualitativo, ya que implicaría sumar la misma cantidad al indicador de volatilidad antes y después de cada cambio de régimen.

En consecuencia, ante las dificultades para estimar convenientemente una varianza condicional cambiante en el tiempo, se opta por suponer que esta es nula, supuesto que, en todo caso, resulta contrario a la hipótesis que se defiende a lo largo de este capítulo. Por otra parte, el supuesto de que $V_t(d_{t+}) = 0$ puede interpretarse en términos del interés por analizar los efectos derivados de la incertidumbre en torno a si se producirá o no un cambio de régimen, obviando, sin embargo, los efectos asociados a la incertidumbre que puedan mantener los agentes con respecto a la magnitud del salto en el tipo de cambio de mercado que, en tal caso, tendría lugar.

1.3. Indicadores de riesgo cambiario y pertenencia al SME

En la sección 1.2 se ha planteado la posibilidad de que los indicadores de volatilidad cambiaria sobreestimen el efecto estabilizador, bien del propio SME, bien de la menor amplitud de sus bandas de fluctuación, y se ha propuesto un método para corregir el posible sesgo de dichos indicadores. Una vez obtenidas las estimaciones necesarias para computar el pertinente factor de corrección, en esta sección se vuelve a analizar el efecto de la pertenencia al MTC y de la amplitud de las bandas de fluctuación sobre el riesgo asociado a la evolución futura de los tipos de cambio, de acuerdo con la evolución del indicador corregido de riesgo.

1.3.1. SME frente a libre flotación

Como puede observarse en el gráfico 1.4, la evolución entre 1988 y 1994 del indicador de riesgo correspondiente a la libra esterlina proporciona el mismo mensaje sobre el efecto estabilizador del SME que proporcionaba el indicador de volatilidad. Así, el riesgo se reduce tras su ingreso en el MTC, en octubre de 1990, y se incrementa de modo notable tras su salida del mismo, en septiembre de 1992.

La comparación entre volatilidad y riesgo muestra, como era de esperar, que la ausencia de credibilidad perfecta de la paridad central de la libra esterlina durante su estancia en el MTC provoca que la volatilidad

EVOLUCIÓN DEL RIESGO CAMBIARIO



infraestime el riesgo cambiario a lo largo de dicha etapa (26). Además, en la etapa previa al ingreso la volatilidad también infraestima el riesgo. La explicación de este hecho radica, probablemente, en la existencia de un régimen de flotación sucia de la libra frente al marco en la etapa previa al ingreso que, en cierto sentido y de forma unilateral, tratara de emular el régimen propio del MTC. Finalmente, ambos indicadores apenas difieren a partir de septiembre de 1992, como corresponde a una situación que, previsiblemente, está más próxima a un régimen de libre flotación.

El análisis de la evolución del riesgo cambiario asociado a la evolución de la lira antes y después de su salida del MTC, el 17 de septiembre de 1992, ofrece unos resultados bastante análogos a los que proporciona el estudio de la experiencia inglesa. Como ocurriera con la volatilidad, el riesgo se incrementa notablemente tras el abandono. Además, la volatilidad no solo infraestima considerablemente el riesgo a lo largo de la etapa de permanencia de la lira en el acuerdo, sino que, incluso después de la salida del mismo, sigue presentando un cierto sesgo a la baja. En comparación con el caso de la libra esterlina, esta mayor discrepancia entre volatilidad y riesgo a partir del otoño de 1992 podría ser indicativa de una flotación frente al marco más dirigida por parte de la lira. En todo caso, esta flotación dirigida es menos acusada que la de la libra antes de su incorporación al acuerdo y también menor que la que cabe deducir en el caso del tipo de cambio peseta/marco antes del ingreso de la primera en el MTC, como se comenta a continuación.

En efecto: en el caso de la peseta, el gráfico I.4 muestra una diferencia entre volatilidad y riesgo antes de junio de 1989 equiparable al sesgo presente durante el período junio de 1989-septiembre de 1992. La existencia de un régimen de flotación sucia frente al marco por parte de la peseta ha sido previamente documentada en Ayuso (1991). Ahora bien, el hecho más destacable en la evolución del riesgo cambiario antes y después de junio de 1989 es que no refleja de manera tan clara la reducción que se observa en la evolución de la volatilidad. De hecho, el gráfico sugiere que el riesgo asociado a la evolución del tipo de cambio de la peseta no se redujo de modo inmediato tras el ingreso de esta en el MTC. La reducción fue un proceso mucho más dilatado en el tiempo, como consecuencia de la existencia de ciertas dificultades para alcanzar un grado suficiente de confianza en la paridad central durante la fase inicial de pertenencia al acuerdo. Estos problemas iniciales de credibilidad han

(26) El sesgo es menor al final de dicha etapa, aunque, como se comentó, es posible que el propio indicador de riesgo esté sesgado a la baja a lo largo del verano de 1992 si la alternativa, entonces, era el abandono del MTC, además de una posible depreciación radical del tipo de cambio de mercado.

sido también documentados con anterioridad en Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993).

En todo caso, con la matización que requiere el caso de la peseta, los resultados anteriores evidencian que la pertenencia al MTC reduce el riesgo cambiario y, en este sentido, el mensaje cualitativo coincide con el que proporcionan los indicadores convencionales de volatilidad. Sin embargo, ambas medidas presentan una discrepancia mucho mayor con respecto a las consecuencias de los cambios acaecidos en la amplitud de las bandas de fluctuación.

1.3.2. SME bandas estrechas frente a SME bandas anchas

Como muestra el gráfico I.4, la reducción de la banda de fluctuación de la lira desde el $\pm 6\%$ hasta el $\pm 2,25\%$, en enero de 1990, produjo una reducción del riesgo cambiario asociado a la evolución de esta divisa más gradual y algo mayor que la detectada por el indicador convencional de volatilidad. Conviene señalar, sin embargo, que el estrechamiento de la banda se produjo tomando como referencia el límite de máxima depreciación, de modo que el estrechamiento vino acompañado de un cambio en la paridad central de la lira o, lo que es lo mismo, de una devaluación (27). En este sentido, la reducción de la volatilidad se vio acompañada por una reducción del diferencial de intereses frente al marco, sin que resulte sencillo distinguir qué parte de la reducción del riesgo responde al efecto del estrechamiento y qué parte a la devaluación, por la vía del impacto de esta última sobre la credibilidad.

La ampliación de las bandas de fluctuación en agosto de 1993, sin embargo, sí representa un fenómeno puro de cambio en los márgenes de apreciación y depreciación permitidos sin movimiento simultáneo en las paridades centrales. El gráfico I.5 muestra la evolución del riesgo cambiario asociado al franco francés, a la corona danesa, a la libra irlandesa y al franco belga, tras la ampliación. El riesgo correspondiente a la evolución del tipo de cambio de la peseta queda recogido en el gráfico I.4.

El resultado más interesante que se deriva del análisis de los gráficos antes citados es que, contrariamente a lo que cabría deducir a partir de los indicadores de volatilidad, el riesgo cambiario, en general, no es mayor en la etapa de bandas anchas que en la etapa de bandas estrechas previa a la celebración del referéndum danés en junio de 1992 (28). Así,

(27) Aunque técnicamente no se haya considerado como un realineamiento de paridades por parte de las autoridades del SME.

(28) En Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1995) se ofrece, además, la evolución del riesgo cambiario a lo largo de la crisis (septiembre 1992-julio 1993). Lógicamente, con respecto a esta etapa, se reducen tanto volatilidad como riesgo a partir de la ampliación.

EVOLUCIÓN DEL RIESGO CAMBIARIO (a)



(a) Medias mensuales de datos diarios.

los niveles de riesgo a partir de agosto de 1993 son similares a los que prevalecieron a partir de 1991, e inferiores a los existentes a lo largo del primer año y medio de pertenencia al MTC del SME (29). La volatilidad, sin embargo, es mayor después de la ampliación.

Para el franco francés, la corona danesa y el franco belga, una vez superados los primeros meses de vigencia de las nuevas bandas, los niveles de riesgo cambiario se estabilizan en valores comparables a los del primer semestre de 1992 y claramente por debajo de los correspondientes a los años 1989, 1990 y 1991. Las correspondientes volatilidades, sin embargo, son mayores en el nuevo régimen.

La única excepción a este resultado la proporciona la experiencia de la libra irlandesa, para la que las nuevas bandas han supuesto un aumento tanto de la volatilidad como del riesgo. No obstante, incluso en este caso, se ha producido una reducción de la brecha entre riesgo y volatilidad a partir de agosto de 1993.

De este modo, la ampliación de las bandas, superada una cierta fase inicial, ha venido acompañada de una reducción de los diferenciales de intereses, reflejo de la mayor credibilidad de las paridades centrales en el nuevo régimen. Aunque el mayor margen de fluctuación permitido se haya traducido en un aumento de volatilidad, la reducción del riesgo cambiario por la vía del incremento de la credibilidad parece haber compensado dicho efecto para la inmensa mayoría de las divisas analizadas. El resultado es aún más relevante si se considera que las divisas que decidieron abandonar el MTC experimentaron incrementos en sus niveles de riesgo cambiario que les sitúan por encima de los niveles correspondientes a las divisas que decidieron permanecer, aun con bandas más anchas. Esto es así incluso en el caso de divisas que, como la peseta, han mostrado históricamente mayores síntomas de inestabilidad.

La relación entre amplitud de bandas, credibilidad y riesgo se analizará con mayor detalle en el capítulo III, en el marco del modelo teórico que constituye la base de dicho capítulo. Sin embargo, antes es preciso responder a la pregunta de si las modificaciones registradas en los niveles de riesgo cambiario han tenido como contrapartida cambios en los niveles de riesgo de tipo de interés de signo contrario, como sugieren varios autores. Este es el objetivo del capítulo siguiente.

(29) Bajo, Fernández, Martín y Sosvilla-Rivero (1994) encuentran un resultado similar utilizando la metodología del caos determinista.

II

¿EXISTE UN *TRADE-OFF* ENTRE RIESGO CAMBIARIO Y RIESGO DE TIPO DE INTERÉS?

Como se comentó en la introducción, no solo ha existido un interés indudable por conocer si el MTC del SME ha conseguido reducir el riesgo asociado a la evolución de los tipos de cambio de las divisas pertenecientes al mismo, sino que, además, numerosos autores se han planteado la posibilidad de que, de producirse, dicha reducción se tradujese en un incremento del riesgo asociado a la evolución de otra variable nominal estrechamente relacionada con la anterior: el tipo de interés. La importancia de la existencia o no de un *trade-off* entre ambos tipos de riesgo es doble.

Así, por un lado, la propia Resolución del Consejo de Europa de 5 de diciembre de 1978, a la hora de establecer los objetivos del SME, no hablaba de estabilidad cambiaria, sino de «estabilidad nominal». Esta estabilidad nominal, probablemente, incluye la estabilidad de los tipos de interés nominales. Por otro lado, si realmente existe un *trade-off*, será necesario analizar en profundidad quiénes son los agentes que se benefician del menor riesgo cambiario, quiénes los que resultan perjudicados del mayor riesgo de tipos de interés, y cuál es, en consecuencia, el impacto global del nuevo régimen cambiario sobre el nivel general de bienestar.

Una vez analizados en el capítulo precedente los efectos sobre el riesgo cambiario, tanto de la pertenencia al MTC como de la amplitud de las bandas de fluctuación propias del mismo, en este capítulo se analiza si, simultáneamente, se han producido efectos de signo contrario sobre el riesgo asociado a la evolución de los tipos de interés a corto plazo de los diferentes países. Al igual que en el estudio de la evolución del riesgo cambiario, se obtienen, primero, los indicadores convencionales de volatilidad del tipo de interés. Después, se profundiza en la relación entre volatilidad, riesgo y credibilidad en la evolución de dicha variable.

II.1. Indicadores convencionales de volatilidad del tipo de interés

Al igual que en la sección I.1, el tipo de interés se modeliza en un contexto univariante. Concretamente, se supone que el proceso estocástico que sigue puede caracterizarse mediante la siguiente ecuación:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^n \beta_i L^i\right) r_{t+1} = c + \varepsilon_{t+1}, \quad \varepsilon_{t+1}/t \sim D(0, h_t)$$

donde los parámetros β_i están sujetos a las restricciones que garantizan la estacionariedad de r_t .

Como se hiciera para los tipos de cambio, la volatilidad asociada a la evolución de los tipos de interés entre t y $t+$ se obtiene a partir de la estimación del modelo GJR que sigue h_t . Para estimar $V_t(r_{t+})$ es preciso, en primer lugar, expresar r_{t+} en función, exclusivamente, de las innovaciones $\varepsilon_{t+ -i}$, ($i = 1, 2, \dots$):

$$r_{t+} = k + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \varepsilon_{t+ -i}$$

de donde

$$V_t(r_{t+}) = \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j^2 V_t(\varepsilon_{t+j})$$

A partir de aquí, las diferentes varianzas condicionales $V_t(\varepsilon_{t+j})$ pueden obtenerse mediante una ecuación similar a la ecuación [I.3].

Los episodios para los que se van a estimar posibles cambios en la volatilidad de los tipos de interés son los mismos que se analizaron en el capítulo anterior. Es decir, se analizarán los cambios en los niveles de volatilidad asociados a los ingresos de la peseta (junio de 1989) y de la libra esterlina (octubre de 1990) en el MTC del Sistema; a los posteriores abandonos de esta última y de la lira italiana, en septiembre de 1992, y a los dos episodios de modificaciones en la amplitud de las bandas de fluctuación en la historia del SME: el estrechamiento desde el $\pm 6\%$ hasta el $\pm 2,25\%$ de la banda correspondiente a la lira italiana, en enero de 1990, y la ampliación generalizada, en agosto de 1993, hasta el $\pm 15\%$ de las bandas correspondientes a las divisas entonces pertenecientes al MTC (con la única excepción del florín holandés).

Los tipos de interés cuya volatilidad se va a analizar de acuerdo con el esquema anteriormente descrito son los correspondientes a los depósitos en el euromercado al plazo de un mes, denominados en las diferentes divisas consideradas. Estos tipos de interés presentan una serie de

características que los hacen preferibles a otras opciones. Así, en primer lugar, el plazo de un mes, aun perteneciendo a lo que se puede considerar corto plazo, es lo suficientemente largo como para que la evolución de los tipos de interés esté determinada por las fuerzas del mercado y, solo de un modo indirecto, por la actuación de las autoridades monetarias. Obsérvese que tipos de interés a un plazo más corto (un día, por ejemplo) serían excesivamente dependientes de las actuaciones de los bancos centrales, en la medida en que buena parte de ellos utiliza dicho tipo como su variable instrumental en el ejercicio de la política monetaria. En segundo lugar, los tipos de interés del euromercado resultan preferibles a los tipos de interés de los mercados interbancarios nacionales, en la medida en que los primeros se forman en un mercado que no está sujeto a ningún tipo de regulación nacional y son mucho más homogéneos entre sí que los tipos nacionales.

Por simetría con el capítulo I, se trabaja con frecuencia diaria y se considera el riesgo asociado a la evolución de los tipos de interés en el mes siguiente, es decir, será el número de días de mercado durante el mes inmediatamente posterior al día t .

Los resultados de los modelos ajustados para las diferentes divisas y períodos se presentan en el cuadro II.1, mientras que los gráficos II.1 y II.2 recogen las medias mensuales de las correspondientes estimaciones diarias de la volatilidad a un mes. Los aspectos más relevantes de los mismos se comentan a continuación, distinguiendo entre los episodios de entrada o salida del MTC y los episodios de estrechamiento o ampliación de bandas. Naturalmente, el énfasis se pone en la posible existencia de un *trade-off* entre volatilidad cambiaria y volatilidad del tipo de interés.

II.1.1. SME frente a libre flotación

Como puede apreciarse en el gráfico II.1, la evolución de la volatilidad del tipo de interés a corto plazo de la eurolibra esterlina muestra un perfil totalmente análogo al que presenta la volatilidad de su tipo de cambio frente al marco (ver gráfico I.1). La incorporación de la libra esterlina al MTC, en octubre de 1990, vino acompañada de una reducción de la volatilidad del tipo de interés, mientras que el abandono del mismo en septiembre de 1992 se tradujo en un aumento de la misma, hasta situarse en niveles muy similares a los que caracterizaron la etapa previa al ingreso. En este caso, pues, no parece haber existido *trade-off* alguno entre volatilidades a raíz del ingreso y posterior abandono del MTC, sino que, por el contrario, ambas han evolucionado de modo paralelo.

ESTIMACIONES GJR PARA LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS DEL EUROMERCADO A UN MES

$\Delta r_{t+1} - \sum_{i=1}^J \phi_i \Delta r_{t+1-i} - c = \varepsilon_{t+1}; \varepsilon_{t+1/t} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \gamma_1 S_t^- \varepsilon_t^2 + \beta_1 h_{t-1}$											
Tipo de interés	Período	α_0	α_1	γ_1	β_1	T_1	T_2	T_3	T_4	J	N
EURO	8.86/6.89	0,003 (0,001)	0,09 (0,01)	0,03 (0,02)	0,89 (0,01)	11,5	0,02	0,64	-0,79	2	681
	6.89/9.92	0,010 (0,001)	0,10 (0,03)	0,23 (0,04)	0,75 (0,02)	4,12	1,30	-1,13	1,16	2	779
ESP	8.93/10.94	0,001 (0,000)	0,03 (0,01)	0,00 (0,00)	0,95 (0,01)	4,30	0,008	-1,876	2,32	2	299
EURO	8.86/12.89	0,02 (0,004)	0,29 (0,05)	—	0,51 (0,07)	1,76	-0,12	-0,03	0,05	2	730
	1.90/9.92	0,0005 (0,0001)	0,20 (0,01)	—	0,85 (0,01)	3,70	-0,87	0,17	-0,06	2	649
LIT	9.92/10.94	0,002 (0,000)	0,29 (0,05)	-0,07 (0,04)	0,72 (0,03)	0,93	-0,68	-0,06	0,00	2	498

ESTIMACIONES GJR PARA LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS DEL EUROMERCADO A UN MES (Continuación)

<i>Tipo de interés</i>	<i>Período</i>	α_0	α_1	γ_1	β_1	T_1	T_2	T_3	T_4	J	N
EURO	1.89/10.90	0,015 —	—	—	—	1,23	1,65	-0,80	0,87	0	679
	10.90/9.92	0,013 (0,000)	0,12 (0,05)	—	—	0,70	-1,04	0,19	-0,36	2	465
GBP	9.92/10.94	0,002 (0,000)	0,66 (0,05)	—	0,33 (0,04)	1,08	1,48	0,02	0,31	2	509
EURO	6.89/9.92	0,001 (0,0001)	0,16 (0,01)	—	0,83 (0,01)	2,29	-0,60	0,77	-1,43	2	804
IEP	8.93/10.94	0,002 (0,001)	0,06 (0,05)	—	0,54 (0,20)	3,04	-1,24	-0,43	0,17	2	305
EURO	6.89/9.92	0,0003 (0,0001)	0,12 (0,02)	—	0,85 (0,02)	6,90	-0,14	1,70	-1,35	2	804
FRF		0,0002 (0,2E-4)	0,03 (0,02)	0,03 (0,03)	0,90 (0,03)	6,50	0,04	-1,34	1,70	2	305
EURO	6.89/9.92	0,006 (0,0004)	0,35 (0,03)	—	0,32 (0,04)	2,19	-1,52	-0,25	0,37	2	821
DKK	8.93/10.94	0,001 (0,0003)	0,19 (0,04)	—	0,76 (0,03)	6,61	-0,34	-0,10	0,47	2	306

ESTIMACIONES GJR PARA LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS DEL EUROMERCADO A UN MES (Continuación)

Tipo de interés	Período	α_0	α_1	γ_1	β_1	T_1	T_2	T_3	T_4	J	N
EURO	6.89/9.92	0,0003 (0,0000)	0,28 (0,02)	—	0,75 (0,01)	0,89	-2,27	-0,17	0,11	2	819
	BEF	8.93/10.94	0,007 (0,0006)	0,50 (0,06)	—	0,48 (0,03)	2,05	-0,21	0,51	-0,31	2
EURO	8.86/12.89	0,0004 (0,0001)	0,32 (0,3)	-0,21 (0,03)	0,75 (0,02)	3,63	0,94	2,15	-2,56	1	832
	DEM	1.90/9.92	0,001 (0,000)	0,46 (0,04)	-0,40 (0,05)	0,60 (0,03)	2,05	0,91	0,80	-1,23	1
	9.92/10.94	0,0004 (0,0002)	0,11 (0,04)	-0,04 (0,05)	0,83 (0,04)	2,83	0,48	0,18	0,77	1	519

NOTAS:

- Entre paréntesis figuran los errores estándar de las estimaciones.
- T_1 a T_4 son, respectivamente, contrastes de heteroscedasticidad residual de hasta orden 5 (Box-Ljung) y asimetría, no linealidad positiva y no linealidad negativa residuales de primer orden (Engle-Ng, 1993). Sus distribuciones asintóticas, bajo la hipótesis nula de ajuste adecuado, son χ^2 (5), en el primer caso, y t (N-1), en los otros tres.
- N es el número de observaciones diarias en cada período.

El mismo resultado se aprecia en el análisis del caso del tipo de interés de la europeseta. Así, a la reducción de la volatilidad cambiaria comentada en el capítulo anterior (ver gráfico I.1) se superpone, ahora, una reducción adicional en la volatilidad del tipo de interés español a partir del ingreso de la peseta en el MTC del SME, en junio de 1989.

Sin embargo, la experiencia del abandono del acuerdo cambiario por parte de la lira ofrece un resultado diferente. El aumento de la volatilidad cambiaria a partir de septiembre de 1992 se ve compensado, en este caso, por una reducción en la volatilidad del tipo de interés de la eurolira. Así, contrariamente a lo que ocurría en los dos casos anteriores, la experiencia italiana ofrece evidencia favorable a la existencia de un *trade-off* entre volatilidad cambiaria y volatilidad del tipo de interés, asociado a la decisión de incorporarse o no al MTC del SME.

En definitiva, de los cuatro movimientos de entrada o salida del acuerdo analizados, solo uno es favorable a la existencia del *trade-off*, mientras que en los otros tres se registran movimientos en la misma dirección en ambas volatilidades. ¿Qué ocurre en los episodios de cambio en la amplitud de las bandas de fluctuación?

II.1.2. SME bandas estrechas frente a SME bandas anchas

Como muestra el gráfico II.1, el estrechamiento de la banda de fluctuación de la lira, en enero de 1990, viene acompañado de un aumento de la volatilidad del tipo de interés de la eurolira. Este resultado, junto con la reducción de la volatilidad cambiaria que se aprecia en el gráfico I.1, sugiere la existencia de un *trade-off* asociado a la decisión de estrechar bandas. Así pues, tomado en su conjunto, el caso de la lira evidencia la existencia de un *trade-off* entre volatilidad cambiaria y de tipo de interés asociado a cualquier cambio en el régimen cambiario de la misma.

Con respecto a la ampliación de bandas en agosto de 1993, la evidencia no es concluyente. Así, el gráfico II.1 muestra cómo la variabilidad del tipo de interés español se reduce a partir de agosto de 1993. El gráfico II.2 muestra que dicha reducción aparece también en los casos de la libra irlandesa y del franco francés, mientras que, por el contrario, las volatilidades de los tipos de interés belga y danés crecen en la etapa de bandas anchas con respecto a la etapa estable con bandas estrechas.

En combinación con los resultados relativos a la evolución de la volatilidad cambiaria, la evidencia presentada indica que el *trade-off* en volatilidades a raíz de la ampliación de bandas parece presente no solo en el

EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE INTERÉS (a)



(a) Medias mensuales de datos diarios.

EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE INTERÉS (a)



(a) Medias mensuales de datos diarios.

caso italiano, sino también en los casos español, francés y, sobre todo, irlandés. En Dinamarca y Bélgica, por el contrario, ambas volatilidades han aumentado, sobre todo en el caso belga.

Por otro lado, en línea con el enfoque de la sección I.1, se analiza, además, la evolución de la volatilidad del tipo de interés alemán, distinguiendo entre diferentes subperíodos, con objeto de introducir una variable de control que permita juzgar si los cambios en volatilidad anteriormente comentados son genuinos o no. Como puede observarse en el gráfico II.1, la evolución de la volatilidad del euromarco a un mes es bastante estable y no registra las bruscas alteraciones presentes en el análisis de los tipos de interés correspondientes a los restantes eurodepósitos. Esta evidencia es, pues, favorable al carácter genuino de los cambios registrados en los niveles de volatilidad de los tipos de interés a raíz de las distintas modificaciones en los regímenes cambiarios.

En resumen, la evidencia empírica no es en absoluto concluyente sobre la existencia o no de *trade-offs* entre volatilidad cambiaria y volatilidad del tipo de interés asociados a la adopción de distintos grados de compromiso formal con la estabilidad de los tipos de cambio nominales. El *trade-off* aparece en algunos casos, pero no en otros. A la vista de este resultado, parece relevante tratar de identificar cuáles son las condiciones que favorecen o dificultan la reducción simultánea de ambas volatilidades. En el capítulo III se avanza en esta dirección. Antes, sin embargo, es preciso preguntarse por la posibilidad de que, al igual que ocurriera con la volatilidad cambiaria, la volatilidad de los tipos de interés no mida correctamente el riesgo asociado a su evolución futura.

II.2. Volatilidad, credibilidad y riesgo de tipo de interés

Teóricamente al menos, es perfectamente posible que la estimación de los momentos relevantes del proceso estocástico que siguen los tipos de interés se enfrente con el mismo tipo de problemas comentados en la sección I.2. Así, en la medida en que son muchos los bancos centrales que instrumentan su política monetaria a través del manejo activo de algún tipo de interés a corto plazo, cabría pensar que cambios bruscos, pero poco frecuentes, en la orientación de dicha política podrían producir el mismo efecto sobre la evolución de los tipos de interés que las devaluaciones sobre la de los tipos de cambio.

Esta posibilidad ha sido considerada recientemente en Engsted y Tanggaard (1993) y Balduzzi, Bertola y Foresi (1993), en relación con el contraste de la hipótesis expectacional como hipótesis explicativa de la estructura temporal de los tipos de interés. Como es bien sabido, los resul-

tados empíricos estándar en la literatura tienden a rechazar el cumplimiento de dicha hipótesis sobre la base de la existencia de diferencias persistentes entre los tipos de interés a corto plazo futuros y los tipos que predice el *spread* entre los tipos a largo y a corto actuales (1). En ambos trabajos se defiende que dicha diferencia puede explicarse en función de un problema de peso en la evolución de los tipos de interés a corto plazo, debido a la actuación de las autoridades monetarias. Corregido el problema, la hipótesis expectacional no se rechaza.

Ahora bien, la incidencia del problema de peso en tipos de interés es tanto mayor cuanto más próximo esté el plazo del tipo de interés considerado al del tipo de interés sobre el que la autoridad monetaria fija sus objetivos instrumentales. Como se comentó con anterioridad, una de las razones para centrar el análisis de volatilidad en los tipos a un mes es su relativo distanciamiento con respecto al tipo a un día, sobre el que se fijan, en la mayoría de los casos que nos ocupan, los objetivos instrumentales de política monetaria.

De hecho, los diferenciales entre tipos de interés a corto y a largo plazo que, bajo la hipótesis expectacional de la estructura temporal de los tipos de interés y la hipótesis de paseo aleatorio para el comportamiento univariante de estos (2), aproximaría el producto de la probabilidad de un salto en el tipo de interés a corto plazo por la magnitud esperada de dicho salto son sustancialmente inferiores a los diferenciales entre los tipos de interés de activos a igual plazo, pero denominados en diferentes divisas (3). En la medida en que las estimaciones de las varianzas condicionales intrarrégimen de los tipos de interés no son notoriamente inferiores a las de los tipos de cambio, el posible factor de corrección difícilmente será importante. Por todo ello, contrariamente a lo que ocurriera en el caso de los tipos de cambio, no es previsible que los indicadores convencionales de volatilidad de los tipos de interés infraestimen de una manera significativa el riesgo asociado a la evolución de los mismos.

Aclarado este extremo, es posible analizar si la ambigüedad en torno a la existencia de *trade-offs* entre volatilidades desaparece al considerar riesgos. La comparación de la evolución de los indicadores de riesgo cambiario (gráficos I.4 y I.5) con la correspondientes a los indicadores de riesgo de tipo de interés (gráficos II.1 y II.2) pone de relieve que la ambi-

(1) Como referencia pionera al respecto, véase Campbell y Shiller (1991).

(2) Los procesos estimados no difieren sustancialmente de paseos aleatorios, reflejando, en definitiva, la conocida dificultad para predecir cambios en los niveles de rentabilidad de los activos financieros.

(3) Además, el signo de ese diferencial, del que depende que el salto esperado consista en una subida o una bajada de los tipos de interés, es mucho más inestable.

güedad no desaparece. Siguen coexistiendo casos de *trade-off* (el abandono de lira o la ampliación de las bandas de la libra irlandesa, por ejemplo) y casos de evolución paralela entre ambos riesgos (por ejemplo, la incorporación al acuerdo cambiario de la libra esterlina y su posterior abandono).

En consecuencia, la comparación de la evolución de los riesgos cambiario y de tipo de interés a raíz de cambios en el régimen de tipo de cambio refuerza la necesidad de un análisis adicional que trate de identificar cuáles son las variables que explican la relación entre ambos riesgos. Este es el objetivo del siguiente capítulo.

III

UN MODELO TEÓRICO PARA EXPLICAR LA RELACIÓN ENTRE RIESGO CAMBIARIO Y RIESGO DE TIPO DE INTERÉS

Como tuve ocasión de comentar en la introducción, la literatura que se ha ocupado del análisis de los efectos del SME sobre los riesgos de tipo de cambio y de tipo de interés se ha desarrollado con carácter casi exclusivo en el terreno empírico. Los capítulos I y II se enmarcan en ese contexto. Sin embargo, la complementación de los resultados empíricos con el diseño de un marco teórico que sirva de base para su interpretación tiene un notable interés como consecuencia de, al menos, dos factores.

Por un lado, como se señaló en la introducción, los contrastes empíricos se enfrentan con el problema derivado de la dificultad para aislar el efecto genuino del compromiso cambiario de otros efectos asociados tanto a cambios en otros aspectos de las políticas económicas nacionales como a variaciones importantes en el contexto económico mundial. En definitiva, el contraste puro requeriría algo imposible: comparar los niveles de riesgo en una determinada economía perteneciente al SME con los niveles de la misma economía, en el mismo momento, pero fuera del acuerdo cambiario. En estas condiciones, resulta muy útil disponer de un marco teórico que proporcione una explicación para los resultados obtenidos en el terreno empírico.

Por otro lado, los resultados empíricos no son concluyentes con respecto a la relación entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés. En unos casos parece existir un *trade-off* entre ambos; en otros, por el contrario, ambos tipos de riesgo evolucionan en la misma dirección. Esa misma indeterminación surge también en el análisis de la relación entre riesgo cambiario y amplitud de la banda de fluctuación permitida en el MTC: una banda más ancha no siempre implica un mayor nivel de riesgo cambiario. Aquí, de nuevo, parece conveniente preocuparse por construir

un modelo teórico en el que estos resultados tengan cabida y que ayude a entender las razones que los explican.

Aunque abundan los modelos teóricos que tratan de analizar los efectos de las políticas cambiarias sobre la estabilidad de precios y producción [Gros (1990), Beetsma y van der Ploeg (1992) y Sutherland (1995)], estos no se detienen ni en el análisis del riesgo cambiario ni en el análisis de su relación con el riesgo de tipo de interés. La excepción más notable la constituye el trabajo de Svensson (1994), en el que se defiende la existencia de un *trade-off* entre los riesgos cambiario y de tipo de interés, que justifica la existencia de bandas de fluctuación en torno a la paridad central: la banda permite un cierto grado de independencia monetaria.

En este contexto, el objetivo de este capítulo es presentar un modelo macroeconómico sencillo, basado en el propuesto por Svensson (1994). Las innovaciones que incorpora el modelo propuesto permiten que, a diferencia del de Svensson, este explique simultáneamente los tres resultados empíricos básicos que se han obtenido en los capítulos anteriores del trabajo: la reducción de la volatilidad cambiaria ante aumentos en el grado de rigidez del compromiso cambiario; la indeterminación en el signo de la evolución del riesgo cambiario ante una relajación de dicho compromiso; y, finalmente, la posibilidad de que, en unos casos, exista un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés y, en otros, ambos evolucionen en la misma dirección. El análisis del modelo, además, ayuda a comprender cuáles son las variables relevantes que están detrás de los resultados anteriores.

El capítulo consta de cinco secciones. En las dos primeras se lleva a cabo la presentación y la resolución del modelo teórico propuesto. En las secciones tercera y cuarta se analiza la evolución de los riesgos cambiario y de tipo de interés bajo los supuestos de credibilidad perfecta y credibilidad imperfecta, respectivamente. La sección quinta presenta un breve resumen de los resultados principales del capítulo.

III.1. Un modelo macroeconómico sencillo

El modelo que se presenta en este capítulo toma como base el presentado en Svensson (1994) e incorpora tres novedades básicas, que, como se verá más tarde, resultan cruciales para replicar los resultados obtenidos a lo largo de los capítulos anteriores. Así, en primer lugar, el modelo permite que los precios no sean completamente flexibles. La posible rigidez de los precios permite, en segundo lugar, diferenciar entre *shocks* de oferta y de demanda, y, dentro de estos, entre *shocks* nominales y *shocks* reales. Finalmente, en el tratamiento de la credibilidad de la

paridad central, el modelo permite que esta dependa no solo de la posición del tipo de cambio en la banda, sino, además, del nivel alcanzado por el tipo de interés nacional. Como se comentará, esta dependencia viene avalada por la experiencia de la crisis reciente del SME, en la que parte de las turbulencias vino asociada no tanto a la posición competitiva de las economías como al dilema de política económica que planteaba la necesidad, por un lado, de mantener tipos de interés altos para defender la paridad y, por otro, la dificultad para mantener esos niveles a tenor de las posiciones cíclicas de dichas economías.

El modelo se resume en el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$m_t - p_t = ky_t - i_t - m_t \quad \text{[III.1]}$$

$$y_t = -i_t + (s_t + p_t^* - p_t) + \gamma_t \quad \text{[III.2]}$$

$$p_t = p_{t-1} + (y_t - \bar{y}) + p_t \quad \text{[III.3]}$$

$$i_t = i_t^* + E_t(s_{t+1} - s_t) \quad \text{[III.4]}$$

$$x_t = s_t - c_t \quad \text{[III.5]}$$

$$E_t(c_{t+1} - C_t) = \alpha_1 x_t + \alpha_2 i_t \quad \text{[III.6]}$$

$$m_t = m_{t-1} + u_t \quad \text{[III.7]}$$

donde m_t , p_t , y_t e \bar{y} representan (los logaritmos de) la cantidad de dinero, el nivel de precios, el nivel de renta y el nivel de renta de pleno empleo nacionales, respectivamente; i_t es el (logaritmo de uno más el) tipo de interés nacional y s_t y c_t representan el (logaritmo del) tipo de cambio de mercado y (el logaritmo de) su paridad central, expresados ambos en unidades de la moneda nacional por unidad de moneda extranjera. Por su parte, i_t^* y p_t^* representan las correspondientes variables extranjeras, que, de acuerdo con el supuesto de país pequeño, se considerarán exógenas. Con el fin de incluir en el modelo un *shock* típicamente exterior, se supone que el tipo de interés extranjero es puramente aleatorio, es decir:

$$i_t^* = i_t^* + u_t^* \quad \text{[III.8]}$$

Los diferentes u_t^j representan *shocks* de media cero que se distribuyen de forma idéntica e independiente en el tiempo e independientes entre sí. Finalmente, todos los parámetros del modelo se suponen no negativos.

Las ecuaciones [III.1] a [III.7] tienen una interpretación sencilla. La primera ecuación es una LM clásica, en la que m_t representa un *shock* nacional de carácter monetario. La segunda es una IS, en la que, en pri-

mer lugar, la tasa de inflación relevante para determinar el tipo de interés real es la tasa de inflación de equilibrio, que en este caso es cero. Este supuesto es relativamente habitual y evita la posibilidad de soluciones explosivas [véase, por ejemplo, Beetsma y van der Ploeg (1992)]. Se permite, además, que no se verifique la relación de paridad del poder de compra y, finalmente, y_t se interpreta como un *shock* nacional de demanda de carácter real, típicamente como un *shock* fiscal (1).

La ecuación [III.3] es una curva de Phillips típica, en la que un nivel de renta por encima del de pleno empleo provoca inflación y una producción por debajo del mismo provoca deflación. El parámetro α mide el grado de flexibilidad de los precios y ϵ_t tiene la interpretación de un *shock* de oferta, como, por ejemplo, una caída de la productividad o un *shock* salarial.

La ecuación [III.4] es la conocida relación de paridad descubierta de intereses (2), y las ecuaciones [III.5] y [III.6] permiten caracterizar el problema de la credibilidad que, como se vio en el capítulo I, desempeña un papel crucial en la explicación de la evolución del riesgo cambiario. Así, por un lado, el compromiso cambiario se vuelve menos creíble cuanto más se aleja el tipo de mercado de la paridad central. Obsérvese que, dado el carácter lineal de la ecuación, esta forma de modelizar la falta de credibilidad es compatible tanto con la existencia de un efecto de «luna de miel» solo parcial, en la línea de Krugman (1991), como con la existencia de un efecto «divorcio», en línea con el trabajo de Bertola y Cabiello (1992). En cualquier caso, ambos trabajos pueden servir como justificación para la presencia de x_t en la ecuación [III.6].

Por otra parte, la credibilidad también se hace depender del nivel del tipo de interés nacional. La presencia del tipo de interés en la ecuación [III.6] responde al dilema de política económica que surge cuando el nivel del tipo de interés que se ven obligadas a mantener las autoridades monetarias para que el tipo de cambio se sitúe en una posición acorde con el compromiso cambiario resulta demasiado alto desde el punto de vista de la situación cíclica. Si este dilema es percibido como tal por el público, una subida del tipo de interés, aunque pueda atraer capital exterior y, por esta vía, apreciar el tipo de cambio, provocará, por otro lado, una pérdida de credibilidad de la actual paridad central, con la consiguiente tendencia a la depreciación. La crisis vivida por el SME a partir del verano de 1992 ofrece un buen ejemplo de este tipo de situaciones, con ataques a divisas de países que habían llevado a cabo hasta dos devaluaciones (como

(1) Aunque también puede interpretarse en términos de un *shock* a los precios extranjeros, dado que estos, como se verá más tarde, se normalizarán a 0.

(2) La existencia de una prima de riesgo podría incorporarse sin dificultad (siempre que no dependiese de los niveles de las variables endógenas), reinterpretando i^* como un tipo de interés «neto de riesgo».

el caso de la peseta en mayo de 1993) y recuperado, en consecuencia, sus niveles históricos de competitividad —como quiera que se midiesen estos—, pero que, sin embargo, mantenían un nivel de tipos de interés relativamente alto con respecto a la atonía e incluso el retroceso de la demanda interna. De hecho, en la literatura más reciente sobre las crisis cambiarias, el nivel de los tipos de interés aparece como la variable fundamental para explicar por qué colapsan sistemas de tipos de cambio fijos o cuasifijos. Ejemplos de esta literatura son los trabajos de Bensaid y Jeanne (1994), Obstfeld (1994) y Ozkan y Sutherland (1994).

De acuerdo con la ecuación [III.6], la credibilidad depende de variables que son endógenas en el modelo — x_t e i_t — y, por tanto, viene determinada, en última instancia, por la propia actuación del banco central. Es probable que variables exógenas al modelo (eventos políticos, desastres naturales, incorporación de nuevos miembros al compromiso cambiario...) tengan también algún tipo de efecto sobre la credibilidad. Sin embargo, al menos en lo que se refiere a los objetivos de este capítulo, el componente exógeno de la credibilidad no desempeña ningún papel relevante, por lo que se opta por excluirlo del análisis.

Finalmente, la ecuación [III.7] caracteriza el comportamiento de la autoridad monetaria, la cual determina la cantidad de dinero a través de la variable de control u_t , que recoge tanto las operaciones de mercado abierto como posibles intervenciones en el mercado de cambios.

Una vez especificadas las ecuaciones que rigen el comportamiento de la economía, es preciso concretar cuál es la función objetivo de la autoridad monetaria. A este respecto, se va a suponer que el banco central elige los valores de la variable de control u_t que minimizan la suma ponderada de las fluctuaciones en los niveles de precios, renta, tipo de interés y tipo de cambio. Concretamente, dado que se han normalizado las variables, de modo que la media de los diferentes *shocks* sea nula, la función objetivo que el banco central tratará de minimizar es la siguiente:

$$E_1 \left[\sum_{t=1}^{\infty} (q_p p_t^2 + q_y y_t^2 + q_i i_t^2 + q_x x_t^2) \right] \quad [\text{III.9}]$$

La caracterización del comportamiento de la autoridad monetaria requiere alguna consideración adicional. En primer lugar, la presencia de precios y renta en la función objetivo no necesita, probablemente, ningún comentario particular. Simplemente observar que, en líneas generales, la mayor autonomía del banco central tenderá a reflejarse en un valor de q_p relativamente mayor que el correspondiente a q_y . Por otro lado, la estabilización del tipo de interés ha sido también un objetivo frecuente de la au-

toridad monetaria [véase, por ejemplo, Goodfriend (1987 y 1991)]. La presencia del tipo de cambio o , más concretamente, de la desviación de este con respecto a su paridad central necesita, sin embargo, una explicación más detallada.

Así, en primer lugar, conviene recalcar que en las ecuaciones [III.1] a [III.9] no se modeliza explícitamente la existencia de bandas de fluctuación. La modelización explícita de las bandas daría lugar a una regla de intervención no lineal que complicaría notablemente el problema. En su lugar, una regla de comportamiento lineal (como la recogida en la ecuación [III.7]) y la presencia de x_t en la función objetivo permiten, como se comenta más tarde, aplicar las herramientas de la optimización dinámica en un contexto lineal-cuadrático. Como señala Svensson (1994), a partir de la solución del modelo con x_t en la función objetivo es posible definir unas bandas implícitas en términos de la probabilidad asignada al hecho de que el tipo de cambio se sitúe fuera de las mismas. A título de ejemplo, si el tipo de cambio sigue una distribución normal, una banda definida como ± 3 desviaciones típicas implica una probabilidad inferior al 0,3 % de que el tipo de cambio se sitúe fuera de la misma. En todo caso, la práctica común en los bancos centrales de intervenir no tanto en los límites de las bandas, sino en el interior de las mismas [véase Mastropasqua, Micossi y Rinaldi (1988)] lleva a pensar que la aproximación a las bandas explícitas mediante una regla lineal de flotación sucia y bandas implícitas puede ser suficiente. Los trabajos empíricos de Lindberg y Soderlind (1992) para el caso sueco confirman esta impresión.

A partir de esta caracterización del compromiso cambiario en términos de bandas implícitas, el parámetro q_x refleja la mayor o menor amplitud de dichas bandas: a mayor q_x , menor variabilidad del tipo de cambio y , en consecuencia, menor amplitud de la banda o , si se prefiere, mayor rigidez del acuerdo cambiario. Por tanto, el tipo de cambio aparece en la función objetivo como una manera de aproximar el compromiso institucional de la autoridad monetaria con la estabilidad cambiaria.

En segundo lugar, debe observarse que en la función objetivo del banco central aparece la variabilidad, no del tipo de cambio (s_t), sino de la desviación de este con respecto a la paridad central (x_t). Ahora bien, dada la función objetivo, es inmediato que la paridad central no es un instrumento de la política monetaria. El único instrumento del que dispone la autoridad monetaria para alcanzar sus objetivos es u_t . Dado que la paridad central permanece constante, ambas variabilidades son, desde su punto de vista, iguales. Sin embargo, desde el punto de vista del público, ambas variabilidades podrán ser diferentes, en la medida en que el compromiso cambiario no sea perfectamente creíble.

La razón por la que la paridad central se mantiene constante en el modelo radica en el hecho de que los cambios en la paridad central no son relevantes para el *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés, aunque sí son relevantes, sin embargo, las expectativas de los agentes sobre dichos cambios. Desde este punto de vista, la inclusión de un proceso estocástico para la paridad central coherente con la ecuación [III.6] complicaría el análisis sin añadir nada sustancial. Al igual que en Svensson (1994), dada la constancia de la paridad central, es posible interpretar los problemas de credibilidad caracterizados por la ecuación [III.6] en términos de la dificultad del banco central para convencer a los agentes de la firmeza de su compromiso con la estabilidad cambiaria (y no en términos de la debilidad del mismo), aunque, obviamente, esta situación, en la que el banco central mantiene la paridad central y los agentes no esperan que lo haga en el futuro, no puede mantenerse indefinidamente.

III.2. La solución numérica del modelo

A partir de la función objetivo [III.9] y de las restricciones que supone el conjunto de ecuaciones [III.1] a [III.8], es posible analizar si existe o no un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés, simplemente variando el valor de q_x y comparando los resultados del problema de optimización al que se enfrenta el banco central en cada uno de los casos.

La minimización de [III.9] sujeto a las restricciones [III.1] a [III.8] constituye un problema clásico de optimización en un contexto lineal-cuadrático con una variable, el tipo de cambio, que es *forward-looking*. En efecto, representemos como X_t el vector de variables que, en el momento t , son exógenas o predeterminadas:

$$X'_t = [\frac{y}{p_t}, \frac{m}{p_t}, \frac{p}{p_t}, \frac{*}{p_t}, c_t, y_{t-1}, p_{t-1}, x_{t-1}, i_{t-1}, m_{t-1}]$$

y por Z_t la ampliación de dicho vector con la única variable *forward looking* del modelo, x_t :

$$Z'_t = [X'_t, x_t]$$

Tediosas manipulaciones algebraicas permiten reescribir el programa de optimización anterior en los siguientes términos (3):

$$\{u_t\}_{1\dots} \text{ MIN } E_t \left[\sum_{t=1}^{\infty} (Z'_t Q Z_t + Z'_t U u_t + u'_t U Z_t + u'_t R u_t) \right]$$

(3) En el apéndice I se detalla la forma concreta que toman las distintas matrices que aparecen a continuación.

sujeto a la restricción lineal

$$\begin{pmatrix} X_{t+1} \\ E_t X_{t+1} \end{pmatrix} = AZ_t + Bu_t + \begin{pmatrix} {}^{t+1} \\ 0 \end{pmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots$$

El programa anterior es una variante del programa estándar de minimización de una función cuadrática sujeto a una restricción lineal. La naturaleza de la variación con respecto al problema estándar radica en que una de las variables del vector de estado en el momento t (concretamente, la desviación del tipo de cambio respecto a su paridad central) no es ni exógena ni predeterminada en dicho instante, sino que depende de las expectativas sobre el futuro de otras variables. En Oudiz y Sachs (1985) y Backus y Driffill (1986) se describe un algoritmo para obtener la solución numérica de esta variante del problema que, en el caso general, no puede resolverse analíticamente.

La presencia de variables *forward looking* plantea un problema clásico de consistencia temporal [véase Kydland y Prescott (1977)], de modo que la solución final dependerá de la capacidad del banco central para comprometerse de manera convincente a seguir en el futuro la regla monetaria que resuelve el programa de optimización en el presente, venciendo sus incentivos a desviarse de la misma en el período siguiente y anunciar una regla nueva (4). En la medida en que no es el objetivo del trabajo analizar los problemas de credibilidad del banco central en su compromiso con la regla monetaria (5) (6), se supondrá que no existe mecanismo alguno por el que este pueda comprometerse a mantener la regla monetaria en el futuro. En estas condiciones, el banco central reoptimiza período a período y la solución del programa anterior se corresponde con la que Backus y Driffill (1986) denominan solución discrecional. En el apéndice II se presenta un breve resumen del método propuesto por estos autores para resolver numéricamente el programa de optimización en el caso discrecional.

La solución numérica del modelo requiere especificar los valores que toman los diferentes parámetros del mismo, así como los que caracterizan las distribuciones de los diferentes *shocks*. Por tanto, para determinar si existe o no un *trade-off* entre riesgo de tipo de cambio y riesgo de

(4) Obsérvese que la consistencia temporal a la que se hace referencia aquí es la relativa a las decisiones sobre u_t , no la relativa a las decisiones sobre c_t , comentada en el texto.

(5) Obsérvese que la regla monetaria [III.7] es conocida y creída por el público, no así la «regla cambiaria» — $c_t = \text{constante}$ —.

(6) En la misma línea, no se presta atención a la posible existencia de un efecto de ganancia de reputación antiinflacionista como consecuencia del compromiso cambiario. Para este particular, véanse los trabajos de Weber (1991, 1992), Giavazzi y Pagano (1988) o Revenga (1993).

tipo de interés se ha optado por llevar a cabo una serie de normalizaciones y fijar unos determinados valores de los parámetros para configurar un escenario base. Alterando los valores de ese escenario base, será posible analizar no solo la existencia o no del citado *trade-off*, sino también la sensibilidad de este ante tales cambios en las características básicas de la economía. Los valores que configuran ese escenario base se discuten a continuación.

En primer lugar, tanto el nivel de renta de pleno empleo (\bar{y}) como el nivel de precios exteriores (p^*) se normalizan a cero. Análogamente, la varianza de los diferentes *shocks* se normaliza a 1. En cuanto a los parámetros de la LM y la IS, tanto k como α se igualan a 1; β , a 0,2, y γ , a 0,4. Los precios se consideran flexibles en este escenario base ($\lambda = 1.000$) y las ponderaciones de las fluctuaciones de precios (q_p), tipo de interés (q_i) y renta (q_y) se fijan en 1, 0,5 y 0, respectivamente. Naturalmente, la elección de los valores de los parámetros está sujeta a un cierto grado de arbitrariedad.

Los posibles efectos de tal arbitrariedad tratan de minimizarse por una doble vía. En primer lugar, se han elegido valores que, en términos muy generales, no están en excesivo desacuerdo con la escasa evidencia empírica disponible. Así, los parámetros de la LM están en consonancia con las estimaciones disponibles de funciones de demanda de dinero para varios de los países del Sistema. La reducida sensibilidad de las variables reales ante variaciones en el tipo de interés (menor que la correspondiente a variaciones en los tipos de cambio reales) es también un hecho ampliamente aceptado. Finalmente, la ausencia de la variabilidad del *output* en la función objetivo ($q_y = 0$) refleja no solo la mayor concentración de la autoridad monetaria en el problema de la estabilidad de precios que se observa en los últimos tiempos en el seno de los países de la UE, sino también la mayor independencia que progresivamente están alcanzando los bancos centrales de estos países (7). En segundo lugar, los posibles sesgos derivados de la elección concreta de parámetros trata de minimizarse llevando a cabo un análisis detallado de la sensibilidad de los resultados ante cambios en los mismos.

La solución del modelo para diferentes valores de q_x permite obtener las combinaciones óptimas de riesgo cambiario y de tipo de interés que corresponden a diferentes grados de compromiso cambiario. La representación gráfica de dichas combinaciones mostrará si existe o no un *trade-off* entre ambos tipos de riesgo. En principio, se supondrá que el compromiso cambiario es perfectamente creíble, de modo que en la ecuación [III.6]

(7) Recuérdese, a título de ejemplo, que la Ley de Autonomía del Banco de España entró en vigor en junio de 1994.

tanto σ_1 como σ_2 se consideran iguales a cero. Recuérdese que, en este caso, volatilidad y riesgo coinciden. Sin embargo, a lo largo de la sección siguiente se mantendrá el término volatilidad, con el fin de distinguir los resultados de los correspondientes al caso en el que la credibilidad no es perfecta. El término riesgo se reservará para este último caso.

III.3. La relación entre riesgo cambiario y de tipo de interés bajo credibilidad perfecta

III.3.1. ¿De qué depende que exista o no un trade-off en riesgos?

El gráfico III.1 muestra las distintas combinaciones óptimas de volatilidad (concretamente, de desviaciones típicas) que corresponden a diferentes grados de rigidez del compromiso cambiario para los parámetros del escenario base. Incrementos en el valor de q_x (estrechamiento de las bandas implícitas) provocan desplazamientos a lo largo de la curva de derecha a izquierda y, como puede observarse, existe un primer tramo en el que aumentos en la rigidez del compromiso reducen tanto la volatilidad del tipo de cambio como la volatilidad del tipo de interés. Sin embargo, a partir de cierto nivel de estabilidad cambiaria, aumentos adicionales de la misma solo pueden conseguirse si se aceptan a cambio aumentos en la volatilidad del tipo de interés. Por tanto, la existencia del *trade-off* depende crucialmente de la situación inicial a partir de la cual se lleva a cabo la modificación del compromiso cambiario. La pregunta obvia que se plantea, entonces, es cuáles son las condiciones que determinan que, en términos de la curva del gráfico III.1, predomine la pendiente positiva o lo haga la pendiente negativa.

A este respecto, puesto que la varianza de cualquiera de las variables dependerá, en última instancia, de la varianza de los *shocks* que afectan a esta economía, tiene interés preguntarse por los efectos de cada uno de ellos por separado. Recuérdese que la distinción entre varios tipos de *shocks* es una de las innovaciones que presenta este modelo con respecto al de Svensson. El análisis, además, permite una mejor comprensión de cuáles son los mecanismos básicos que rigen el comportamiento de las variables relevantes: tipo de cambio y tipo de interés.

El gráfico III.2 muestra la relación entre las volatilidades relevantes cuando uno de los *shocks* domina sobre el resto (8). Concretamente,

(8) Dado que en el escenario base los precios son flexibles, P_t pierde la interpretación en términos de *shock* de oferta que se le dio en la sección III.1. En todo caso, aumentos en la varianza del mismo no afectan al *trade-off* y, como era de esperar, se traducen exclusivamente en aumentos en la volatilidad de la renta.

LA RELACIÓN ENTRE VOLATILIDADES EN EL ESCENARIO BASE



para cada uno de los casos, la varianza del *shock* correspondiente se ha fijado igual a 100 (9). Obsérvese, en primer lugar, que la comparación del gráfico III.2. a) con el gráfico III.1 revela que el *shock* monetario nacional no es relevante para determinar si se produce o no el *trade-off*. La intuición de este resultado es la siguiente: la ecuación [III.1] muestra que un *shock* monetario nacional puede ser completamente contrarrestado con un movimiento contrario en la cantidad de dinero que el banco central pone en circulación, sin que ninguna de las restantes variables de la ecuación (y, por tanto, del sistema) se vea afectada. Por tanto, mayores *shocks* monetarios se traducirán, exclusivamente, en una mayor variabilidad de la cantidad de dinero.

La comparación de los gráficos III.1 y III.2. b), por su parte, evidencia que cuando predominan los *shocks* nacionales reales el *trade-off* desaparece por completo, y ambas varianzas se mueven en el mismo sentido cuando aumenta la preocupación del banco central por la inestabilidad cambiaria. La ecuación [III.2] es la relación clave para explicar este resul-

(9) Las diferentes varianzas están normalizadas, de modo que multiplicar todas ellas por un valor constante simplemente produciría un cambio de escalas en los diferentes gráficos.

EL TRADE-OFF Y LA NATURALEZA DE LOS SHOCKS



tado. Así, de acuerdo con la misma, ante un *shock* nacional de demanda real, la autoridad monetaria no puede restablecer los niveles de renta y de tipo de interés simultáneamente como hiciera en presencia de un *shock* monetario. Además, la ecuación [III.4] limita sus posibilidades de actuación, ya que, si permite una reducción del tipo de interés, tendrá que permitir, al mismo tiempo, una depreciación en el tipo de cambio que genere una expectativa de apreciación futura para compensar el nuevo diferencial de intereses. Por tanto, cuando la autoridad monetaria responde al *shock* tratando de estabilizar el tipo de cambio, estabiliza, de hecho, el tipo de interés, y viceversa.

Finalmente, si predominan los *shocks* al tipo de interés exterior [gráfico III.2. c)], el *trade-off* es total. De nuevo, la ecuación [III.4] permite entender cuál es la explicación del fenómeno. En efecto, ante un *shock* al tipo de interés exterior, la autoridad monetaria puede elegir entre absorber los efectos del mismo a través de una alteración en el tipo de interés nacional o través de una alteración en el tipo de cambio que genere las pertinentes expectativas de movimiento futuro. Cuanto mayor sea el peso que el banco central otorgue a la estabilidad cambiaria, menores serán los movimientos en el tipo de cambio que estará dispuesto a aceptar y, en consecuencia, mayores serán los sacrificios que deberá aceptar en términos de inestabilidad del tipo de interés.

En definitiva, el simple análisis de los gráficos III.1 y III.2 resulta ilustrativo sobre las condiciones que favorecen la existencia de un *trade-off* entre volatilidad cambiaria y volatilidad de tipo de interés: cuanto mayor sea el peso relativo de los *shocks* a los tipos de interés exteriores en términos de los *shocks* nacionales de demanda reales, más probable es la existencia de un *trade-off*. El gráfico III.3, en el que se representan las combinaciones de volatilidades de equilibrio para diferentes valores del cociente $V(\text{*)}/V(\text{y})$, ilustra este punto y muestra que, además, el *trade-off* resulta tanto más desfavorable (mayor nivel de volatilidad de tipo de interés asociado a un mismo nivel de volatilidad de tipo de cambio) cuanto mayor es el peso relativo de los *shocks* exteriores.

A partir de esta relación entre importancia relativa de los *shocks* y existencia del *trade-off*, es posible interpretar los cambios en el grado de preocupación por la estabilidad cambiaria (cambios en q_x) en términos de cambios en la atención relativa que prestan las autoridades monetarias a los diferentes *shocks*. Así, para un nivel nulo de q_x el banco central no reacciona en absoluto ante *shocks* exteriores, absorbidos por movimientos en el tipo de cambio, y se limita a responder a los *shocks* reales domésticos. Incrementos en q_x se interpretarían en términos de una reacción progresivamente mayor ante *shocks* exteriores, en detrimento de la atención a los *shocks* nacionales. En una primera fase, seguiría dominando la reacción ante los *shocks* nacionales, la ecuación

EL *TRADE-OFF* Y LA RELEVANCIA DEL *SHOCK* EXTERIOR (a)

(a) r es el cociente entre las varianzas del *shock* al tipo de interés exterior y el *shock* nacional real de demanda.

[III.2] sería la relevante para determinar la relación entre volatilidad cambiaria y volatilidad de tipo de interés y no habría *trade-off*. A partir de un cierto nivel, sin embargo, la reacción ante los *shocks* exteriores pasaría a dominar la actuación del banco central, la ecuación [III.4] sería, ahora, la relevante para el análisis y, en consecuencia, surgiría el *trade-off*. Esta interpretación de los cambios en q_x , en el sentido de una mayor atención relativa por parte de la autoridad monetaria a los *shocks* nominales exteriores, es bastante coherente con la intuición que, en general, se tiene del significado de un compromiso cambiario.

III.3.2. Los efectos de cambios en los parámetros del modelo

Por lo que se refiere a la sensibilidad de la relación entre las volatilidades cambiaria y de tipo de interés ante cambios en los valores asignados a los parámetros, se ha seleccionado un valor del cociente $v(\ast)/(\)$ igual a 2, con el fin de igualar, aproximadamente, el rango en el que la relación entre ambas volatilidades es creciente y el rango en el que dicha relación

CAMBIOS EN LA SENSIBILIDAD DE LA IS AL TIPO DE INTERÉS



es decreciente. De esta forma, será posible analizar con mayor detalle los efectos de los citados cambios en ambos casos. Los resultados más relevantes del análisis se resumen a continuación.

El gráfico III.4 ilustra cuál es el efecto de los cambios en uno de los parámetros más relevantes del modelo: la sensibilidad de la inversión ante cambios en el tipo de interés, i . Como puede observarse, cuanto mayor es dicha sensibilidad, menor es el nivel de volatilidad del tipo de interés asociado a cada nivel de volatilidad cambiaria, sin que la relación entre ambas pierda su forma de «U». Este resultado, de nuevo, parece bastante acorde con la intuición. Dado un determinado nivel de compromiso con la estabilidad cambiaria y con independencia de la naturaleza del *shock* —exterior en la zona de *trade-off* o nacional en el brazo creciente de la U—, el movimiento del tipo de interés que habrá que aceptar para absorber dicho *shock* será tanto menor cuanto mayor sea el efecto real de dicho movimiento.

Esta misma intuición sirve para explicar los resultados del gráfico III.5: cuanto más sensible sea el saldo exterior ante cambios en el nivel del tipo de cambio real (ϵ), mayor será el efecto real que tendrá el movimiento en el tipo de cambio que permite un nivel dado de compromiso con la

CAMBIOS EN LA SENSIBILIDAD DE LA IS AL TIPO DE CAMBIO REAL



estabilidad cambiaria y, por tanto, menor será el movimiento adicional que se necesitará en el tipo de interés.

Cambios en los parámetros de la LM, sin embargo, no afectan al *trade-off*. Los mismos argumentos que explican la irrelevancia de los *shocks* monetarios sirven para explicar que la mayor o menor sensibilidad de la demanda de dinero ante cambios en la renta (k) o en el tipo de interés (λ) se traduzcan, simplemente, en cambios en la cantidad de dinero que es preciso inyectar o drenar en la economía para conseguir un movimiento deseado en la LM.

El sacrificio, en términos de volatilidad del tipo de interés que es preciso aceptar a cambio de un cierto grado de estabilidad cambiaria, es tanto mayor cuanto más flexibles son los precios. El gráfico III.6 muestra los cambios en la relación entre volatilidades ante cambios en el parámetro λ . Este resultado, que parece un tanto contraintuitivo, puede explicarse en los siguientes términos. Ante un determinado *shock*, un grado de rigidez de precios mayor permite mantenerse por más tiempo alejado del nivel de renta de pleno empleo y, por tanto, dado un determinado nivel de estabilidad cambiaria, los movimientos en el nivel de tipo de interés que se necesitan para absorber el *shock* pueden espaciarse más en el

CAMBIOS EN LA FLEXIBILIDAD DE LOS PRECIOS



tiempo. En consecuencia, es posible sustituir una alteración importante por una sucesión de alteraciones pequeñas y, por tanto, la varianza se reduce. Naturalmente, la contrapartida es que los niveles de volatilidad de la renta y los precios se incrementan considerablemente conforme se reduce el valor de α .

Finalmente, el gráfico III.7 muestra los efectos derivados de aumentos en la importancia relativa que asigna el banco central a la estabilidad del *output* en un contexto de precios notablemente rígidos —concretamente, $\alpha = 1$ —. Lógicamente, si los precios son completamente flexibles, el nivel de renta será estable en torno a su nivel de pleno empleo, de modo que cambios en el parámetro q_y no tienen efecto alguno. Cuanto menos flexibles son los precios, mayores son los cambios que se producen en la relación entre volatilidad cambiaria y de tipo de interés, si bien dichos cambios solo llegan a ser de cierta relevancia para niveles de flexibilidad muy bajos. En ese caso, como puede observarse en el gráfico III.7, los términos de la relación entre volatilidades se vuelven más desfavorables: mayores niveles de volatilidad de tipo de interés para un mismo nivel de volatilidad cambiaria cuanto mayor es el peso relativo de la estabilización real en la función objetivo del banco central. La intuición del resultado es la siguiente: ante un determinado *shock* —real y nacio-

TRADE-OFF Y LA ESTABILIZACIÓN DEL *OUTPUT* (a)(a) Precios considerablemente rígidos ($\alpha = 1$)

nal o exterior— y una vez fijada la parte del mismo que pueden absorber el tipo de cambio (q_x) y los precios (q_p), un valor mayor de q_y obliga a que el tipo de interés absorba una parte mayor del *shock* en beneficio del nivel de renta.

En resumen, los resultados obtenidos en esta sección permiten afirmar que, en un contexto de credibilidad perfecta del compromiso cambiario, la existencia de un *trade-off* entre volatilidad del tipo de interés y volatilidad cambiaria será tanto más probable cuanto mayor sea el peso relativo de los *shocks* a los tipos de interés extranjeros en relación con los *shocks* nacionales reales de demanda. Asimismo, el nivel de volatilidad de tipo de interés que será preciso aceptar a cambio de alcanzar un determinado nivel de estabilidad cambiaria es tanto mayor cuanto menos sensible sea la inversión ante cambios en el tipo de interés, cuanto menos sensible sea el sector exterior ante variaciones del tipo de cambio real y cuanto más flexibles sean los precios y menor sea la preocupación relativa del banco central por la estabilización de la renta.

CREDIBILIDAD IMPERFECTA: POSICIÓN EN LA BANDA



III.4. Credibilidad imperfecta del compromiso cambiario

III.4.1. Volatilidad cambiaria y de tipo de interés bajo credibilidad imperfecta

En los términos de la ecuación [III.6], los problemas de credibilidad se modelizan a través de los parámetros α_1 y α_2 . De acuerdo con dicha ecuación, un valor positivo de α_1 implica una pérdida de credibilidad como consecuencia de la desviación del tipo de cambio de su paridad central. El gráfico III.8 muestra cómo evoluciona la relación entre las volatilidades de los tipos de cambio y de interés ante cambios en el valor de α_1 . Como puede verse, es preciso distinguir varios efectos.

Así, en primer lugar, centrándose en la zona en la que tiene lugar un *trade-off* (esto es, en el brazo decreciente de la U), se observa que, cuanto mayor es el valor informativo que asignan los individuos a las desviaciones del tipo de cambio, peores son las condiciones en las que el *trade-off* tiene lugar. Es decir, un mismo nivel de inestabilidad cambiaria provoca un mayor grado de inestabilidad en el tipo de interés cuanto mayor es el coeficiente a través del cual se cuantifica el problema de la falta

de credibilidad. La explicación de este resultado es la siguiente: ante un *shock* exterior —estamos en la zona de *trade-off*—, y dado un determinado grado de preocupación por la estabilidad cambiaria, el banco central se encuentra ahora con que las desviaciones que podía permitir en el tipo de cambio —bajo credibilidad perfecta— con el fin de que el tipo de interés no tuviese que soportar por sí solo todo el peso del ajuste provocan una pérdida de credibilidad. Esta pérdida de credibilidad amplifica el efecto del *shock* sobre el tipo de interés en la medida en que obliga a un ajuste mayor por parte de este. Por lo tanto, aumentos en el parámetro ρ_1 desplazan el brazo decreciente de la U hacia la derecha y hacia arriba.

Por otra parte, en la zona en la que ambas volatilidades se mueven en la misma dirección, la existencia de problemas de credibilidad mejora la relación entre ambas —menor varianza de i para igual varianza de x —. Este resultado, contraintuitivo a primera vista, es, sin embargo, coherente con la lógica del modelo. En efecto: como se comentó, el tramo creciente de la U puede interpretarse como un tramo en el que predominan las reacciones ante *shocks* nacionales reales de demanda. Bajo credibilidad perfecta, ante un *shock* de este tipo una determinada depreciación del tipo de cambio debía acompañarse, como consecuencia de la ecuación [III.4], de una reducción del tipo de interés que, por un lado, absorbía parte del *shock* y, por otra, compensaba las expectativas de apreciación futura que generaba el movimiento del tipo de cambio. Sin embargo, ahora, la propia depreciación del tipo de cambio genera, a través de la ecuación [III.6], unas expectativas de devaluación que actúan de contrapeso frente a las expectativas de apreciación futura. El tipo de interés, pues, ha de reducirse menos, lo que explica que mejoren los términos de la relación entre volatilidades.

Finalmente, el gráfico III.8 muestra que aumentos en el contenido informativo de x_t aumentan el rango de valores de q_x para los que se produce el *trade-off*. La intuición de este resultado es que, cuanto menos creíble resulta el acuerdo cambiario, mayor es la atención relativa que debe prestar el banco central a los *shocks* a los tipos de interés exteriores para atender a un mismo objetivo de estabilidad económica.

En cuanto a los problemas de credibilidad por la vía del dilema de política económica (valores positivos de ρ_2), el gráfico III.9 muestra cómo, a diferencia de lo que ocurría en el caso anterior, aumentos en el parámetro ρ_2 desplazan las curvas hacia arriba, sin que se produzcan cruces entre ellas, lo que implica combinaciones de riesgos más desfavorables desde el punto de vista de la autoridad monetaria en todos los casos. Obsérvese que, contrariamente a lo que ocurría cuando la credibilidad dependía de x_t , en el tramo creciente de la curva también empeora la relación entre las dos varianzas. En este caso, ante un *shock* nacional real de demanda que, como antes, requiriese una determinada depreciación

CREDIBILIDAD IMPERFECTA: DILEMA



del tipo de cambio junto con una reducción del tipo de interés, ocurre que, cuando α_2 es positivo, este movimiento del tipo de interés aumenta aún más las expectativas de apreciación con respecto al caso de credibilidad perfecta, lo que, si no se está dispuesto a aceptar una alteración mayor del tipo de cambio, obliga a una reducción adicional del tipo de interés. Naturalmente, para que la situación no resulte explosiva, el parámetro α_2 debe ser inferior a la unidad.

III.4.2. Diferencias entre volatilidad y riesgo

A lo largo de la subsección anterior se ha evitado el término riesgo, apareciendo en su lugar el término volatilidad. La sustitución no es casual, ya que, como se ha comentado extensamente en el capítulo I, la existencia de credibilidad imperfecta introduce una diferencia, a veces sustancial, entre ambos.

En efecto, la introducción de la ecuación [III.6] en el análisis hace que la percepción que tienen el banco central y los individuos sobre la varianza del tipo de cambio de mercado s_t sea diferente. Así, mientras que para el primero coinciden las varianzas de s_t y x_t , para los segundos,

que asignan una probabilidad no nula a que se produzca un cambio en la paridad central, ambas varianzas difieren. Este hecho permite diferenciar entre la variabilidad del tipo de cambio que «observan» los agentes —esto es, volatilidad— y la varianza relevante para determinar el riesgo que perciben —riesgo—. Más concretamente, dado que la autoridad monetaria no cambia la paridad central, los agentes observan que

$$\text{Var}(s_{t+1}) = \text{Var}(x_{t+1} + c_{t+1}) = \text{Var}(x_{t+1}) \quad [\text{III.10}]$$

Sin embargo, la variabilidad del tipo de cambio de mercado que anticipan es

$$\begin{aligned} \text{Var}_t(s_{t+1}) &= \text{Var}_t(x_{t+1} + c_{t+1}) = \\ &= \text{Var}_t(x_{t+1}) + \text{Var}_t(c_{t+1}) + 2\text{Cov}_t(x_{t+1}, c_{t+1}) \end{aligned} \quad [\text{III.11}]$$

Así, restando la ecuación [III.10] de la ecuación [III.11], se obtiene el término de corrección que es preciso añadir al término que se ha denominado volatilidad (la varianza obtenida a partir de la evolución observada en el tipo de cambio) para cuantificar el riesgo cambiario en presencia de credibilidad imperfecta.

Por tanto, la consideración de valores positivos de β_1 y β_2 permite analizar si es posible, en el marco del modelo anterior, que se registre simultáneamente un aumento de la variabilidad observada del tipo de cambio y una reducción del riesgo cambiario, como se encontró en el capítulo I. En principio, la existencia de un *trade-off* entre las volatilidades del tipo de cambio y el tipo de interés, junto con el efecto que ambas tienen sobre la credibilidad, apunta hacia la posibilidad de que, al menos a partir de un cierto nivel, las mejoras de credibilidad como consecuencia de una mayor estabilidad cambiaria pueden verse más que contrarrestadas por el efecto negativo sobre dicha credibilidad derivado de las mayores fluctuaciones en el tipo de interés. Obsérvese que en el contexto del modelo de Svensson (1994), donde solo aparece x_t en la ecuación [III.6] no es posible que se produzca una evolución dispar en la volatilidad y el riesgo cambiarios.

La ecuación [III.6] solo proporciona información sobre la media condicional de la paridad central. Para obtener una medida del riesgo cambiario de acuerdo con la ecuación [III.11] es preciso incorporar más estructura en el modelo que permita obtener información sobre la varianza condicional de s_t . Por simetría con el análisis en la sección I.2, se supondrá que el proceso que, en la opinión de los individuos, sigue la paridad central es el siguiente:

$$c_{t+1} = \begin{cases} c_t & , \text{prob.} = 1-q \\ c_t + d_t & , \text{prob.} = q \end{cases} \quad [\text{III.12}]$$

Es decir, los agentes asignan una probabilidad q a que se produzca un cambio en la paridad central de magnitud d_t . Para que dicho proceso sea consistente con la ecuación [III.6] es inmediato que debe cumplirse que

$$d_t = \frac{1}{q} (\alpha_1 x_t + \alpha_2 i_t)$$

Dadas las dificultades para endogenizarla en el contexto lineal-cuadrático en que se desarrolla el trabajo, la probabilidad q se considera exógena (10). En la presentación del modelo y, más concretamente, en la discusión de la ecuación [III.6] se comentaba la posibilidad de que factores exógenos al modelo pudiesen incidir también en la credibilidad otorgada al compromiso cambiario por parte de los agentes. En consecuencia, q representaría el nivel medio del efecto de dichos factores.

Si los agentes no esperan un salto simultáneo en x_t y en i_t , es fácil probar que el término en covarianzas de la ecuación [III.11] desaparece y que el término de corrección que es preciso sumar en la ecuación [III.10] para calcular el riesgo cambiario en el contexto de este modelo (el valor medio de la varianza condicional de la paridad central futura) toma la forma siguiente

$$E[V_t(C_{t+1})] = \left(\frac{1}{q} - 1\right) \left[\alpha_1^2 V(x_t) + \alpha_2^2 V(i_t) + 2\alpha_1\alpha_2 \text{Cov}(x_t, i_t) \right]$$

El gráfico III.10 muestra los valores de la variabilidad observada del tipo de cambio y los niveles de riesgo cambiario correspondientes a un escenario en el que $\text{Var}(x_t) / \text{Var}(i_t) = 10$ (de manera que existe *trade-off* si la credibilidad es perfecta) y los parámetros α_1 y α_2 toman el mismo valor: 0,4. El resto de los parámetros toman los valores del escenario base. Como puede observarse, la volatilidad del tipo de cambio disminuye monótonamente con q_x . Sin embargo, el nivel de riesgo cambiario tiene forma de U, por lo que alcanza un mínimo. Dicho de otro modo, a partir de un cierto nivel de compromiso con la estabilidad cambiaria, una relajación del mismo, pese a traducirse en un aumento de la volatilidad del tipo de cambio, puede provocar una ganancia de credibilidad que compense el efecto anterior, de suerte que el resultado final sea una reducción y no un aumento del riesgo de tipo de cambio. Esta situación tenderá a producirse a partir de grados de compromiso menores (valores menores de q_x), cuanto mayor sea α_2 en relación con α_1 y cuanto menor sea la probabilidad q .

(10) En Drazen y Masson (1994) puede encontrarse un ejemplo interesante de endogenización de la probabilidad de los realineamientos mediante una regla de aprendizaje de corte bayesiano, en el marco de un modelo a la Barro-Gordon.

CREDIBILIDAD IMPERFECTA: VOLATILIDAD Y RIESGO

La implicación obvia de este resultado es que, desde el punto de vista de la minimización de riesgo cambiario, puede resultar aconsejable no tensar en exceso el grado de rigidez del compromiso cambiario implícito en un acuerdo como el MTC si el nuevo compromiso no es suficientemente creíble por parte del resto de los agentes económicos. En presencia de problemas graves de credibilidad, un acuerdo más laxo (unas bandas más anchas) puede llegar a reducir el nivel de riesgo, pese a elevar el nivel de volatilidad.

III.5. Resumen de resultados

En este capítulo se ha presentado un modelo macroeconómico sencillo, que permite obtener las combinaciones de riesgos óptimas, desde

el punto de vista de la autoridad monetaria, a partir de la solución numérica de un programa lineal-cuadrático de optimización relativamente estándar, con variables *forward-looking*. Analizando cómo varían dichas combinaciones óptimas ante cambios en las variables relevantes, se ha llegado a la conclusión de que:

- a) La existencia de un *trade-off* entre riesgo de tipo de cambio y riesgo de tipo de interés depende, en última instancia, de la importancia de los *shocks* a los tipos de interés extranjeros en relación con los *shocks* reales de demanda nacionales. Si predominan aquellos, existirá un *trade-off*; si predominan los *shocks* nacionales, ambos riesgos evolucionarán en la misma dirección ante cambios en el grado de compromiso con la estabilidad cambiaria.
- b) Ni los *shocks* nacionales monetarios, ni los *shocks* de oferta, ni los parámetros que caracterizan la ecuación de demanda de dinero afectan al *trade-off* entre riesgos.
- c) El *trade-off* se hace tanto más desfavorable (mayor riesgo de tipo de interés asociado a un mismo nivel de riesgo cambiario) cuanto menores son las sensibilidades de la IS al tipo de interés y al tipo de cambio real, cuanto más flexibles son los precios, cuanto más se preocupa el banco central por la estabilidad del *output*, cuanto más dependiente es la credibilidad del compromiso cambiario, de la posición del tipo de cambio en la banda y cuanto más relevante es la existencia de un dilema de política económica (medido en términos del nivel del tipo de interés nacional).
- d) La existencia del dilema de política económica que supone la necesidad de mantener un nivel del tipo de interés que permita situar el tipo de cambio en una posición acorde con el compromiso cambiario, en un contexto en el que la situación cíclica requiere, probablemente, tipos de interés diferentes, permite explicar un fenómeno que se registró para buena parte de las divisas del SME tras la ampliación de las bandas de fluctuación en agosto de 1993: la reducción en el nivel de riesgo cambiario, pese al incremento registrado en la volatilidad cambiaria. La explicación radica en el hecho de que la mayor credibilidad otorgada por los agentes económicos al mantenimiento de un compromiso más laxo (bandas más anchas) compensa sobradamente los efectos que sobre la volatilidad cambiaria tiene la ampliación de bandas.

IV

RESUMEN Y CONCLUSIONES

En su resolución del 5 de diciembre de 1978, el Consejo Europeo fijaba para el naciente SME el objetivo de promover la estabilidad nominal de las economías participantes. Desde entonces ha habido un obvio interés por conocer, en primer lugar, si la pertenencia al MTC del Sistema ha repercutido en una reducción del riesgo asociado a la evolución de los tipos de cambio de las divisas participantes y, en segundo lugar, si, caso de haberse producido, la reducción de riesgo cambiario se ha traducido en un aumento simultáneo en el riesgo asociado a la evolución de los tipos de interés. La evolución del Sistema en la década de los noventa ofrece, además, ejemplos de estrechamientos y ampliaciones de la amplitud de las bandas de fluctuación de su MTC para los que cabe repetir las preguntas anteriores. Es decir, cabe plantearse también si una mayor amplitud de bandas (esto es, un compromiso cambiario menos rígido) conlleva un mayor riesgo cambiario y, simultáneamente, un menor riesgo de tipo de interés.

Los capítulos I y II tratan de dar respuesta a ambas preguntas a partir de un enfoque empírico del problema. Así, en primer lugar, se selecciona un período muestral (1986-1994) que no solo incluye las únicas experiencias de abandonos del MTC y de alteración en la amplitud de sus bandas de fluctuación, sino que se corresponde, además, con una etapa en la que los controles a la libre movilidad internacional de los capitales pueden considerarse eliminados. Con ello se solventa un problema latente en los trabajos que analizaron los efectos de la entrada en funcionamiento del SME, en marzo de 1979, sobre la evolución posterior de los riesgos cambiario y de tipo de interés: la posibilidad de que una reducción simultánea en ambos descansara de modo artificial en la existencia de tales controles.

Tres son los resultados principales que se derivan de estos capítulos. El primero de ellos es que la volatilidad cambiaria, esto es, la variabilidad

del tipo de cambio que es posible registrar a partir, exclusivamente, de su evolución observada, disminuye tras el ingreso en el MTC, así como tras la reducción de la amplitud de sus bandas de fluctuación, y aumenta tanto con el abandono del mismo como a tenor de ampliaciones de bandas, como la ocurrida el 2 de agosto de 1993.

Sin embargo, la volatilidad no es una buena medida del riesgo cambiario, en el marco de un acuerdo como el SME, cuando las diferentes paridades centrales no son perfectamente creíbles. El segundo resultado empírico básico del trabajo es que, una vez considerado de modo explícito del problema de la credibilidad, es posible afirmar que el riesgo cambiario se reduce (aumenta) a raíz de la incorporación (abandono) al MTC, pero, por el contrario, no se reduce de manera monótona con la amplitud de las bandas de fluctuación. Así, tras la ampliación de bandas en agosto de 1993, varios tipos de cambio se vuelven más volátiles, pero ese efecto se ve más que compensado por la mayor credibilidad del nuevo régimen. Como consecuencia, el riesgo cambiario resultante es, en tales casos, menor.

El tercer resultado empírico relevante es la indeterminación en la respuesta a la pregunta de si existe o no un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés a raíz de la opción por un mayor o menor compromiso con la estabilidad cambiaria. Tanto en los episodios de ingreso o abandono del MTC como en los episodios de cambios en la amplitud de las bandas de fluctuación es posible encontrar ejemplos de evolución dispar en los dos tipos de riesgo y ejemplos de aumento o disminución simultánea de ambos.

Los resultados empíricos anteriormente reseñados y la relevancia de una aproximación al problema desde un enfoque más teórico han motivado la inclusión de un capítulo, el III, en el que se lleva a cabo la construcción de un modelo macroeconómico relativamente general que, por un lado, permite explicar simultáneamente los tres resultados empíricos fundamentales encontrados en los capítulos I y II, y, por otro, ayuda a comprender cuáles son las variables que están detrás de los diferentes efectos del compromiso cambiario sobre uno u otro tipo de riesgo. Este respaldo teórico de los resultados empíricos es relevante, además, por la dificultad que conlleva aislar empíricamente los efectos genuinos de variaciones en el régimen de tipo de cambio de los efectos asociados a otras modificaciones próximas en el tiempo, de, por ejemplo, otros elementos de las políticas económicas nacionales.

De acuerdo con el modelo que se propone, las variables clave para explicar los distintos resultados empíricos son el grado de credibilidad del compromiso cambiario adoptado por las autoridades y la importancia relativa de los diferentes *shocks* a los que está sometida la economía. Así,

una vez comprobado que la mayor amplitud de bandas (incluyendo el abandono del MTC como un caso particular) aumenta, ineludiblemente, el nivel de volatilidad cambiaria, es posible explicar que, a partir de un cierto nivel, una ampliación de bandas adicional conlleve, además, un menor riesgo cambiario si la credibilidad depende no solo de la posición del tipo de cambio en su banda, sino también del nivel del tipo de interés nacional. La presencia del tipo de interés en la ecuación que caracteriza el problema de la credibilidad es una de las principales aportaciones del modelo que se propone, y su justificación procede del dilema de política económica, que puede plantear la necesidad, por una parte, de mantener un nivel elevado de tipos de interés para garantizar una posición del tipo de cambio acorde con el MTC y, por otra, de mantener un nivel más bajo, a tenor de la atonía (o, incluso, retroceso) de la demanda interna. Los ataques sufridos durante la etapa de crisis del SME por divisas de economías que no mostraban pérdidas de competitividad significativas o que habían resuelto estas tras una o dos devaluaciones avalan la importancia de este dilema para explicar la evolución de la credibilidad otorgada por los agentes económicos a la estabilidad futura del compromiso cambiario.

En cuanto a la relación entre el riesgo cambiario y el riesgo de tipo de interés bajo distintos grados de rigidez del acuerdo cambiario, los resultados del modelo muestran que tenderá a aparecer una relación de *trade-off* en aquellos casos en los que los *shocks* nominales exteriores predominen sobre los *shocks* nacionales reales. Este *trade-off*, además, será tanto más desfavorable, es decir, implicará un mayor nivel de riesgo de tipo de interés para un mismo nivel de riesgo de tipo de cambio, cuanto menores sean las elasticidades de la demanda agregada al tipo de interés y al tipo de cambio real, cuanto más flexibles sean los precios, cuanto más se preocupe el banco central por la estabilidad del nivel de producción, cuanto más dependiente sea la credibilidad del compromiso cambiario de la posición del tipo de cambio en la banda y cuanto más relevante sea la existencia del dilema de política económica anteriormente comentado.

Tomados en su conjunto, los resultados empíricos y teóricos de este trabajo, brevemente resumidos en los párrafos anteriores, tienen algunas implicaciones de política económica interesantes. Así, por un lado, del trabajo se desprende la conclusión de que un sistema de tipos de cambio fijos, pero ajustables, como el MTC del SME, puede contribuir notablemente a reducir el riesgo cambiario. El efecto estabilizador, sin embargo, no se deriva de modo automático de la simple pertenencia al acuerdo cambiario. Para que se produzca es preciso que la incorporación al Mecanismo sea percibida como sostenible por parte de los agentes económicos o, lo que es lo mismo, que estos otorguen al nuevo compromiso

cambiario un grado elevado de credibilidad. La importancia de la credibilidad se pone también de manifiesto en la relación encontrada entre rigidez del compromiso con la estabilidad de los tipos de cambio y riesgo cambiario. La minimización de este requiere un determinado equilibrio entre el grado de rigidez del compromiso (medido a partir de la amplitud de sus bandas de fluctuación) y los efectos de dicha rigidez sobre la credibilidad del acuerdo. En este sentido, unas bandas relativamente anchas pueden ser preferibles en un marco en el que limitaciones adicionales a los movimientos del tipo de cambio no sean percibidas como creíbles por parte de los agentes económicos. En cualquier caso, de acuerdo con los resultados que se aportan, la amplitud óptima desde este punto de vista parece estar lejos de la correspondiente a un sistema de libre flotación.

Por otro lado, los resultados del trabajo muestran que la reducción del riesgo cambiario por la vía de un compromiso formal con la estabilidad cambiaria —como la pertenencia al SME— implicará costes en términos de un mayor riesgo de tipo de interés solo para aquellas economías cuya evolución sea extremadamente dependiente de los *shocks* que afecten de modo asimétrico a los tipos de interés del país (o países) que desempeñen el papel de ancla en el acuerdo cambiario. Para las economías en las que estos *shocks* extranjeros y los *shocks* nacionales reales de demanda desempeñen un papel menos desigual, existe un margen para reducir simultáneamente ambos tipos de riesgo sustituyendo un sistema de libre flotación del tipo de cambio por la pertenencia a un mecanismo cambiario como el MTC del SME. Ese margen será tanto mayor cuanto más relevante sea el papel desempeñado por los *shocks* nacionales, así como cuanto mayor sea el grado de credibilidad que otorguen los agentes al mantenimiento futuro del compromiso cambiario.

A la vista de los párrafos anteriores, parece evidente que la consecución de un zona de «estabilidad nominal», como la perseguida con la creación del SME a finales de los años setenta, dependerá crucialmente de la capacidad de las diferentes economías involucradas para convencer a los agentes económicos de su capacidad y de su disposición a mantener sus compromisos cambiarios en el futuro. En este sentido, es difícil que la estabilidad nominal pueda alcanzarse sin la colaboración del resto de los instrumentos de política económica, cuya contribución para hacer creíble el compromiso adoptado resulta fundamental.

APÉNDICE I

Las matrices del problema de optimización al que se enfrenta el banco central toman la forma siguiente:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & - & - & A_y & - & - & & & \\ & & & & - & - & A_p & - & - & & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & - & - & A_i & - & - & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ & & & & - & - & A_x & - & - & & & \end{pmatrix}$$

donde

$$A_y = \begin{bmatrix} , & - , - & \left(\begin{matrix} + \\ - \end{matrix} \right) , 0 , & , 0 , - & \left(\begin{matrix} + \\ - \end{matrix} \right) , 0 , 0 , & - , - \end{bmatrix}$$

$$A_p = A_y + [0, 0, 1, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 0]$$

$$A_x = \frac{(k +) (1 - 2)}{1 - 2} A_y + \left[0 , \frac{2 - 1}{1 - 2} , \frac{1 - 2}{1 - 2} , \right. \\ \left. - 1 , 0 , 0 , \frac{1 - 2}{1 - 2} , 0 , 0 , \frac{2 - 1}{1 - 2} , 1 - 1 \right]$$

$$A_i = \frac{1}{1 - 2} A_y + \left[0 , 0 , 0 , \frac{1}{1 - 2} , 0 , 0 , 0 , 0 , 0 , 0 , 0 , 1 - 1 \right]$$

$$= \frac{1}{1 + \dots}, \quad = \left[1 + \frac{(k + \dots)}{(1 + \dots)} \right]^{-1}$$

— o —

$$B' = [0, 0, 0, 0, 0, 0, B_y, B_p, 0, B_i, 1, B_x]$$

donde

$$B_y = \dots$$

$$B_p = B_y$$

$$B_x = \frac{(k + \dots)(1 - \dots)}{1 - \dots} B_y - \frac{1 - \dots}{1 - \dots}$$

$$B_i = \frac{1}{1 - \dots} B_x$$

— o —

$$Q = q_y A'_y A_y + q_p A'_p A_p + q_i A'_i A_i + q_x A'_x A_x$$

— o —

$$U = q_y A'_y B_y + q_p A'_p B_p + q_i A'_i B_i$$

— o —

$$R = q_y B'_y B_y + q_p B'_p B_p + q_i B'_i B_i$$

y, finalmente,

$$t' = [t, t, t, t^*, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0]$$

— o —

APÉNDICE II (1)

La maximización de [III.9] sujeto al conjunto de restricciones lineales recogidas en [III.1] a [III.8] proporciona la secuencia óptima de intervenciones por parte del banco central $\{u_t\}_{t=1,2,\dots}$. Sin embargo, la optimalidad de esa secuencia está sujeta a un problema clásico de consistencia temporal: anunciada la regla en el momento t , la autoridad monetaria tiene, en el momento $t+1$, un incentivo claro a desviarse de la misma, reoptimizando y anunciando una nueva regla. En esas condiciones, si no existe un mecanismo que garantice el compromiso por parte del banco central, las variables que, en t , miran al futuro dependerán exclusivamente de las variables predeterminadas en ese instante t . Es decir, en el supuesto de discreción en el ejercicio de la política monetaria, es preciso añadir una nueva restricción lineal que toma la forma:

$$x_t = CX_t$$

donde C es un vector que se determina endógenamente.

Oudiz y Sachs (1985) y Backus y Driffill (1986) prueban que la solución estacionaria del programa de optimización anterior es

$$\begin{aligned} u_t &= -F^* X_t \\ X_t &= (A^* - B^* F^*) X_{t-1} + V_t \\ x_t &= CX_t \end{aligned}$$

donde A^* , B^* , F^* , C y V^* (que se definen a continuación) son los límites respectivos de las secuencias de las matrices A_t , B_t , F_t , C_t y V_t cuando $t \rightarrow \infty$. Estas secuencias se construyen como sigue.

Supongamos que conocemos C_{t+1} y V_{t+1}^* . C_t y V_t^* se obtienen de la siguiente forma. En primer lugar, se particionan las matrices A , B , Q y U en consonancia con la partición de Z_t en términos de X_t y x_t :

(1) Este apéndice sigue muy de cerca el apéndice 1 en Svensson (1994).

$$A = \begin{pmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{pmatrix}, Q = \begin{pmatrix} Q_{11} & Q_{12} \\ Q_{21} & Q_{22} \end{pmatrix}, B = \begin{pmatrix} B_1 \\ B_1 \end{pmatrix}, U = \begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \end{pmatrix}$$

A continuación, se construyen las matrices D_t y G_t :

$$D_t = (A_{22} - C_{t+1} A_{12})^{-1} (C_{t+1} A_{11} - A_{21})$$

$$G_t = (A_{22} - C_{t+1} A_{12})^{-1} (C_{t+1} B_1 - B_2)$$

A partir de D_t y G_t , se tiene que

$$A_t^* = A_{11} + A_{12} D_t$$

$$B_t^* = A_{12} G_t + B_1$$

$$Q_t^* = Q_{11} + Q_{12} G_t + D_t Q_{21} + D_t Q_{22} D_t$$

$$U_t^* = Q_{12} G_t + D_t Q_{22} G_t + U_1 + D_t U_2$$

$$R_t^* = R + Q_{22} G_t + U_2 G_t + G_t U_2$$

Las ecuaciones anteriores permiten definir un nuevo programa de optimización en términos de las variables con asteriscos, donde desaparece el problema de la consistencia temporal. Las matrices F_t^* y V_t^* se obtienen a partir de la solución de ese nuevo programa. Es decir:

$$F_t^* = (B_t^* V_{t+1}^* B_t^* + R_t^*)^{-1} (B_t^* V_{t+1}^* A_t^* + U_t^*)$$

$$V_t^* = (A_t^* - B_t^* F_t^*) V_{t+1}^* (A_t^* - B_t^* F_t^*) + Q_t^* - U_t^* F_t^* - F_t^* U_t^* + F_t^* R_t^* F_t^*$$

Finalmente, se actualiza el vector C_t :

$$C_t = D_t - G_t F_t^*$$

Aunque el algoritmo es bastante complejo y, en principio, no es fácil identificar las condiciones teóricas que garanticen la convergencia del mismo, no ha habido ningún problema en ninguno de los diferentes ejercicios realizados. A partir de matrices V y C aleatorias y fijando como criterio de convergencia que la diferencia (absoluta) máxima entre los elementos de las matrices correspondiente a dos iteraciones sucesivas sea inferior a 10^{-10} , la convergencia se ha producido tras un promedio de 1.800 iteraciones (2). La solución de los diferentes programas ha probado ser robusta también ante alteraciones en las matrices iniciales del algoritmo.

(2) Además de satisfacer el criterio de convergencia, la diferencia máxima entre elementos ha resultado ser, siempre, monótonamente decreciente con el número de iteración.

En cuanto a la obtención de las combinaciones óptimas de riesgo, la naturaleza del modelo (la regla monetaria es perfectamente conocida por el público y los *shocks* se distribuyen de forma idéntica e independiente en el tiempo) hace que las varianzas incondicionales sean las medidas de riesgo pertinentes. El cálculo de esas varianzas se realiza como sigue. En primer lugar, es fácil comprobar que la solución del programa puede escribirse de la siguiente forma

$$Z_t = M^* Z_{t-1} + z_t$$

donde

$$M^* = \begin{pmatrix} A^* - B^* F^* & 0 \\ C(A^* - B^* F^*) & 0 \end{pmatrix}$$

$$z_t = \begin{pmatrix} 1 \\ C \end{pmatrix} z_t$$

Por tanto, la matriz de varianzas y covarianzas de las diferentes variables será la matriz zz que resuelva la siguiente ecuación:

$$zz = M^* zz M^* + z_t z_t$$

siendo $z_t z_t$ la matriz de varianzas y covarianzas de las innovaciones z_t .

BIBLIOGRAFÍA

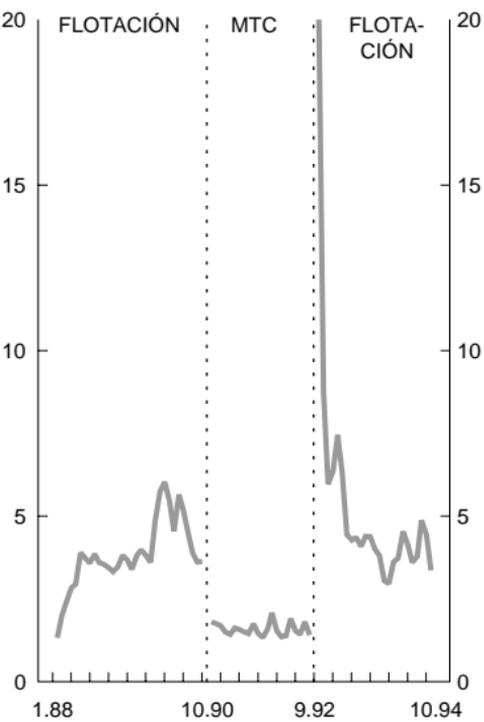
- AMEMIYA, T. (1985). *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- ARTIS, M. J. y TAYLOR, M. P. (1988). «Exchange Rate Capital Controls and the European Monetary System: Assessing the Track Record», en Giavazzi, Micosi y Miller (eds.), *The European Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (1993). *The Stabilizing Effect of the ERM on Exchange Rates and Interest Rates: An empirical Investigation*, FMI, Working Paper 93/67.
- AYUSO, J. (1991). «Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras», *Moneda y Crédito*, 193.
- AYUSO, J., PÉREZ, M. y RESTOY, F. (1993). «Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME», *Cuadernos Económicos de ICE*, 53.
- (1995). «Is Exchange Rate Risk Higher in the ERM after the Widening of the Fluctuation Bands», Banco de España, mimeo. Existe una versión anterior como Banco de España, Documento de Trabajo nº 9419.
- AYUSO, J. y PÉREZ, M. (1995). *Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME*, Banco de España, Documento de Trabajo nº 9531.
- AYUSO, J. y RESTOY, F. (1996). «Interest Rate Parity and Foreign Exchange Risk Premia in the ERM», *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, nº 3.
- BACHELOR, R. A. (1983). *European Monetary System, 5th Report form the Treasury and Civil Service Committee and Evidence*, House of Lords, Londres.
- (1985). *European Monetary System, 13th Report form the Treasury and Civil Service Committee and Evidence*, House of Commons, Londres.
- BACKUS, D. y DRIFFILL, J. (1986). *The Consistency of Optimal Policy in Stochastic Rational Expectations Models*, CEPR, Discussion Paper Series nº 124.
- BAJO, O., FERNÁNDEZ, F., MARTÍN, J. y SOSVILLA-RIVERO, S. (1994). *Exchange rate volatility in the EMS before and after the fall*, FEDEA, Documento de Trabajo 94-16.
- BALDUZZI, P., BERTOLA, G. y FORESI, S. (1993). *A Model of Target Changes and the Term Structure of Interest Rates*, NBER, Working Paper nº 4347.
- BALL, C. A. y ROMA, A. (1994). «Mean Reversion Tests wiht Reflecting Barriers: Application to the European Monetary System», Vanderbilt University, mimeo.
- BEETSMA, R. y VAN DER PLOEG, F. (1992). *Exchange Rate Bands and Optimal Monetary Accomodation under a Dirty Float*, CEPR, Discussion Paper nº 725.

- BENSAID, B. y JEANNE, O. (1994). «The instability of fixed exchange rate systems when raising the nominal interest rate is costly», CERAS-ENPC (París, Francia), mimeo.
- BERTOLA, G. y CABALLERO, R. (1992). «Target Zones and Realignment», *American Economic Review*, vol. 82, nº 3.
- BERTOLA, G. y SVENSSON, L. E. O. (1993). «Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zones Models», *Review of Economic Studies*, 60.
- BLANCO, H. y GARBER, P. M. (1986). «Recurrent devaluations and speculative attacks on the Mexican peso», *Journal of Political Economy*, 94.
- BOLLERSLEV, T. (1986). «Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R. y KRONER, K. F. (1992). «ARCH Modelling in Finance», *Journal of Econometrics*, 52.
- CAMPBELL, J. Y. y SHILLER, R. J. (1991). «Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View», *Review of Economic Studies*, 58.
- COMISIÓN EUROPEA (1982). «Documents Relating to the European Monetary System», *European Economy*.
- DRAZEN, A. y MASSON, P. (1994). «Credibility of Policies versus Credibility of Policymakers», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, nº 3.
- ENGLE, R. F. (1983). «Autorregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation», *Econometrica*, 50.
- ENGSTED, T. y TANGGAARD, C. (1993). *The Predictive Power of Yield Spreads for Future Interest Rates: Evidence from the Danish Term Structure*, Working Paper, Aarhus University. De próxima aparición en *Scandinavian Journal of Economics*.
- FLOOD, R. y GARBER, P. M. (1984). «Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples», *Journal of International Economics*, 17.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (1984). *Exchange Rate Volatility and World Trade: a Study by the Research Department of the IMF*, Occasional Paper nº 28.
- GIAVAZZI, F. y PAGANO, M. (1988). «The Advantage of Tying One's Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility», *European Economic Review*, 32.
- GLOSTEN, L., JAGANNATHAN, R. y RUNKLE, D. (1993). «On the Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks», *Journal of Finance*, vol. 58, nº 5.
- GÓMEZ, M. y MONTALVO, J. G. (1994). «Bands width, credibility and exchange risk: Lessons from the EMS experience», presentado en las *II Jornadas de Economía Financiera*, Bilbao, junio de 1995.
- GOODFRIEND, M. (1987). «Interest Rate Smoothing and Price Level Trend-Stationarity», *Journal of Monetary Economics*, 19.
- (1991). «Interest Rate and the Conduct of Monetary Policy», *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 34.
- GROS, D. (1990). *Stabilization Policy with Bands*, IMF, Working Paper 90/49.
- GUTIÉRREZ, E. (1994). *Un modelo de devaluaciones para el SME*, CEMFI, Documento de Trabajo nº 9416
- HAMILTON, J. D. (1989). «A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle», *Econometrica*, 57.
- KRASKER, W. S. (1980). «The 'Peso Problem' in testing the Efficiency of Forward Exchange Markets», *Journal of Monetary Economics*, 6.

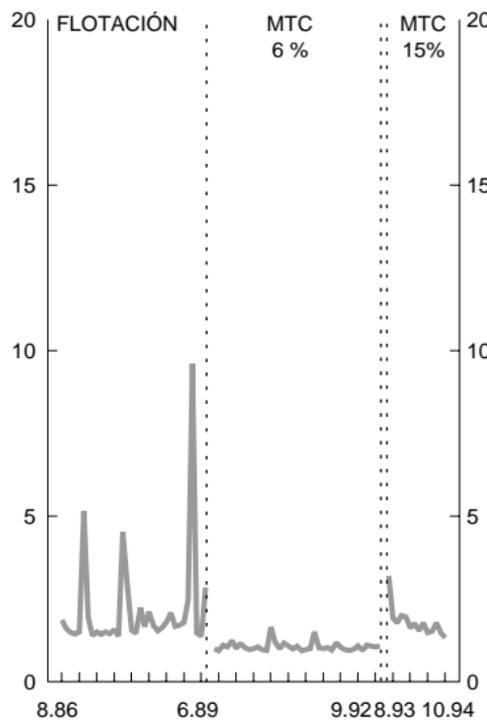
- KRUGMAN, P. R. (1991). «Target Zones and Exchange Rate Dynamics», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, nº 3.
- KYDLAND, F. E. y PRESCOTT, E. F. (1977). «Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans», *Journal of Political Economy*, 85.
- LINDBERG, H. y SODERLIND, P. (1992). *Target Zone Models and the Intervention Policy: the Swedish Case*, IIES Stockholm, Seminar Paper nº 496.
- MASTROPASQUA, C., MICOSSI, S. y RINALDI, R. (1988). «Intervention, sterilization and monetary policy in EMS countries», en Giavazzi, Micossi y Miller (eds.), *The European Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge.
- MEESE, R. A. y ROGOFF, K. (1983). «Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They fit out-of-the-sample?», *Journal of International Economics*, 14.
- MILLER, M. y WELLER, P. A. (1991). «Exchange Rate Bands with Price Inertia», *Economic Journal*, nº 101.
- MIZRACH, B. (1993). *Target Zone Models with Stochastic Realignment: An Econometric Evaluation*, Federal Reserve Bank of New York, Working Paper 93-02.
- MUNDACA, G. (1995). *Probabilities of Realignment in a Currency Band: A Switching-Regime Approach*, Banco de Noruega, Arbeidsnotat 1995/4.
- OBTSFELD, M. (1994). *The logic of currency crisis*, NBER, Working Paper nº 4640.
- ODIZ, G. y SACHS, J. (1985). «International Policy Coordination in Dynamic Macroeconomic Models», en Buiter y Marston (eds.), *International Economic Policy Coordination*, Cambridge University Press, Cambridge.
- OZKAN, F. G. y SUTHERLAND, A. (1994). *A model of the ERM crisis*, CEPR, Discussion Paper nº 879.
- PADOA-SCHIOPPA, T. (1983). *European Monetary System, 5th Report from the Treasury and Civil Service Committee and Evidence*, House of Lords, Londres.
- PAGAN, A. R. y ULLAH, A. (1988). «The Econometric Analysis of Models with Risk Terms», *Journal of Applied Econometrics*, 3.
- PESARAN, B. y ROBINSON, G. (1993). «The European ERM and the Volatility of the Sterling-Deutschemark Exchange Rate», *Economic Journal*, vol. 103, nº 421.
- REVENGA, A. (1993). *Credibilidad y persistencia de la inflación en el SME*, Banco de España, Documento de Trabajo nº 9321.
- ROGOFF, K. (1985). «Can Exchange Rate Predictability be Achieved Without Monetary Convergence?», *European Economic Review*, vol. 28, nº 1-2.
- SUTHERLAND, A. (1995). «Monetary and Real Shocks and the Optimal Target Zone», *European Economic Review*, vol. 39, nº 1.
- SVENSSON, L. E. O. (1992). «The Foreign Exchange Rate Premium in a Target Zone with Devaluation Risk», *Journal of International Economics*, 33.
- (1993). «Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMS», *European Economic Review*, 37.
- (1994). «Why exchange rate bands? Monetary independence in spite of fixed exchange rates», *Journal of Monetary Economics*, 33.
- UNGERER, H., EVANS, O. y NYBERG, P. (1983). *The European Monetary System: The Experience 1979-1982*, Fondo Monetario Internacional, Occasional Paper nº 19.
- UNGERER, H., EVANS, O., MAYER, T. y YOUNG, P. (1986). *The European Monetary System: Recent Developments*, Fondo Monetario Internacional, Occasional Paper nº 48.
- UNGERER, H., HAUVONEN, J. J., LÓPEZ-CLAROS, A. y MAYER, T. (1990). *The European Monetary System: Developments and Perspectives*, Fondo Monetario Internacional, Occasional Paper nº 73.

- WEBER, A. (1991). «Reputatation and Credibility in the EMS», *Economic Policy*, n° 6.
- (1992). «The Role of Policymakers' Reputatation in the EMS Disinflations», *European Economic Review*, vol. 36.

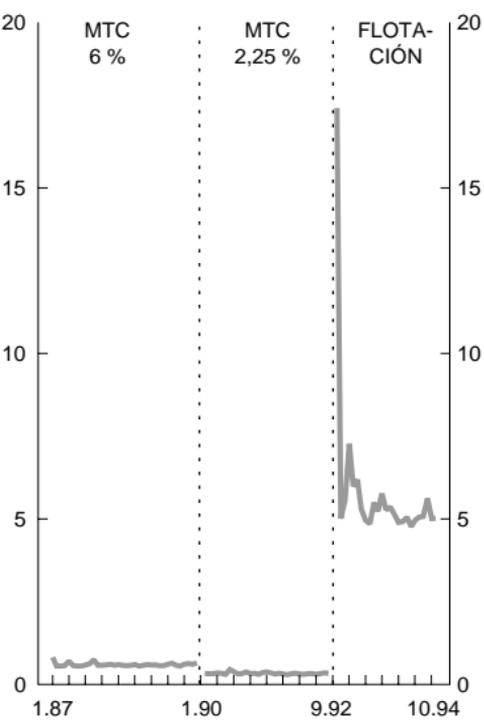
GBP/DEM



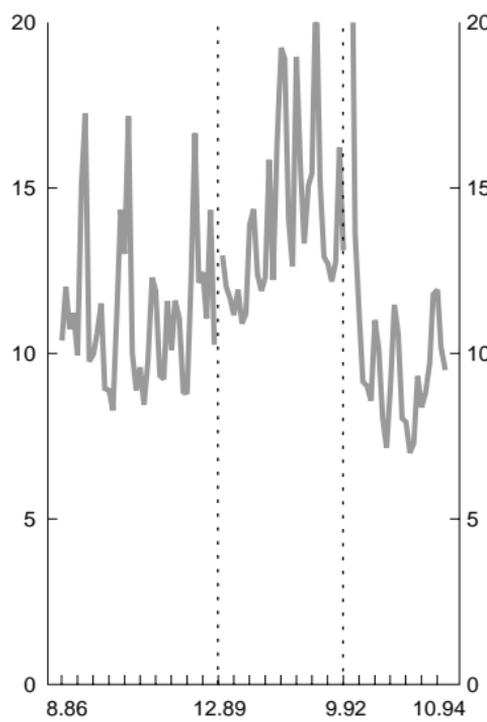
ESP/DEM



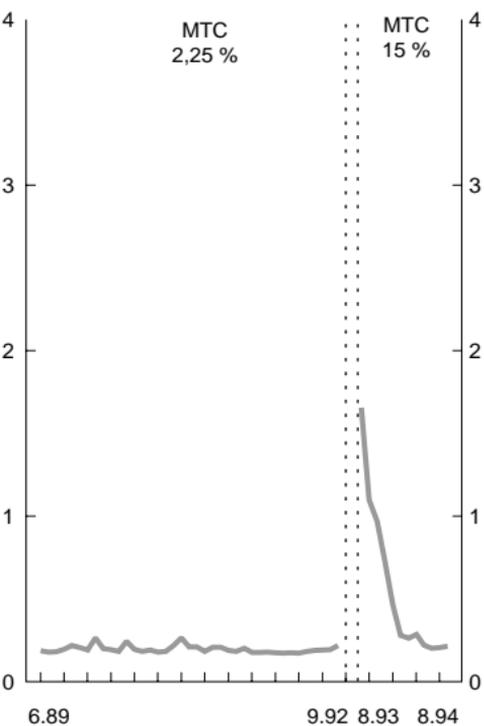
LIT/DEM



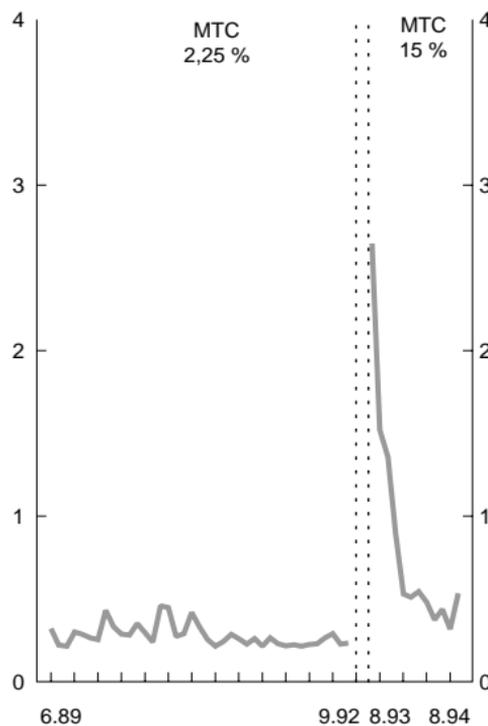
US\$/DEM



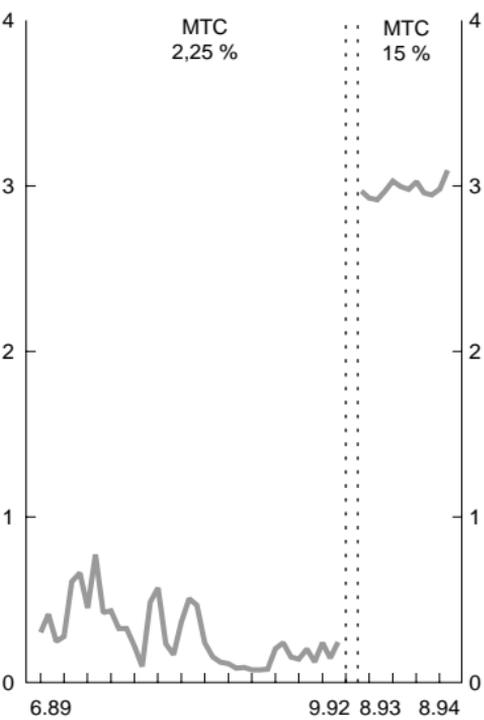
FRF/DEM



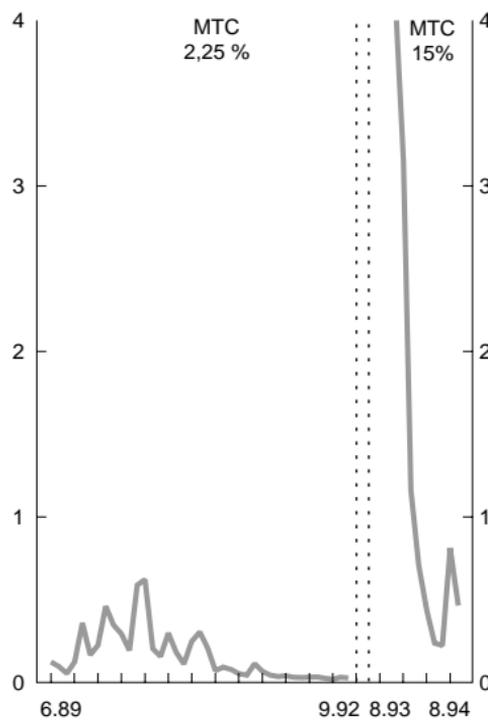
DKK/DEM



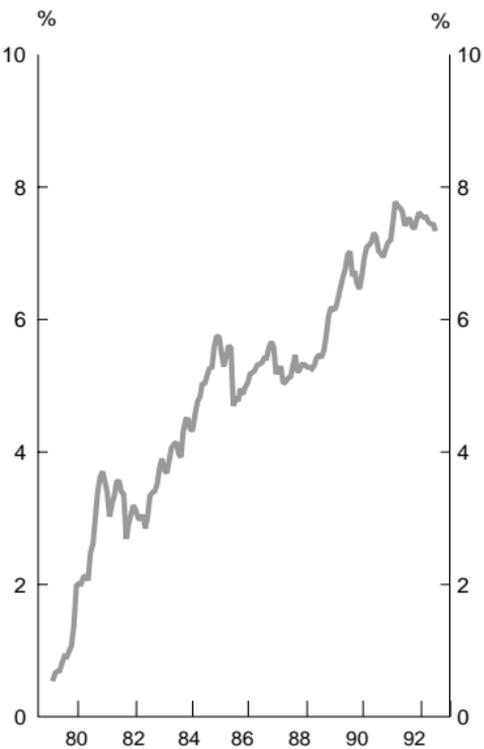
IEP/DEM



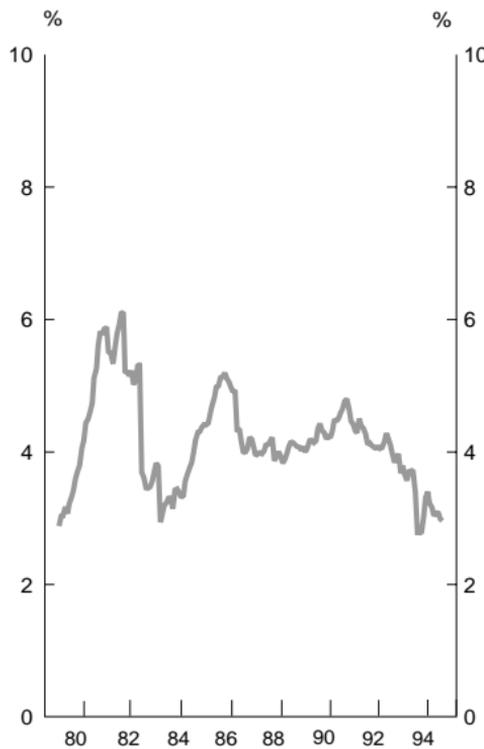
BEF/DEM



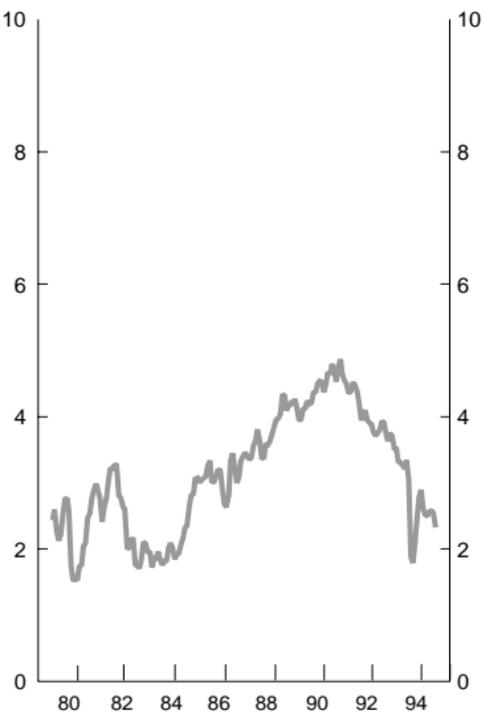
LIT/DEM



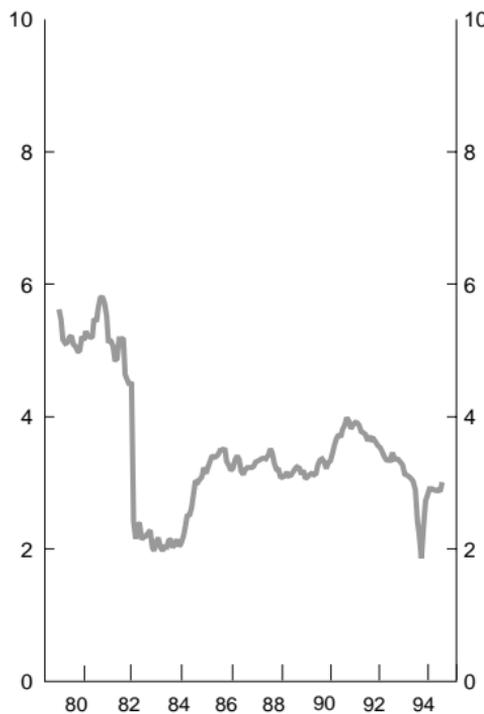
ESP/DEM



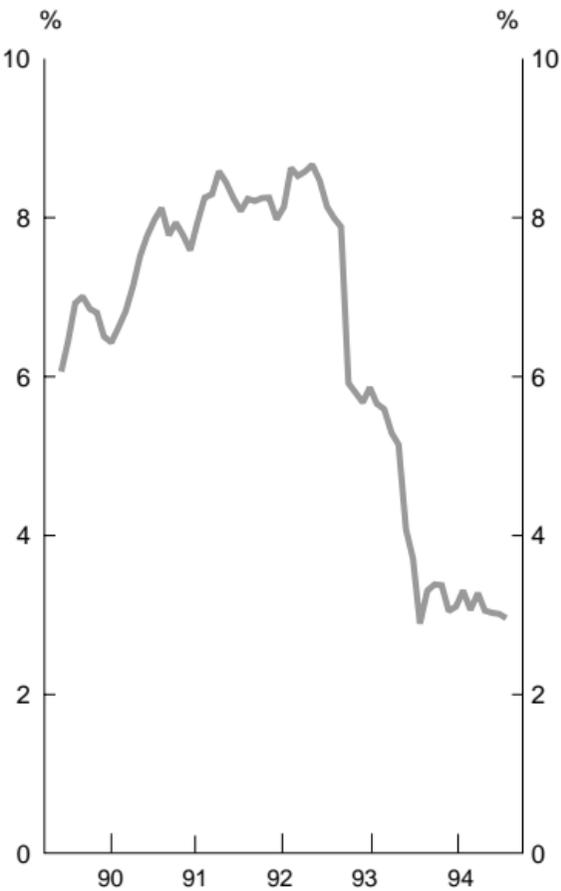
DKK/DEM



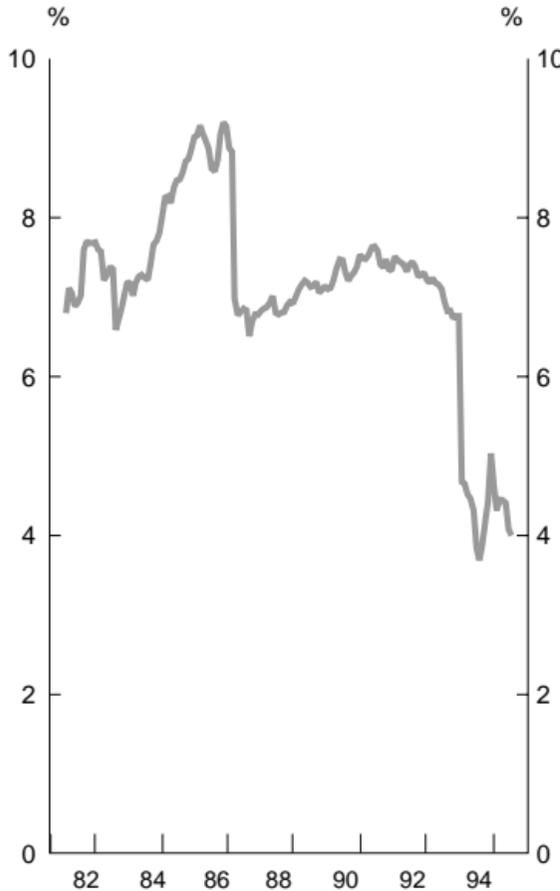
FRB/DEM



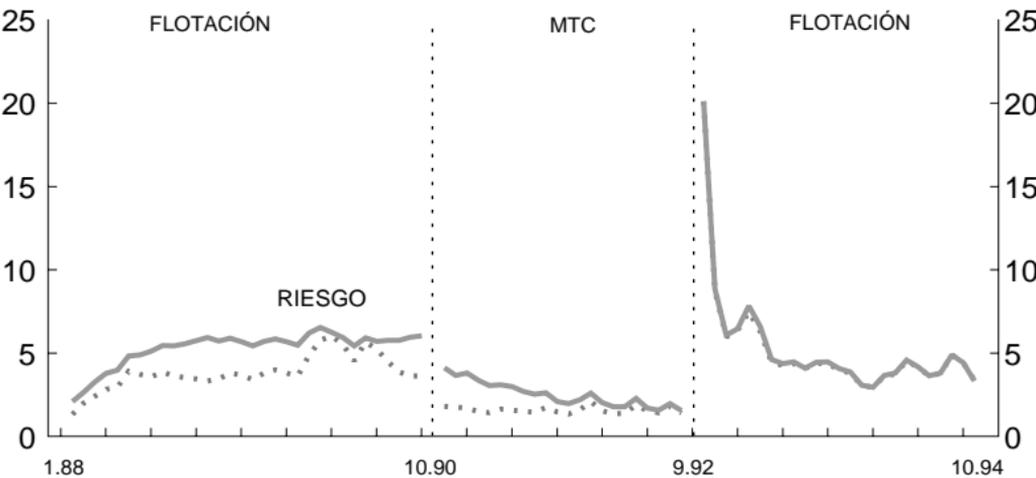
ESP/DEM



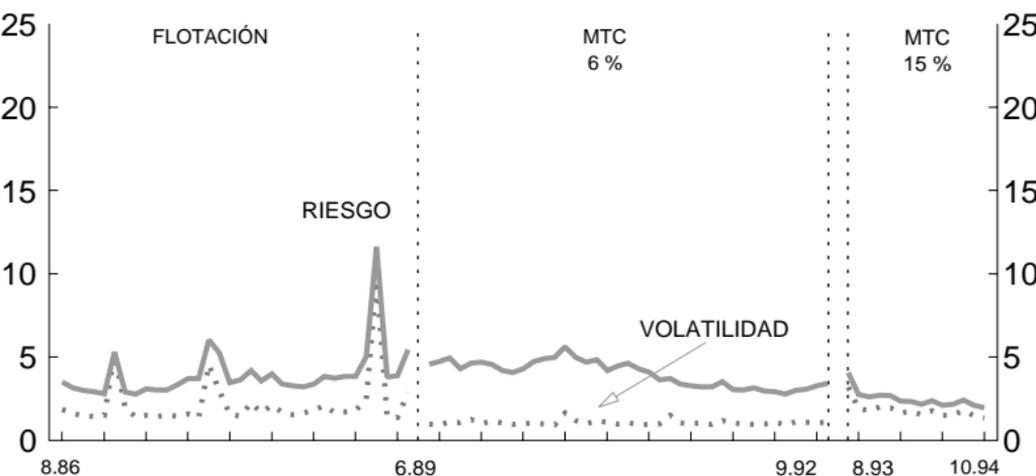
IEP/DEM



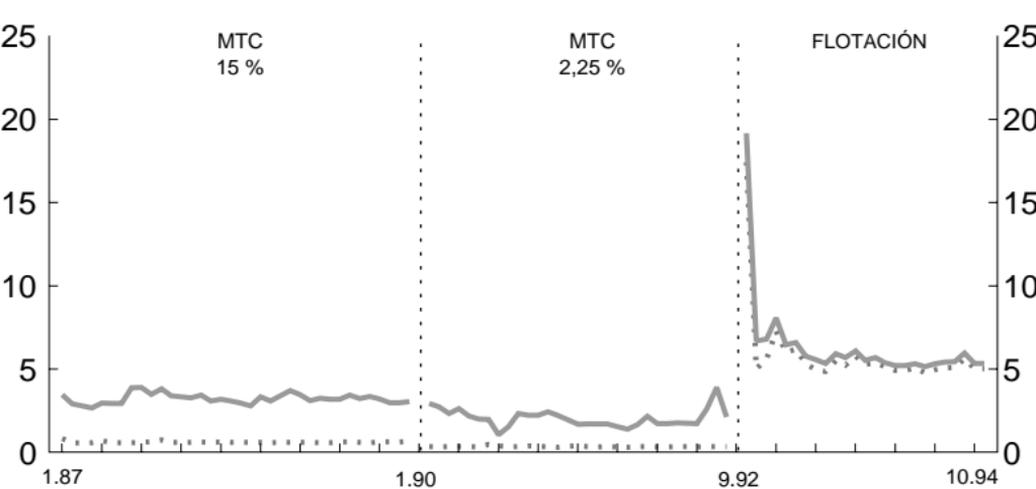
GBP/DEM



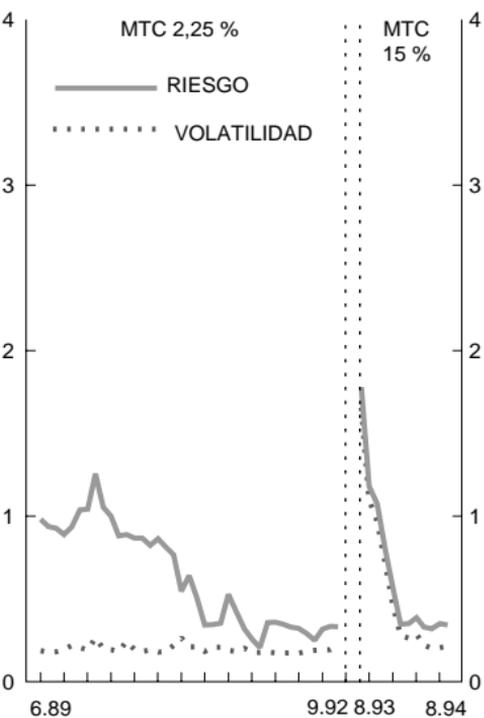
ESP/DEM



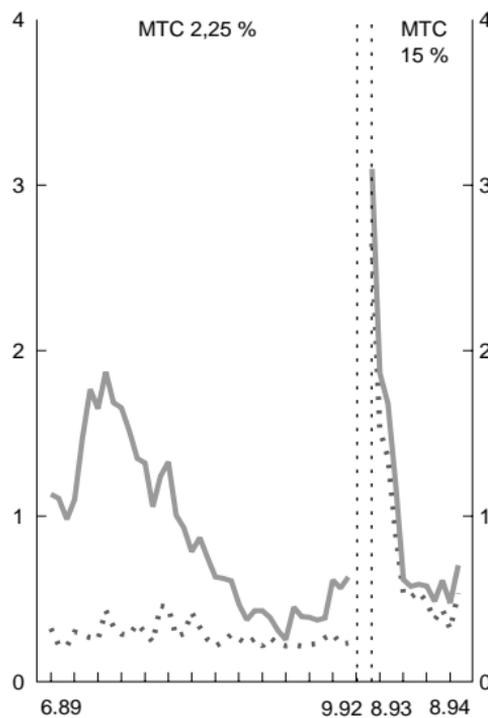
LIT/DEM



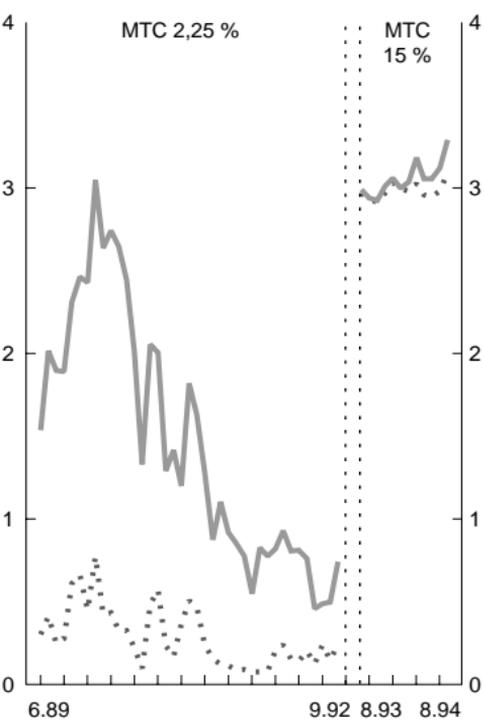
FRF/DEM



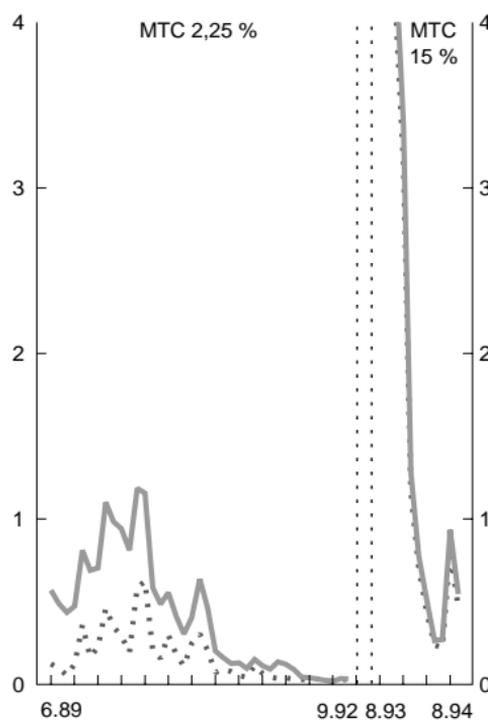
DKK/DEM



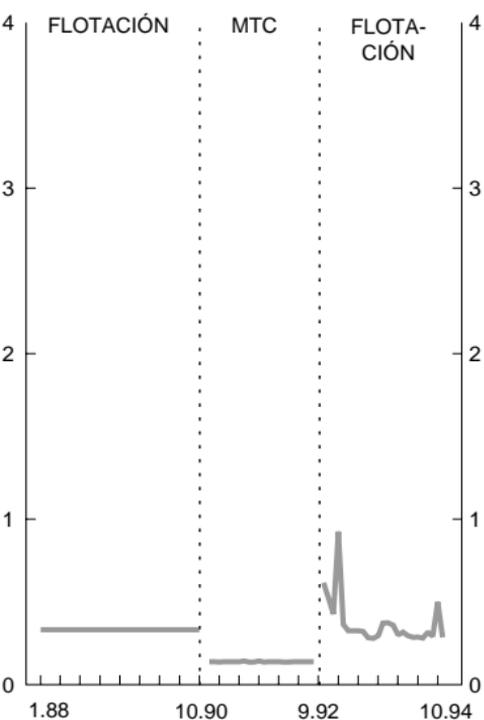
IEP/DEM



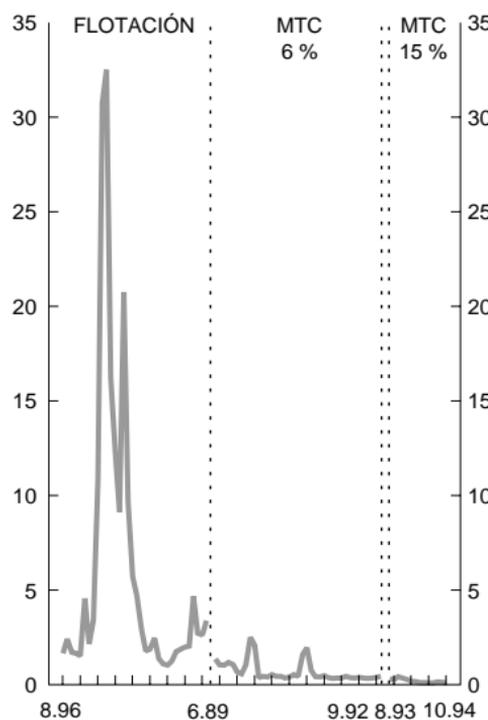
BEF/DEM



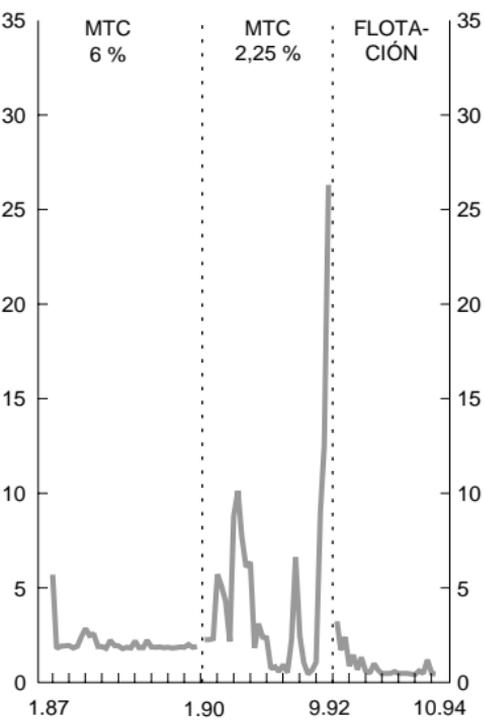
EUROGBP



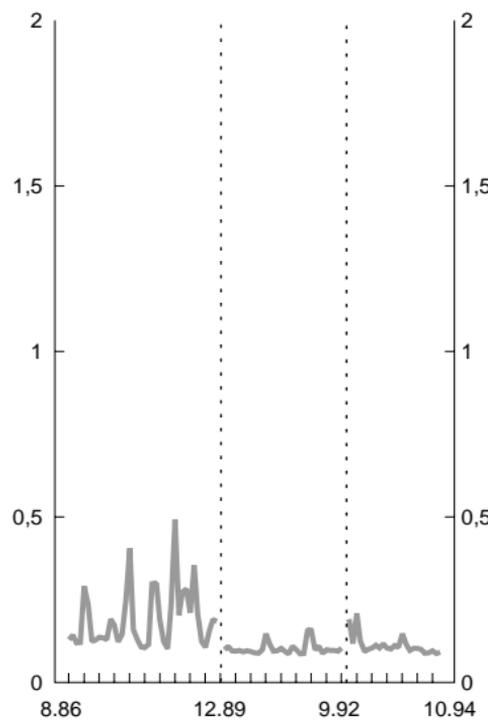
EUROESP



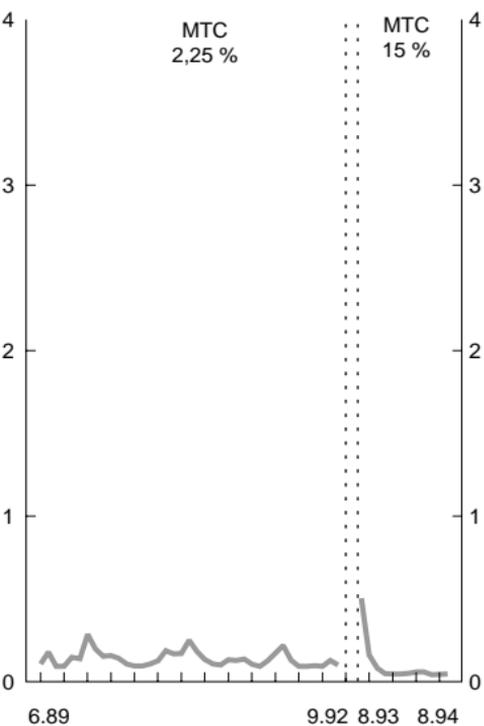
EUROLIT



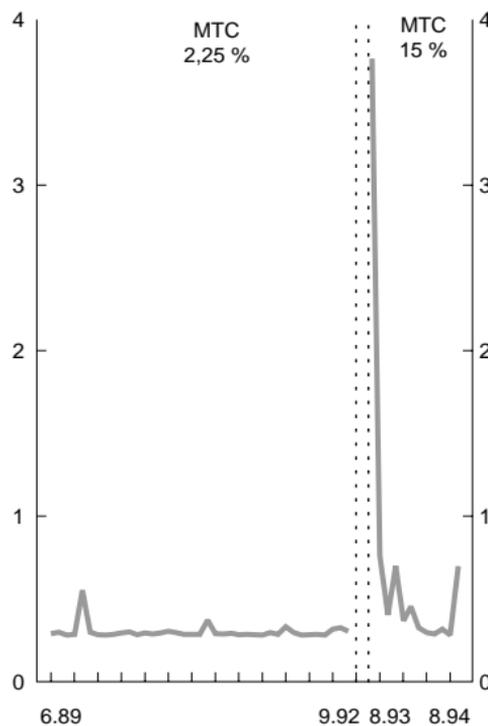
EURODEM



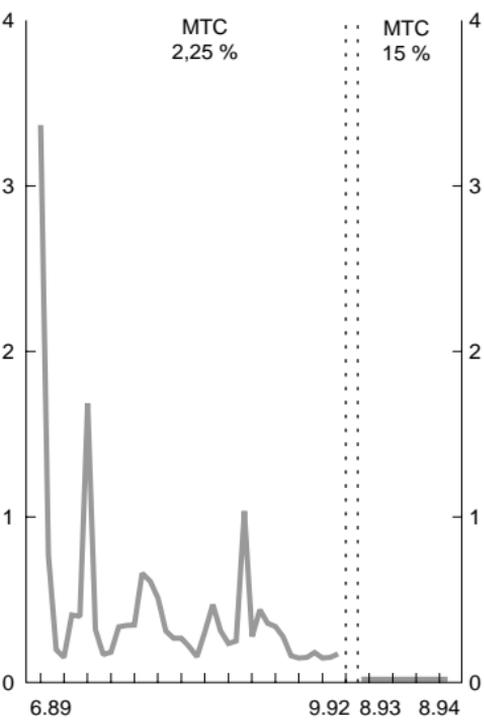
EUROFRF



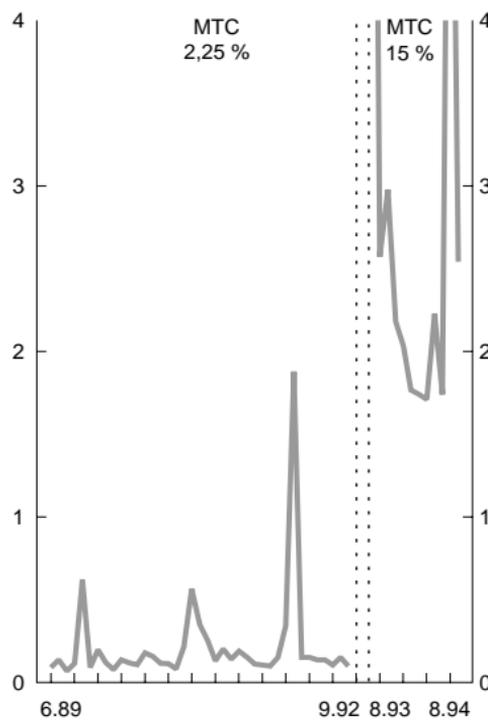
EURODKK



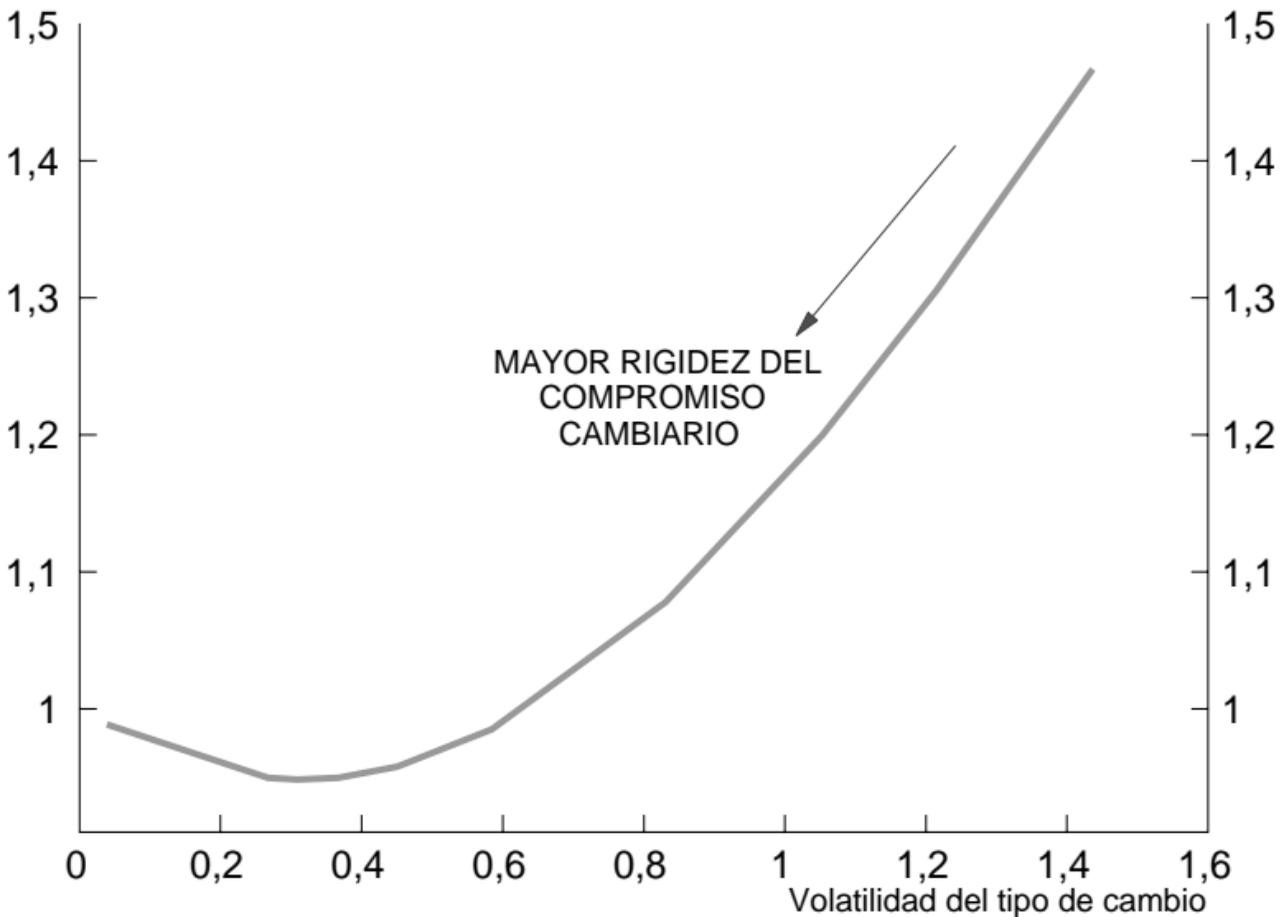
EUROIIEP

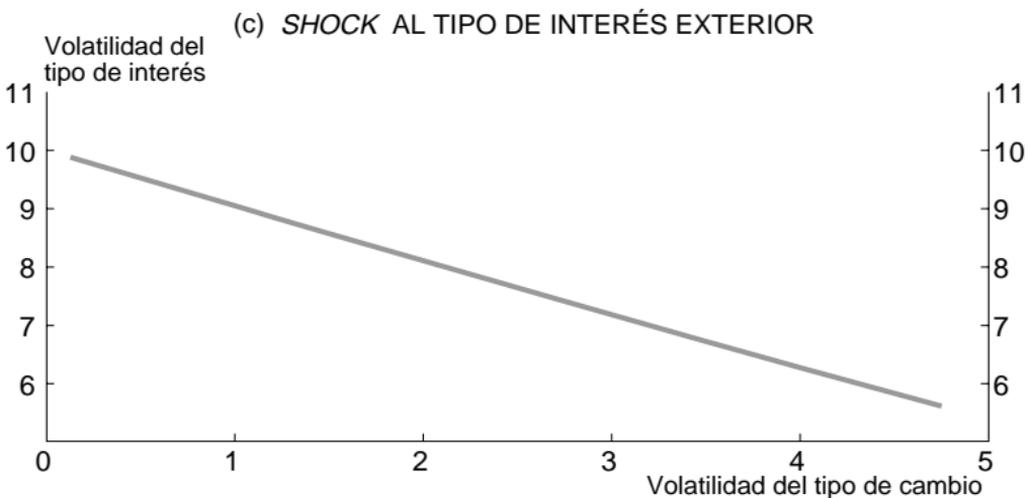
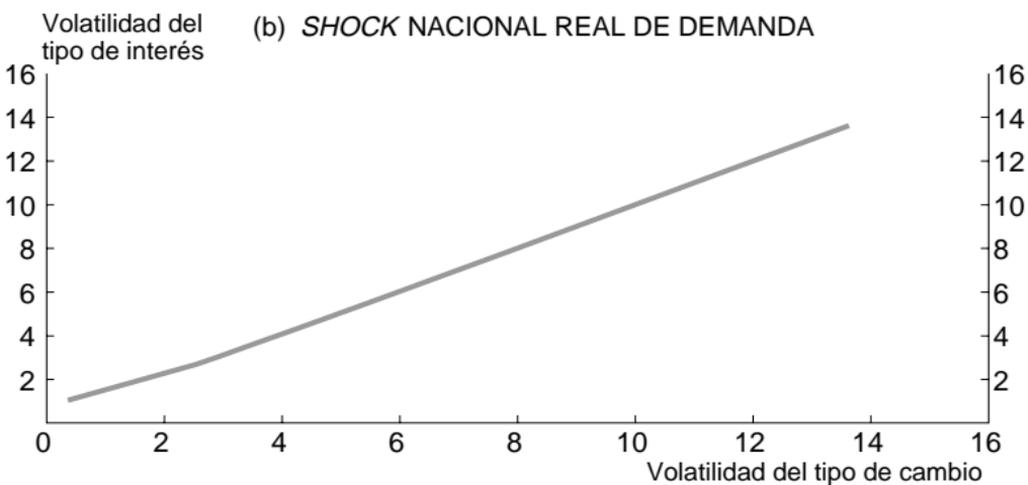
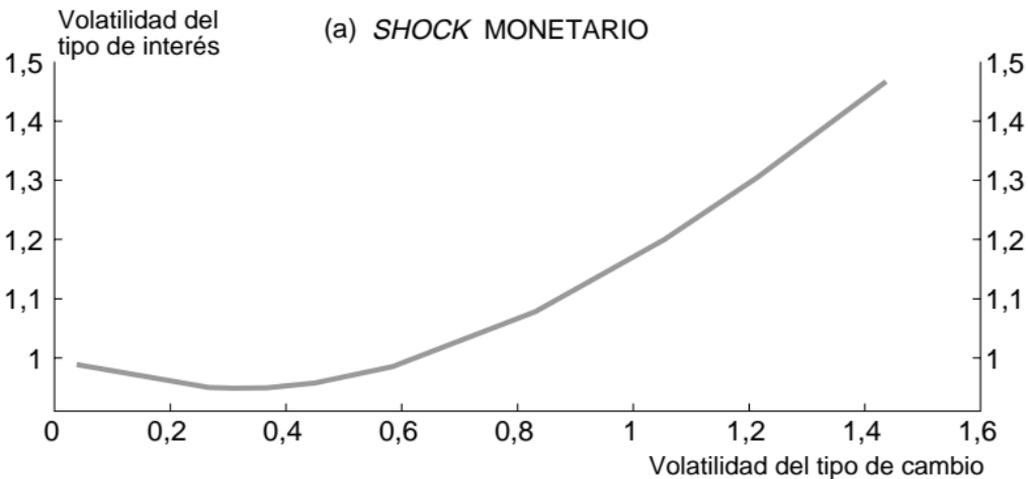


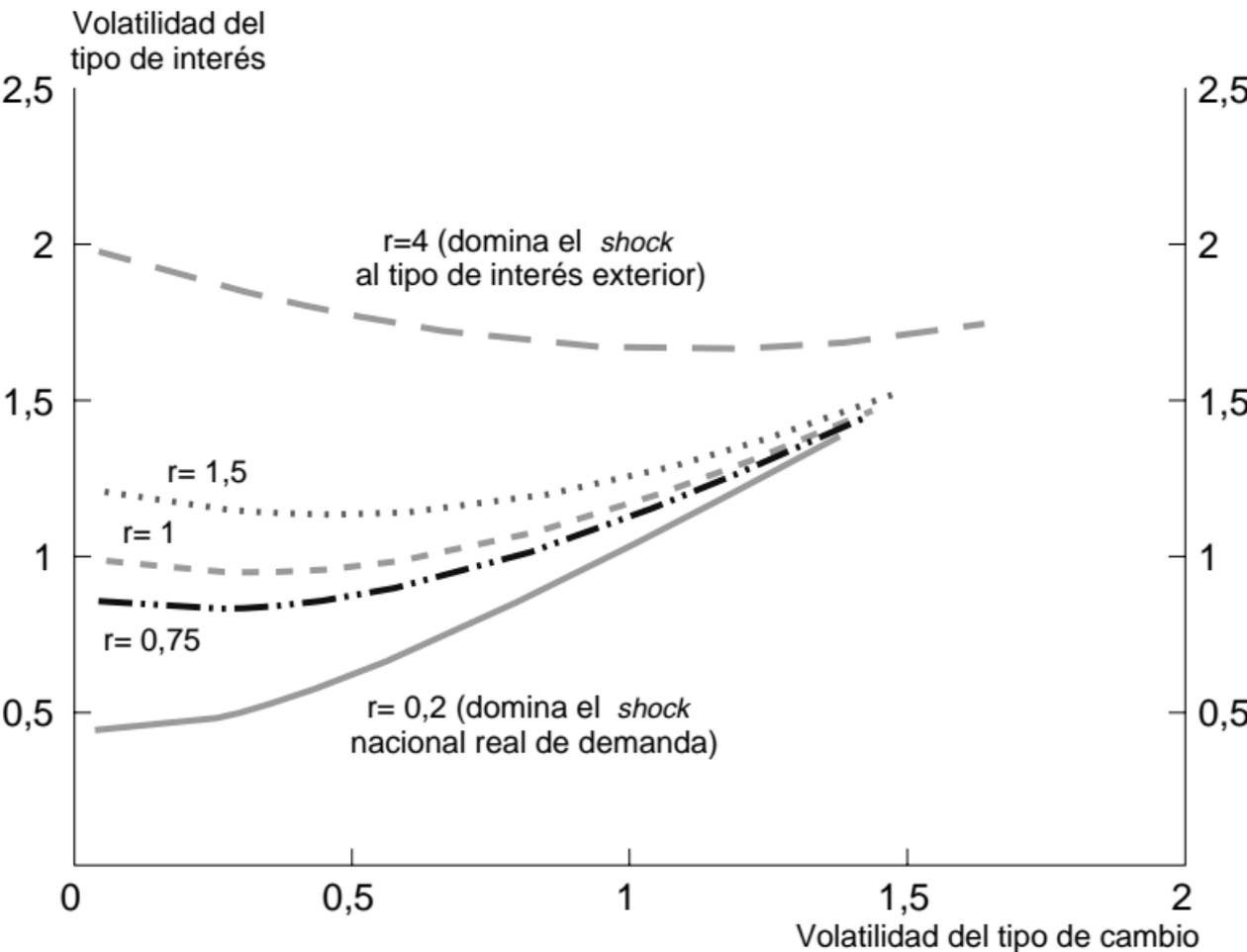
EUROBEF

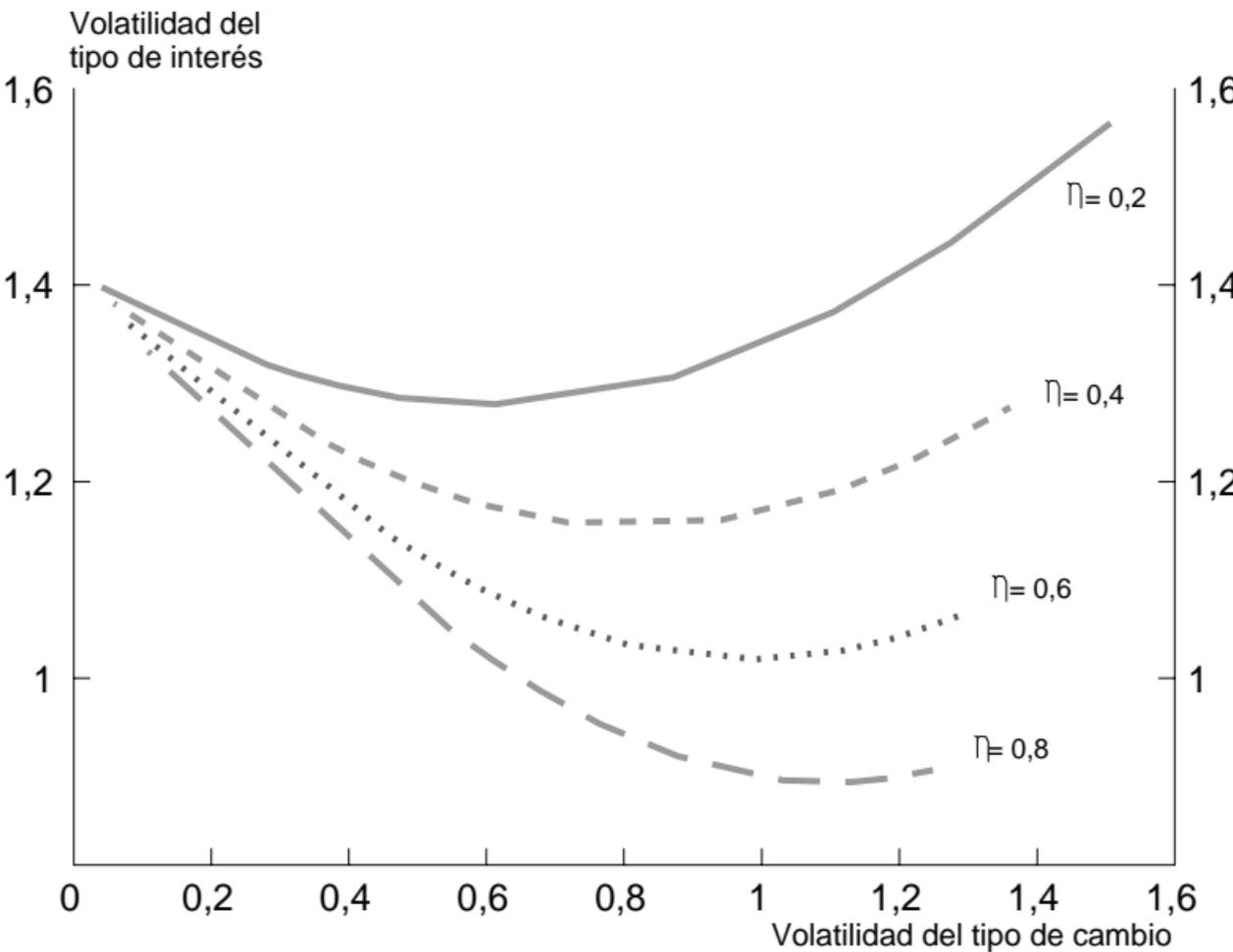


Volatilidad del tipo de interés

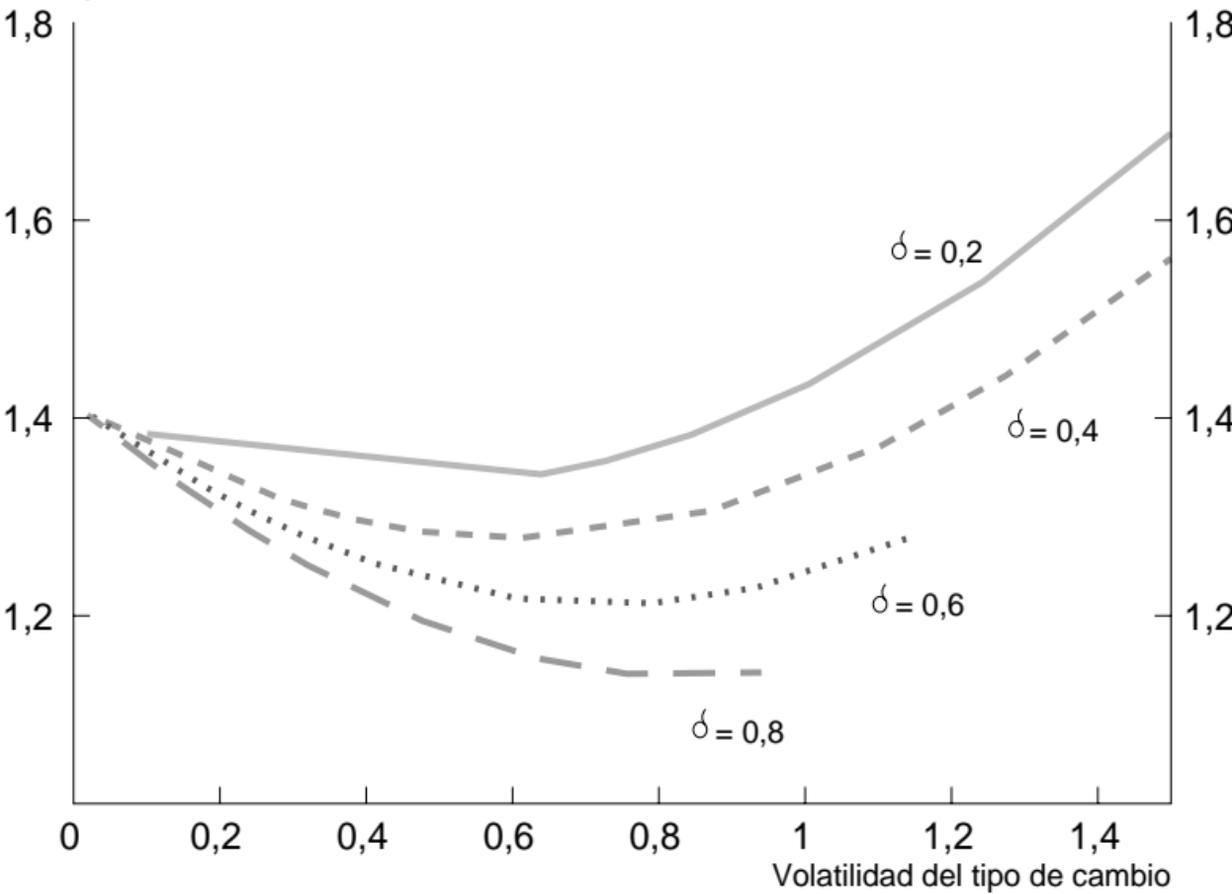


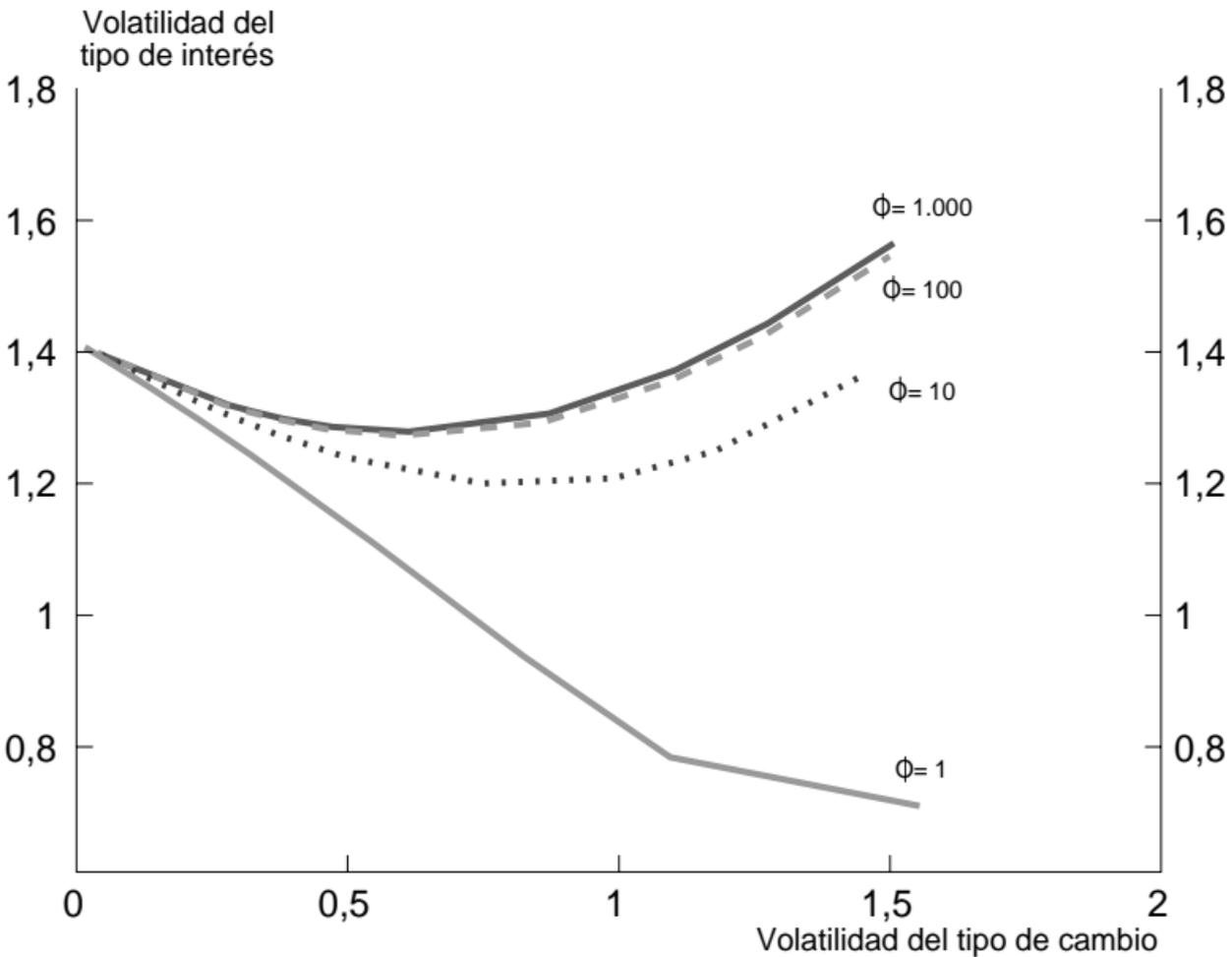


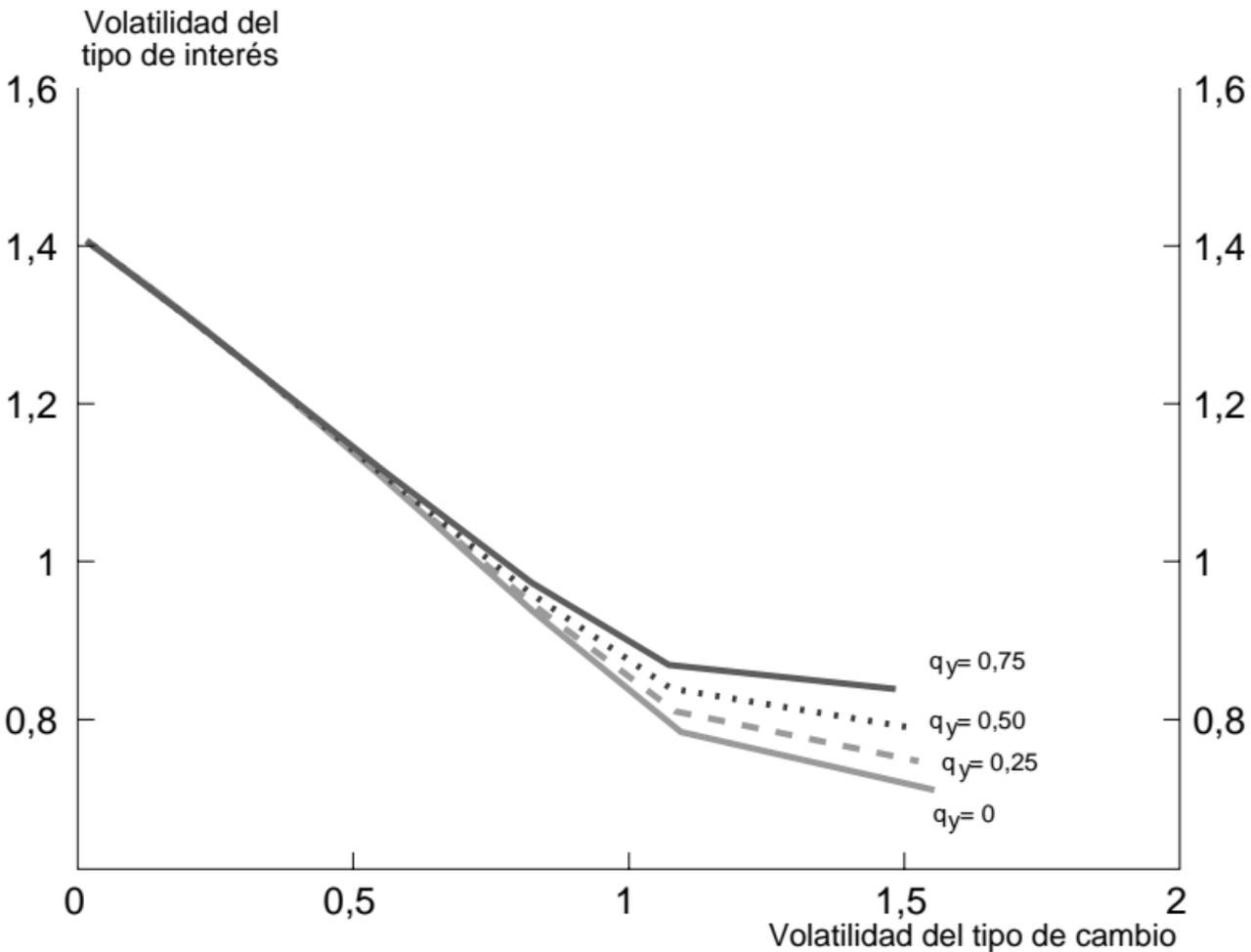




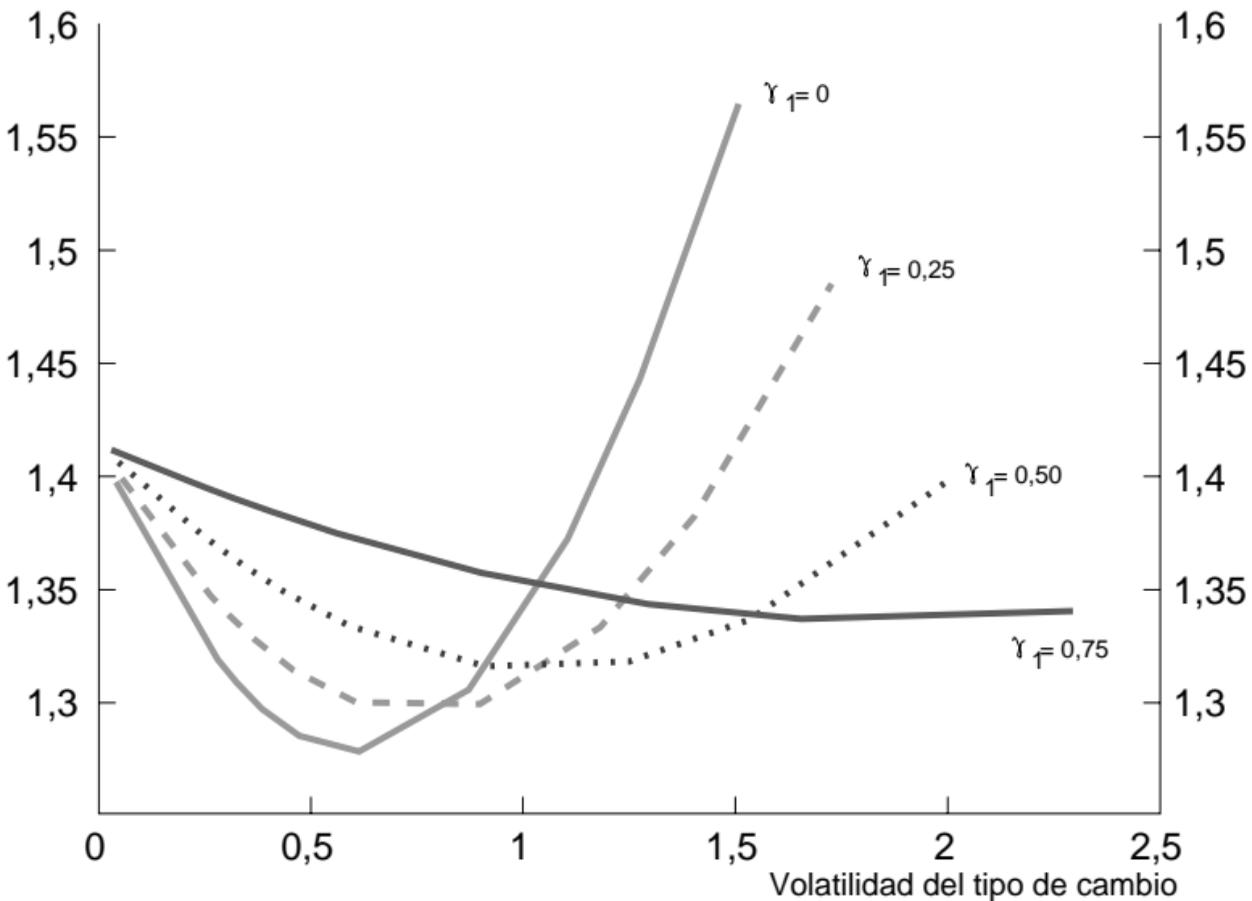
Volatilidad del
tipo de interés

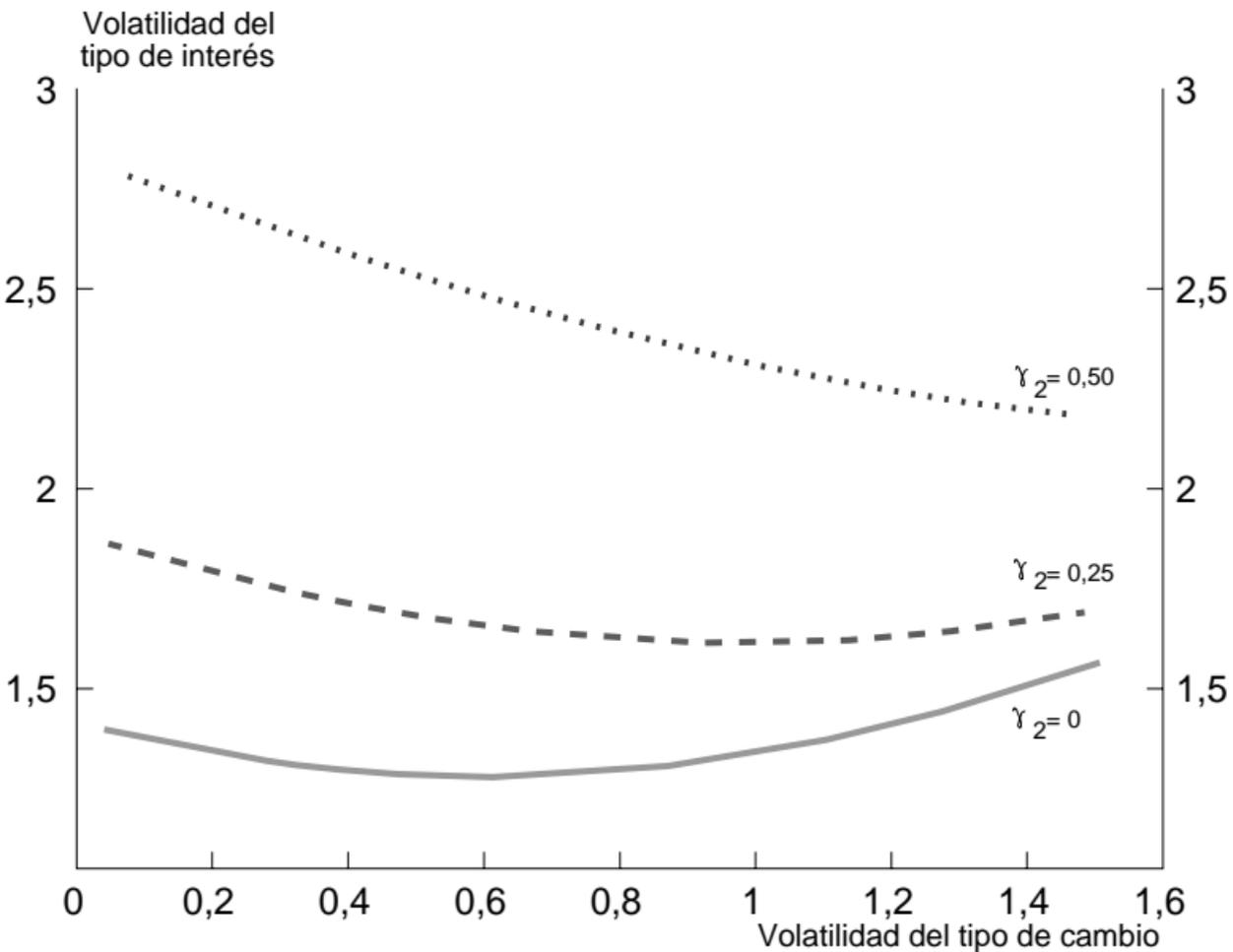




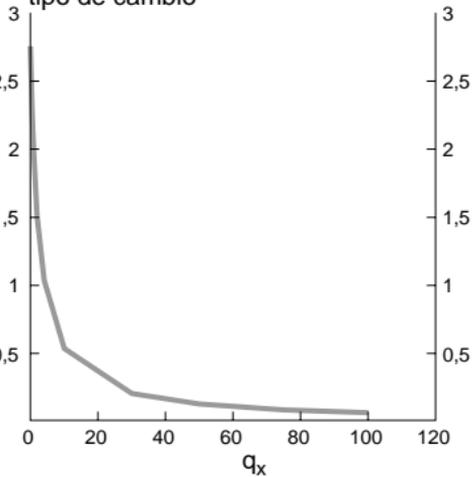


Volatilidad del
tipo de interés

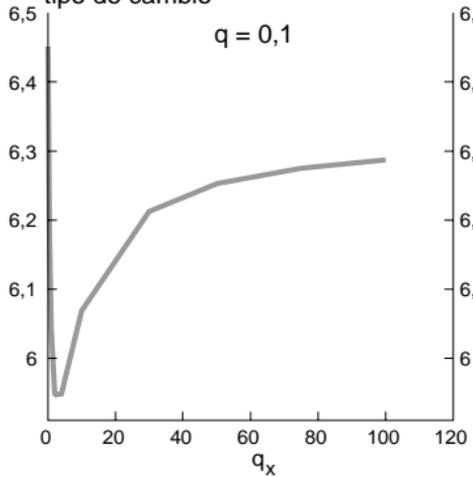




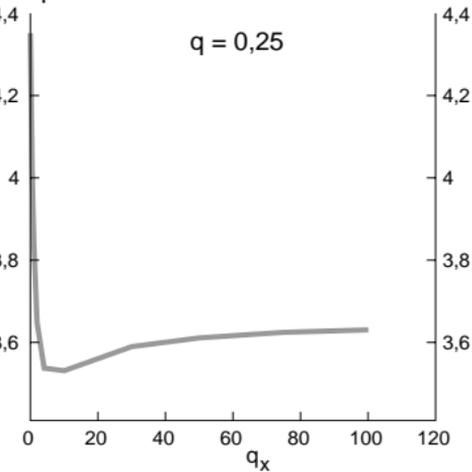
Volatilidad del tipo de cambio



Riesgo del tipo de cambio



Riesgo del tipo de cambio



Riesgo del tipo de cambio

