BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

Universidad de Valladolid

Crisis monetarias y racionalidad de los ataques especulativos: una aplicación del modelo de Markov con saltos de régimen

Araceli Rodríguez López

Tesis de Doctorado

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Director: Dr. D. Zenón J. Ridruejo Ayuso

2000

Universidad de Valladolid

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Departamento de Análisis Económico

Crisis Monetarias y Racionalidad de los Ataques Especulativos: Una Aplicación del Modelo de Markov con Saltos de Régimen

Tesis Doctoral

Dirigida por:

Zenón J. Ridruejo Ayuso

Catedrático de Fundamentos del Análisis Económico

Presentada por:

María Araceli Rodríguez López

Valladolid, Diciembre 2000

Universidad de Valladolid

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Departamento de Fundamentos de Análisis Económico

Crisis Monetarias y Racionalidad de los Ataques Especulativos: Una Aplicación del Modelo de Markov con Saltos de Régimen

Tesis Doctoral

Dirigida por Zenón J. Ridruejo Ayuso
Presentada por María Araceli Rodríguez López

Valladolid, Diciembre 2000

Índice General

I Introducción 1

II Análisis Descriptivo y Teórico de Procesos de Crisis Monetarias: El Caso de la Peseta Española **7**

1 Antecedentes y Factores Causales **9**
1.1 Introducción 10
1.2 Evolución Reciente del SMI 11
1.3 Los Problemas Cambiarios del SME 15
1.4 Síntomas de Fragilidad del Sistema 22
1.4.1 La reunificación alemana 23
1.4.2 La eliminación de los controles a la circulación de capitales 25
1.4.3 Divergencias cíclicas de las economías de los países miembros 27
1.4.4 Influencia de la posición de otras monedas fuera del SME 29
1.5 Condiciones Específicas de la Economía Española 32
1.5.1 El comportamiento de la Política Monetaria 33
1.5.2 Los problemas de la Política Fiscal 40
1.5.3 La evolución del tipo de cambio 44
1.6 Evolución del SME [1989-1998] 50
1.6.1 Morfología de la crisis del 92-93 52
1.6.2 Evolución del Sistema después de la ampliación de las bandas 54
1.7 Conclusiones 57
1.8 ANEXO 60

2 Modelos Teóricos de Crisis **73**
2.1 Introducción 74
2.2 Modelos de Primera Generación 75
2.2.1 El modelo básico, continuo y sin incertidumbre 78
2.2.2 Consideraciones en torno al carácter estocástico del crédito doméstico 85
2.3 Posibilidad de Ataques Autorrealizables 90
2.3.1 Introducción 90

2.3.2 Ampliación del modelo clásico de crisis monetarias 94
2.3.3 Modelos de crisis monetarias con funciones de comportamiento no líneales del gobierno 107
2.4 Estudios Aplicados sobre Crisis Monetarias 112
2.5 Un Indice de Presión Especulativa 121
2.5.1 Fundamentación teórica 121
2.5.2 Contrucción e interpretación de los índices de presión especulativa 125
2.5.3 Indice de presión especulativa 1 126
2.5.4 Indice de presión especulativa 2 129
2.6 Relevancia de los Indices Aplicados 132
2.7 Conclusiones 134

III Modelos de Markov con Saltos de Régimen 137

3 Modelo Probabilidades de Transición Ctes 139
3.1 Introducción 140
3.2 Marco de Estudio y Objetivos Planteados 141
3.3 Modelo Econométrico 143
3.3.1 Inferencia óptima 145
3.4 Estimación del Modelo 147
3.4.1 Variable diferencial de tipos de interes entre España y Alemania 147
3.4.2 Variable índice de presión especulativa 152
3.5 Conclusiones 156

4 Modelo Probabilidades de Transición Variables 159
4.1 Introducción 160
4.2 Ampliación del Modelo Econométrico 160
4.3 Selección de las Variables Macroeconómicas 162
4.4 Estimación del Modelo. 164
4.4.1 Variable diferencial de tipos de interés 164
4.4.2 Variables índices de presión especulativa 172
4.5 Conclusiones 176

IV Bandas de Oscilación y Cambios de Régimen 181

5 Un Logit a partir de un Markov-Switching 183
5.1 Introducción 184
5.2 Datos y Especificación Econométrica 186
5.3 Estimación de la Variable Dependiente 188
5.4 Resultados de la Estimación 189
5.5 Conclusiones 194

V Conclusiones 199

VI Bibliografía 205

VII Fuentes Estadísticas 227

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Índice de Figuras

1.1 Tasas de Inflación dentro y fuera del Sistema (Medias anuales en %) 19
1.2 Demanda Nacional Final (Variación Anual en %) 29
1.3 Diferenciales de Inflación respecto a Alemania. (en %) 30
1.4 Tipo de cambio y diferenciales de tipos de interés (Promedio del Periodo) 31
1.5 Tasas de Variación de los Agregados Monetarios (Dic. sobre Dic del año anterior) 41
1.6 Capacidad o Necesidad de Financiación de la AAPP (en % del PIB) 43
1.7 Saldo de la balanza por cuenta corriente, 1987-1998 (en % del PIB) 49
1.8 Evolución del tipo de cambio Peseta/Marco alemán 1989-1998 . . 51
1.9 Rendimientos Pta/Marco 62
1.10 Volatilidad histórica del tipo de cambio Peseta/Marco alemán . . 64
1.11 Volatilidad condicionada (EGARCH) 67

2.1 Momento del Ataque en un Modelo sin Incertidumbre 82
2.2 Relación entre el ataque y evolución de las variables básicas . . . 84
2.3 Descuento Forward y Crédito Doméstico 89
2.4 Ataque condicionado a la Política de Crédito 103
2.5 Posibilidad de Múltiples Equilibrios 110
2.6 Índice de presión especulativa 1 127
2.7 Resultados de la función indicador (a) 128
2.8 Resultados de la función indicador (b) 130
2.9 Índice de presión especulativa 2 131
2.10 Resultados de la función indicador 132

3.1 Probabilidad de que el estado actual sea el estado de crisis 150
3.2 Probabilidad de que el estado actual sea el estado de crisis. Índ.1 155
3.3 Probabilidad de que el estado actual sea el estado de crisis. Índ.2 155

4.1 Desviaciones del Tipo de Cambio Efectivo respecto a su tendencia 166
4.2 Desviaciones de la Balanza$_{cte}$ respecto a su tendencia 166
4.3 Variación de las Reservas Extranjeras 169
4.4 Distancia del Tipo de Cambio a su Banda Máxima 169
4.5 Desviaciones del tipo de Cambio Real respecto a su tendencia . . 174
4.6 Desviaciones de la Balanza$_{cte}$ respecto a su tendencia 174

4.7 Desviaciones de la Paridad Central 175
4.8 Distancia a la Banda Máxima de Fluctuación 176

5.1 Probabilidad de Reajuste 191
5.2 Probabilidad de Reajuste [T/c Pta/Marco] 195
5.3 Probabilidad de Reajuste [T/C Pta/Dólar] 195
5.4 Probabilidad de Reajuste [DB] 196
5.5 Probabilidad de Reajuste [DB-suave] 196

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

Índice de Tablas

1.1 Realineamientos en el Sistema [1979-1998] 18
1.2 Posición del Marco alemán en las bandas del Sistema 24
1.3 Rendimientos Peseta/Marco alemán [19/06/1989 - 31/12/1998] . 61
1.4 Volatilidad Tipo de Cambio Peseta/Marco alemán [19/06/1998 - 31/12/1998] 63
1.5 Modelo de Volatilidad Condicionada EGARCH [19/06/1998 - 31/12/1998] 66
1.6 Modelo EGARCH. Regresor de la varianza, DPC 69
1.7 Modelo EGARCH. Regresor de la varianza, DBM 70

3.1 Modelo de Markov con Saltos de Régimen sobre el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania 148
3.2 Modelo de Markov con Saltos de Régimen sobre los Índices de Presión Especulativa 1 y 2 153

4.1 Resultados de las Estimaciones. Diferencial de Tipos de Interés y Variables Reales 170
4.2 Resultados de las Estimaciones. Diferencial de Tipos de Interés y Variables Nominales 171
4.3 Resultados de las Estimaciones. Índice 2 y Variables Reales . . . 177
4.4 Resultados de las Estimaciones. Índice 2 y Variables Nominales . 178

5.1 Modelo Markov con Saltos de Régimen sobre el Diferencial de Interés Diario entre España y Alemania [Probabilidades Ctes] [19/06/1989 - 31/12/1998] 188
5.2 Probabilidad de Reajuste. Modelo Logit a partir de un Markov-Switching 190
5.3 Evaluación de la Predicción. Modelo Logit a partir de un Markov-Switching 190
5.4 Probabilidad de Reajuste. Modelo Logit 193
5.5 Evaluación de la Predicción. Modelo Logit 194

Agradecimientos

Mi primer agradecimiento es al profesor Zenón Jiménez Ridruejo, director de esta tesis doctoral y origen de mi trabajo. Desde su propuesta de tema, ha transcurrido un tiempo que supongo, sobre todo a él, se le antoja largo y en ocasiones tedioso. No sólo ha sabido encauzar mi labor investigadora sino también soportar los vaivenes de mi esfuerzo con una paciencia envidiable. Es evidente que sin Zenón, estos agradecimientos jamás se hubieran escrito.

Quiero que mi agradecimiento a Maribel Campos, le llegue con todo el cariño que le tengo. A veces, cuando pensaba en el momento de escribir esto que escribo ahora, se me ocurría que lo justo sería darle las gracias a Maribel y, después a Maribel. Doble agradecimiento por su ayuda profesional y personal.

Julio Lopez y Carlos Pérez han sido mis confidentes y los hermanos mayores que no tengo para soportar mis quejas y el cansancio que todo doctorando experimenta.

Agradezco a todos los miembros del Departamento su apoyo y, en especial mi reconocimiento a Inmaculada González, por esas conversaciones que me han ayudado a mantener la moral alta cuando flaqueaba y, a Jesus M^a Alonso y Elena Escudero, sin los cuales yo no estaría hoy aquí. Al profesor Bartolomé Yun, del Departamento de Historia Económica, con el que comencé mi investigación en la Universidad y al que abandoné, nunca como amigo, por la Teoría Económica.

Por último, me gustaría también agradecer a Haris Psaradakis y Martin Sola su ayuda desinteresada y siempre amable, en la parte final de mi trabajo y durante la estancia que realicé en Febrero en el Birbeck College. Gracias a ellos, también estoy hoy aquí. Agradezco al Banco de España los datos estadísticos que tan amablemente han puesto a mi disposición.

Parte I

Introducción

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Una de las cuestiones más interesantes y actuales en los últimos 20 años ha sido el análisis de las crisis monetarias y financieras sufridas por monedas y países pertenecientes tanto a economías en vías de desarrollo, como a aquellas otras que, al menos en principio, pertenencían a áreas de mayor estabilidad monetaria. Este es el caso de las turbulencias que han afectado a los países integrantes del Sistema Monetario Europeo.

El objetivo de este trabajo es el estudio y análisis de los procesos especulativos que han sacudido a la Peseta española desde su incorporación al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, el 19 de Junio de 1989 y el paso a la fase de Unión Monetaria, en Enero de 1999. La economía española, a pesar de mostrar ciertos desequilibrios, es ya durante este período una economía desarrollada, integrada en una de las regiones económicas más prósperas del planeta. Sin embargo, durante esos casi diez años, su moneda fue devaluada cuatro veces y sufrió el cambio de su banda de fluctuación hasta el $\pm 15\%$, lo que convirtió al Sistema en un mecanismo cuasi-flexible. Nuestro interés se centra en la génesis y los orígenes de procesos especulativos de tal magnitud, como si intentáramos densentrañar la madeja de interrelaciones económicas e institucionales que conducen a la oleada especulativa.

Las preguntas que nos hemos planteado responder en este trabajo son las siguientes: ¿eran los desequilibrios económicos de la economía española lo suficientemente importantes como para desencadenar procesos de tal virulencia?. En el caso de que así sea: ¿qué variables económicas pueden influenciar la posibilidad de crisis monetarias?. En definitiva, queremos plantearnos cuál es la racionalidad y, si ésta existe, de los ataques especulativos sufridos por la moneda española. La finalidad del estudio que se presenta a continuación, es, por un lado, encontrar la respuesta a esas cuestiones y, por otro, cuestionar la justificación de estos interrogantes.

En el primer capítulo de este trabajo se realiza, en primer lugar, un estudio pormenorizado de las distintas fases de cooperación y falta de la misma entre las principales potencias económicas mundiales, con la pretensión de analizar el marco temporal e institucional en el que se encuadra el nacimiento del SME.

Las características teóricas del Sistema, así como las principales modificaciones institucionales introducidas en sus años de funcionamiento y la evolución económica de sus miembros, serán también analizadas como antecedentes de la más grave crisis sufrida por el Sistema, iniciada en Septiembre de 1992, y que finalizó con la ampliación de las bandas de fluctuación al $\pm 15\%$, para todas las monedas pertenencientes, excepto el Marco alemán y el Florín holandés.

Las turbulencias cambiarias a las que se ha visto sometido el Sistema, han afectado de un modo muy especial a España. Dado que, este trabajo se centra en los diferentes periodos de crisis cambiaria sufridos por la Peseta española en las bandas de oscilación del SME, la sección quinta revisa las peculiaridades específicas y las políticas económicas articuladas en nuestro país. De esta manera, intentamos analizar las posibles inconsistencias que favorecieran la irrupción de mareas especulativas de tal magnitud. En el anexo del primer capítulo se pretenden constatar empíricamente las diferentes etapas y las características y regularidades del tipo de cambio Peseta/Marco alemán desde la incorporación al mecanismo de cambios del Sistema y el comienzo de la fase de Unión Monetaria.

Po otra parte, los diferentes episodios especulativos que pueden conducir a una moneda a devaluar o abandonar un sistema de cambios fijo, han dado lugar a diferentes modelos teóricos de crisis monetarias. En el segundo capítulo, se estudian y analizan estos modelos. Por un lado, los primeros estudios de crisis monetarias, denominados *"modelos de primera generación"*, surgidos a partir del trabajo de Food y Garber (1984b), se centraron en la inconsistencia de las políticas económicas llevadas a cabo por las autoridades económicas con el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. Estos modelos se encuadran en un periodo temporal en el que se intentaban explicar las crisis sufridas por algunos países latinoamericanos como México o Argentina en la década de los setenta. El estudio de este tipo de aproximaciones teóricas se realiza en la sección segunda.

La crisis del SME, en 1992-93, y la crisis del Peso mexicano, en 1994, reavivaron el interés por el estudio de ataques a monedas con tipos de cambio fijos, sobre todo al añadir elementos diferenciadores, que no parecían responder

a los parámetros de los primeros modelos de crisis. Con el fin de arrojar luz sobre la posibilidad de ataques especulativos, aún cuando las políticas sean consistentes con el mantenimiento de la paridad, surgen los denominados *"modelos de segunda generación"*. La nueva corriente de la literatura de *"Currency Crises"* considera la posibilidad de shocks aleatorios, principalmente en variables reales de la economía, que influencian la decisión de las autoridades para el abandono del sistema o la devaluación de su moneda. En estos casos, el ataque induce a la adopción de políticas expansionistas que, finalmente, validan dicho ataque. En la sección tercera del segundo capítulo se analizan las características de estos modelos.

Además, la aplicación empírica de unos modelos y otros no ha estado exenta de ejemplos valiosos y ricas formulaciones que han intentado contrastar su eficacia explicativa y predictiva. En la cuarta sección del segundo capítulo se detallan algunos de los principales resultados obtenidos por la literatura. En la sección quinta se aplica uno de los métodos actualmente más relevante, que es la construcción de un índice de presión especulativa. Este índice se aplica a la Peseta española, en el periodo de pertenencia a las bandas del SME.

Por otro lado, en los estudios de credibilidad de diferentes monedas, uno de los principales problemas planteados es la estimación de la probabilidad de devaluación, es decir, el cálculo de una medida adecuada de las creencias de los agentes económicos como "proxi" de las expectativas de devaluación. La metodología propuesta por Hamilton (1989, 1994), *Modelos de Markov con Saltos de Régimen* ("Markov-Switching Models"), permite considerar conjuntamente las distribuciones generadas por los dos posibles estados de una economía, calma o credibilidad y tormenta o crisis monetaria. Esta metodología, ha sido aplicada en algunos estudios de credibilidad referentes a otras monedas, con la particularidad de que, en estos casos, las presiones especulativas nunca finalizaban en cambios de paridad.

El análisis expuesto en el tercer capítulo implica una labor de identificación de las diferentes mareas especulativas que han sacudido a la moneda española. Con este fín, se utilizan tres posibles variables sujetas a cambios de régimen, el

diferencial de los tipos de interés entre España y Alemania y los dos índices de presión especulativa calculados previamente. La metodología, empleada en esta fase de nuestro trabajo, implica la consideración de probabilidades de transición constantes entre los estados.

Una de las aportaciones más novedosas de nuestro análisis es la ampliación del Modelo de Markov, para permitir probabilidades de transición variables entre los estados de calma y tormenta. Este estudio se incluye en el cuarto capítulo. De esta forma, intentamos plantear si existe alguna variable influyente en los cambios de régimen de calma a tormenta y cuáles son esos "fundamentos" que pueden incrementar la probabilidad de crisis. La elección de las variables, que se expone en la tercera sección del cuarto capítulo, se basa en los modelos teóricos estudiados previamente. La relevancia concedida a las variables monetarias o reales por parte de esos modelos, actúan como guía en la selección de las variables.

Por otra parte, una ventaja del procedimiento econométrico que utilizamos es su carácter estructural, un tanto aséptico, al permitir incorporar diferentes variables económicas. Esta característica nos permite considerar la naturaleza del tipo de cambio dentro de los límites de fluctuación del Sistema, a través de las variables relativas a la banda de oscilación. Los resultados obtenidos en el cuarto capítulo, nos conducen al planteamiento de la verdadera importancia de la naturaleza censurada del tipo de cambio en el SME. Esta es una de las razones que nos han llevado a intentar comprobar su influencia en la probabilidad de una crisis monetaria. En esta ocasión, en el quinto capítulo, utilizamos una metodología econométrica diferente a la anterior, un modelo de elección discreta binario, logit.

Este trabajo de tesis doctoral finaliza con una quinta parte en la que se describen los principales resultados obtenidos.

Parte II

Análisis Descriptivo y Teórico de Procesos de Crisis Monetarias: El Caso de la Peseta Española

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 1

Antecedentes y Factores Causales

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

1.1 Introducción

Los recientes casos de turbulencias monetarias y financieras sufridos por algunos países asiáticos y latinoamericanos han actualizado la cuestión referente a los ataques especulativos y la fuerte volatilidad financiera que afectan, recurrente o excepcionalmente, a algunas economías y mercados. Alguno de los episodios más virulentos ha afectado, en distintas ocasiones y de forma diferente a las monedas del Sistema Monetario Europeo, (SME), y, en particular, a la peseta española en el periodo de pertenencia a la disciplina del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención, 1989-1998.

En primer lugar, se impone la necesidad de ubicar temporal y espacialmente las crisis del del Sistema Monetario Internacional, (SMI), en un contexto de falta de cooperación entre las grandes potencias mundiales, Japón, Estados Unidos y Alemania. Por esta razón, nuestro trabajo comienza con el estudio de las relaciones internacionales y del propio Sistema Monetario Internacional.

Por otro lado, el SME nació como resultado de la necesidad de coordinar y estabilizar los tipos de cambio entre las monedas europeas pertenecientes a una región con fuertes lazos de integración económica, comercial y financiera. Los posibles desequilibrios asociados a las políticas económicas de los países integrantes, en los años de funcionamiento del Sistema y sus propias fragilidades, pueden ser analizados y considerados antecedentes remotos de la crisis monetaria más grave que sufrió el Sistema, entre los meses de otoño de 1992 y Agosto de 1993.

Finalmente, el caso español es especialmente interesante por la intensidad con la que la tempestad especulativa sacudió a la peseta. Las características de la economía española y las políticas económicas practicadas serán objeto de estudio, desde una amplia perspectiva temporal, a veces muy anterior a las turbulencias, ya que los desequilibrios de la economía nacional son antecedente y origen del comportamiento de la moneda española.

1.2 Evolución Reciente del SMI

La larga etapa de tipos de cambio fijos instaurada en los acuerdos de Bretton Woods en 1944, finalizó en 1971, cuando el presidente de los Estados Unidos, Richard Nixon, anunció la flotación del dólar. Aunque hubo algunos intentos por salvar el sistema, como el acuerdo del Smithsonian, en el que se amplíaron las bandas de fluctuación del 1% al 2, 25% alrededor de la paridad central, los problemas reaparecieron con la crisis del petróleo del año 73, abandonándose definitivamente la convertibilidad en Marzo de ese año.

A pesar de la ruptura oficial del patrón Dólar y del comienzo de la flotación de los tipos de cambio de las principales monedas de cambio internacionales, las "normas del juego" seguidas por los gobiernos de los países industrializados fueron similares a aquellas dominantes en el periodo de vigencia del patrón dólar, hasta Febrero de 1985. A este periodo se le conoce como *Patrón Dólar de Hecho.* Mientras que los Estados Unidos permanecieron como centro relativamente pasivo, los demás países intervenían activamente en los mercados de cambios, utilizando la política monetaria para que el tipo de cambio de su moneda no se desviase demasiado del Dólar. La oferta monetaria tendía a aumentar cuando el Dólar era débil, y a contraerse cuando era fuerte, sin un comportamiento simétrico invertido norteamericano.

El seguimiento de estas reglas de funcionamiento colectivas podría ser una de las causas que explicarían la existencia de ciclos reales, sincronizados y muy pronunciados, hasta la mitad de los años 80. Así, por ejemplo, algunos autores han hallado la explicación a los dos fuertes períodos inflacionistas de los años 70 (sin olvidar los shocks petrolíferos), en previas expansiones de la oferta monetaria "mundial" asociadas a la debilidad del Dólar o, incluso la evidencia de una fuerte caída de la oferta monetaria extranjera como consecuencia de un Dólar muy fuerte, con anterioridad a la contracción de la producción mundial en 1981-82[1]. La apreciación del Dólar desde 1981, sobre todo frente al Marco y países pertenecientes al Sistema Monetario Europeo, obligaba a articular

[1] McKinnon, R. I. (1982), pg. 30

políticas monetarias contractivas, cuando las economías de los países europeos se encontraban atravesando una fuerte recesión. La situación empeoró en los cuatro años siguientes. A este periodo se le ha denominado "benign neglect".

Los acuerdos del Plaza (Nueva York, Septiembre de 1985) y el Louvre (París, Febrero de 1987), marcaron el comienzo de los intentos de intervención conjunta por parte de las grandes potencias economícas mundiales, para actuar de forma coordinada en los mercados de cambios. A pesar del hermetismo que rodeó estas reuniones, se conoció la intención de limitar las fluctuaciones cambiarias, convirtiendo a los tipos de cambio en una grave preocupación de las autoridades monetarias. La reunión en el Plaza fue el primer intento explícito del grupo de países del Grupo de los cinco países más industrializados (G-5) por volver a la coordinación, mostrando un descontento general con el régimen de tipos de cambios flotantes[2]. En la reunión en el Louvre, en París, se hicieron públicos tres principios. El primero de ellos, anunciaba la intención de no situar a los tipos de cambio dentro de "Zonas Objetivo", es decir, no se contemplaba el regreso a la existencia de tipos de cambio fijos. En segundo lugar, la cooperación se destinaba a suavizar las variaciones de los tipos de cambio, y no a eliminarlas. La existencia de estos dos principios hizo pensar, sin embargo a algunos economistas, en una verdadera aproximación a "Zonas Objetivo" o "Target Zones" para los tipos de cambio, Marco/Dólar y Yen/Dólar[3]. Aunque la amplitud de las bandas no se hizo pública para evitar ataques especulativos, se estima que eran del $\pm 5\%$ en torno a 1,825 Marcos por Dólar y 135,50 Yenes por Dólar. Finalmente, se mostró el compromiso de los bancos centrales de los países industrializados para intervenir coordinadamente en los mercados de cambios.

Efectivamente, las intervenciones consiguieron frenar algunos bruscos movimientos de los tipos de cambio, dando paso a, aproximadamente, ocho meses de cierta estabilidad, a pesar de las continuas presiones sobre el Dólar, gracias, fundamentalmente, a las políticas expansionistas de Alemania

[2] La cumbre de 1986 del G-7, en Tokyo, insistió en la necesidad de estabilizar los tipos de cambio, implicando en el esfuerzo al FMI.

[3] McKinnon, R. I. (1993). pg. 34

y Japón y restrictivas de los Estados Unidos. El diferencial de tipos de interés norteamericano provocado por esas políticas ha sido considerado el desencadenante del "crack" bursátil de octubre de ese mismo año. La importancia de los cambios que se produjeron al comienzo de la década de los noventa y una nueva crisis económica, relegó, en cierta medida, la preocupación por la estabilidad de los tipos de cambio y la coordinación de las políticas económicas. Algunos de los problemas de fondo todavía se mantienen, como en el caso de la situación de los Estados Unidos como superdeudor internacional.

La valoración de este período, desde la ruptura del Sistema de Bretton-Woods, es positiva si se tiene en cuenta la actuación coordinada, al menos hasta 1991, ya que consiguió frenarse la escalada alcista del dólar, invirtiendo la tendencia, aunque sólo fuera temporalmente. lo que permitió, entre otros factores, una larga etapa de estabilidad, sin realineamientos, en el SME.

Por otro lado, el debate entre los partidarios de los tipos de cambio fijos y aquellos, a favor de los flexibles, todavía sigue vigente. Las ventajas y desventajas de unos y otros son cuestiones que aparecen en el debate económico cada vez que una crisis monetaria afecta a alguna moneda o grupo de monedas. El desmoronamiento del sistema de Bretton Woods por los problemas de ajuste, liquidez y credibilidad, reabrió las esperanzas depositadas en los tipos de cambio flexibles, ya que suponían, al menos teóricamente, un mayor grado de aislamiento de las economías nacionales respecto a perturbaciones exteriores, permitiendo la actuación de los tipos de cambio como mecanismos de ajuste automáticos de los desequilibrios externos y ejerciendo de protección frente a ataques especulativos.

Desde que se inició la flotación, no se han cumplido las catastrofistas predicciones de aquellos que vaticinaban la caída de la inversión y el comercio internacional, ni tampoco se han materializado las esperanzas de los que creían en el ajuste automático de las balanzas de pagos, con la política monetaria como instrumento para conseguir la estabilidad interna. En el debate, aún abierto, entre tipos de cambio flexibles y fijos ha habido algunas propuestas[4], todas ellas

[4] Varela, F. e Hinarejos, M. (1995), pg 421

destinadas a la estabilización de los tipos de cambio.

La primera de las propuestas es la referente a "Zonas Objetivo"[5]. La idea básica es compatibilizar la estabilidad interna y el externa, a través de un "sistema flexible de tipos de cambio fijos". Cada país definiría su Tipo de Cambio de Equilibrio Fundamental (FEER), con a amplios márgenes de fluctuación, dentro de una banda del ±10%. Las "Zonas Objetivo" serían públicas y conocidas, actuando como ancla a las expectativas del mercado. El compromiso de los países sería mantener el tipo de cambio de sus monedas dentro de las bandas y, si las condiciones internas o externas lo aconsejaran ante cambios o perturbaciones reales, adaptarse a las nuevas bandas y mantener el nuevo Tipo de Cambio de Equilibrio.

La segunda de las propuestas, denominada "Crecimiento Monetario Global"[6], se basa en la idea de que la inflación a largo plazo se determina por la tasa de crecimiento del dinero (teoría cuantitativa y neutralidad del dinero), considerando la mejor fórmula para fijar el tipo de cambio, el criterio de la Paridad del Poder de Compra (PPA). Los tres países con un papel fundamental en la economía mundial, Japón, Estados Unidos y Alemania, deberían acordar una tasa de crecimiento de su oferta monetaria conjunta. Sus Bancos Centrales decidirían la asignación de cada país, fijarían los tipos de cambio entre ellos, sin llevar a cabo medidas de esterilización de los efectos monetarios de posibles desequilibrios en sus balanzas de pagos. Los tipos de cambio no tendrían que ser modificados, ya que los reajustes necesarios recaerían en movimientos de la oferta monetaria.

Por ultimo, una idea particularmente interesante es la del Nobel, James Tobin[7], partidario del control de capitales. La propuesta de Tobin reaviva las críticas sobre los movimientos de capital. La evolución institucional reciente en los años 80 y 90, ha conducido a una creciente liberalización de capitales, cuyos efectos, sobre todo a corto plazo, no siempre son deseables porque

[5] Bergsten y Williamson (1983). La idea fue depurada por Williamson y Miller (1987) y constituye el punto de partida

[6] McKinnon, R. I. (1988)

[7] Tobin J. (1978)

restringen la capacidad de los gobiernos y bancos centrales para articular las políticas económicas adecuadas para la estabilidad interna. Para evitar los efectos negativos de la movilidad de capitales, se sugiere la introducción de un impuesto, relativamente bajo, un 1%, que grave todas las operaciones y limite la fluidez. El efecto sobre las operaciones de carácter permanente sería imperceptible, pero relevante sobre aquellas de naturaleza especulativa. Parece especialmente llamativa esta última alternativa ya que, aunque con los procesos de liberalización de los mercados en los años ochenta, la propuesta no parecía, ni posible ni deseable, la crisis monetaria del Sistema Monetario Europeo, en 1992-93, actualizó el debate sobre la conveniencia de los controles de capital y las consecuencias de su eliminación.

Ninguna de estas propuestas pretende una vuelta a los controles tradicionales, como prohibiciones o necesidad de autorización para las transacciones, probablemente, por lo fácilmente que se pueden eludir en un mundo en el que la innovación financiera posibilita casi cualquier tipo de operación. Aunque se admiten los costes de tales medidas, se defiende la conveniencia de echar "arena en las ruedas"[8] y compatibilizar cierta autonomía en la política nacional y los movimientos de capital.

Estos trabajos surgieron parejos al proceso de Unión Económica y Monetaria Europea (UEM), un ámbito relativamente restringido y dotado de cierta capacidad de control conjunto. Si la dificultad de aplicación de estas medidas era grande y controvertida en el marco regional de la Comunidad, aún más en un ámbito internacional.

1.3 Los Problemas Cambiarios del SME

Uno de los objetivos de la creación del SME fue la necesidad de reducir la inestabilidad cambiaria, después de una etapa de fuertes fluctuaciones que entorpecían los intercambios comerciales. El grado de integración económica y comercial al que habían llegado los países del Mercado Común Europeo,

[8] Eichengreen, B., J. Tobin y C.Wyplosz, (1985). pg 163.

aconsejaba un mayor grado de estabilidad monetaria entre ellos. Sin embargo, una parte relevante de los técnicos, ha señalado el papel de los cambios institucionales introducidos en el mismo y la evolución de las economías de los miembros del Sistema, como precedentes de la grave crisis que sufrió, desde el verano de 1992 y que se saldó con el abandono del Sistema o devaluaciones de algunas monedas y, en último término, la ampliación de las bandas de fluctuación al ±15%, el 2 de Agosto de 1993.

Entre las causas que dieron lugar al origen del SME, se pueden señalar la inestabilidad monetaria desde la ruptura del sistema de Bretton Woods, la desilusión por el funcionamiento del sistema de tipos de cambio flexibles y, sobre todo, las fuertes presiones revaluatorias sobre el Marco por la debilidad del Dólar. Hay que tener en cuenta que cuando el Dólar y el Marco fluctúan, la variabilidad afecta a todas las demás monedas europeas, dependiendo del grado de relación de sus economías con Alemania y con Estados Unidos. No puede entenderse la creación del SME sin tener en cuenta el contexto internacional, el proceso de integración económica europea y, fundamentalmente, las tradicionales relaciones económicas de las economías europeas y la norteamericana.

Desde la creación del Sistema y el año 1983, se produjeron frecuentes realineamientos o ajustes de paridades, debido a que los países con alta inflación trataban de recuperar de este modo, pérdidas de competitividad. Los agentes económicos anticipaban estos cambios asignando a las monedas más débiles, los tipos de interés más elevados. Sin embargo, desde Marzo de 1983, hasta Enero de 1987, los ajustes se hicieron menos frecuentes con una tendencia sistemática a la apreciación del Marco alemán. La etapa entre Marzo de 1987 y Septiembre de 1992, el Sistema disfrutó de estabilidad, sin graves perturbaciones ni realineamientos[9]. A este periodo, previo a la crisis del Sistema, se le ha denominado "SME nuevo o duro"[10], siendo la característica básica a destacar, la credibilidad de los mercados financieros en el mantenimiento de la parrilla de

[9] La Lira italiana sufrió una devaluación de 3.68%, en Enero de 1990, cuando pasó a la banda estrecha de fluctuación del Sistema.

[10] Giavazzi y Spaventa (1991)

paridades y la estabilización de las expectativas cambiarias, en parte gracias al proceso de avance hacia la Unión Económica y Monetaria.

En la tabla 1.1 se recogen los realineamientos de las distintas monedas respecto al ECU, desde 1979 hasta el 2 de agosto de 1993, fecha en la que el Comité Monetario de la Comunidad Europea (CE), decidió ampliar la banda de fluctuación al $\pm 15\%$ para todas las monedas, excepto el Marco alemán y el Florín holandés.

El análisis de la evolución del Sistema Monetario Europeo se puede realizar teniendo en cuenta varios criterios. En primer lugar, se puede estudiar el grado de eficacia del Sistema, desde el punto de vista de la reducción de la inestabilidad de los tipos de cambio. La más sencilla fórmula es contabilizar la frecuencia y magnitud de los realineamientos de las monedas integrantes. Sin embargo, los mecanismos de medida son variados y cada vez más sofisticados.

Los resultados no son concluyentes. Wyplosz (1990) señala que la estabilidad de los tipos de cambio de los países dentro del Sistema no se ha reducido más que en aquellos otros situados fuera de él. Por otra parte, Giavazzi y Giovannini (1989) encuentran evidencia de que la volatilidad de los tipos de cambio reales aumentó en todos los países, pertenecientes al SME, excepto en Alemania. Incluso, Fratianni y Von Hagen (1990b) demuestran que la pertenencia a un Área Monetaria reduce la incertidumbre relativa a los países del área pero aumenta respecto a los no pertenecientes a la misma.

En lo que se refiere a la variabilidad de los tipos de interés, la pertenencia al Sistema no fué razón para su incremento. Sin embargo, hay que tener en cuenta que, cuando el mercado anticipaba una revaluación del marco frente a otras monedas del Sistema, los tipos de interés experimentaban un fuerte incremento en los países que iban a devaluar su moneda, mientras que los tipos alemanes no experimentaban casi ningún cambio por la anticipación del realineamiento[11].

[11] Wyplosz, C. (1986), Giavazzi, F. y Giovannini, A. (1989), pg 75. Para el caso español, ver Ayuso, J. (1991)

Tabla 1.1: Realineamientos en el Sistema [1979-1998]

	Fr.Bel	Fr.Lux	Corona D	Marco	Fr fr	Libra irl.	Lira	Florín Hol.	Pta	Libra Ing	Esc
24/09/79			-3	2							
30/11/79			-5								
23/03/81							-6				
5/10/81				5.5	-3		-3	5.5			
22/02/82	-8.5	-8.5	-3								
14/06/82				4.25	-5.75		-2.75	4.25			
22/03/83	1.5	1.5	2.5	5.5	-2.5	-3.5	-2.5	3.5			
22/07/85	2	2	2	2	2	2	-6	2			
7/04/86	1	1	1	3	-3			3			
4/08/86						-8					
12/01/87	2	2		3				3			
7/01/90							-3.68				
14/09/92	3.5	3.5	3.5	3.5	3.5	3.5	-3.5	3.5	3.5	3.5	3.5
17/09/92							Flotación		-5	Flotación	
23/11/92									-6		-6
1/02/93						-10					
14/05/93									-8		-6.5
2/08/93	**Ampliación de las bandas de fluctuación al ±15% excepto para el Marco Alemán y el Florín Holandés**										
6/03/95									-7		-3.5
25/11/96											
16/03/98						3					

Nota:Variaciones % del Tipo de Cambio Bilateral de una moneda frente a aquellas no ajustadas. Un valor positivo implica apreciación y uno negativo depreciación.

Fuente: Comisión de las comunidades Europeas y Banco de España.

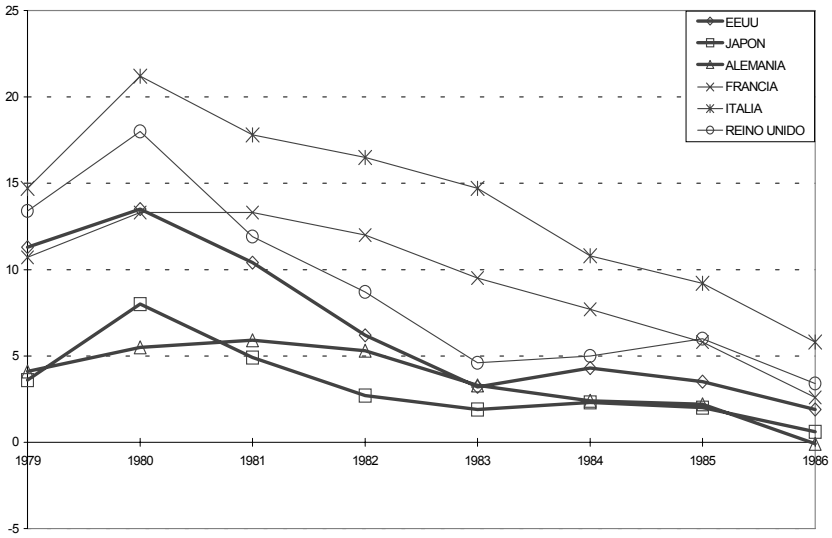


Figura 1.1: Tasas de Inflación dentro y fuera del Sistema (Medias anuales en %)

Una segunda interpretación teórica del SME consiste en analizar si ha ayudado a reducir la inflación de los países pertenecientes al mismo[12]. En la Figura 1.1 se representan las tasas de inflación entre algunos países situados fuera y dentro del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención. La creación del Sistema no produjo una rápida convergencia de las tasas de inflación de Alemania, Francia o Italia. Incluso, se observa mayor convergencia entre Alemania, EEUU y Japón, los tres grandes países industrializados.

Finalmente, el SME ha sido considerado un sistema asimétrico[13]. Aunque fuera concebido, inicialmente, como un sistema simétrico al repartirse los costes en términos de reajustes entre los miembros, parece existir entre gran parte de los economistas, la idea de que el SME ha funcionado de forma asimétrica. La idea de la asimetría descansa en las actuaciones del Bundesbank, que fijaba sus objetivos de política económica de forma independiente, limitando

[12] En todos los estudios sobre el tema se constata la reducción de la inflación, pero sin demostrar una relación causal con la pertenencia al Sistema. Rogoff (1985), Ungerer et al. (1983, 1986), Collins (1988) y Weber (1990)

[13] Ver Wyplosz, C. (1989)

las alternativas de sus socios, que habían de renunciar a la independencia de su política monetaria.

Esta interpretación asimétrica se deriva del denominado "problema N-1". Si consideramos un sistema monetario con solo dos países, habrá un tipo de cambio bilateral pero dos bancos centrales. Con el fin de evitar tensiones, que provengan de una insuficiente coordinación, uno de ellos se dedicará a mantener la paridad y el otro queda libre para articular su política monetaria sin restricciones. Cuando el sistema monetario lo componen N países, existen N-1 tipos de cambio bilaterales independientes, lo que significa que N-1 Bancos Centrales pierden su independencia y el N-ésimo queda libre de restricciones. Son muchos los economistas que han intentado comprobar empíricamente este comportamiento asimétrico y por tanto demostrar que el SME ha funcionado como una "Zona-Marco". Existen dos posibles mecanismos generadores de la asimetría: la hipótesis de *disciplina* y la de *credibilidad*.

•La adhesión a un sistema de tipos de cambio fijos supone la necesidad de ceder parte de la independencia individual, a favor del conjunto. Parece, a la vista del comportamiento de la inflación y los tipos de interés, que los países integrantes, aceptaron comportarse del modo más restrictivo. A esto es a lo que se denomina efecto disciplina.

•En cuanto a la hipótesis de credibilidad, la idea es que los países con propensión inflacionista pueden reducir los costes de la desinflación (en términos de reducción de la producción y de aumento del desempleo) eligiendo ligar su tipo de cambio a una moneda gestionada por un Banco Central con credibilidad o reputación antiinflacionista.

El problema de la credibilidad en un sistema de tipos de cambio estables, como es el SME, está relacionado con las ventajas e inconvenientes de renunciar al tipo de cambio. En primer lugar, el tipo de cambio es, a veces, el instrumento menos costoso para ajustar la economía después de una perturbación. En segundo lugar la existencia de países con distinta reputación reduce la credibilidad de los tipos de cambio fijos.

A pesar de esos problemas de credibilidad, el SME funcionó sin graves problemas durante mucho tiempo, exactamente hasta la fuerte crisis que sufrió en 1992. Los mecanismos que permitieron la estabilidad del Sistema hasta entonces son los siguientes:

1. Bandas de fluctuación relativamente anchas que permitieron variar el tipo de cambio en pequeños porcentajes sin tener que enfrentarse a grandes movimientos especulativos.

2. Los costes de devaluar son mayores que los referentes a una variación de la tasa de inflación anunciada, por lo que los incentivos "a engañar" serán menores, anunciando un tipo fijo[14].

3. Los incentivos de Alemania. La aceptación del país germano de su papel de país ancla, suponía que, ante una política monetaria expansionista, los efectos dentro del país eran escasos al trasmitirse parte de los mismos al resto de los países del sistema. Por otro lado, su pertenencia al Sistema amortiguó los efectos de la variabilidad del Dólar frente al Marco[15].

Aunque Alemania haya jugado un papel dominante, el análisis econométrico de los movimientos de los tipos de interés y de los agregados monetarios dentro del sistema ha revelado cierta autonomía en países como Francia e Italia, fundamentalmente debida a la existencia de controles de capital, sólo eliminados completamente en 1990[16]. Posteriormente, se analizarán las repercusiones que la supresión de los controles sobre el Sistema y el papel que desempeñaron en la crisis monetaria que comenzó en Septiembre de 1992.

[14] Giavazzi, F. y Pagano, M. (1988), Giavazzi, F. y Giovannini, A. (1989), Melitz, J. (1988)
[15] Rogoff, K. (1985), Fratianni, M. y Von Hagen, J. (1990b, 1991)
[16] Fratianni y Von Hagen (1990b, 1991) rechazan la hipótesis de dominación alemana en el SME, basándose en la estimación de las funciones de reacción de los Bancos Centrales del Sistema. Cohen y Wyplosz (1989), Mastropascua et al. (1988) encuentran una estructura bidireccional de interacciones entre las variables monetarias de Alemania y el resto de países del Sistema.

1.4 Síntomas de Fragilidad del Sistema

La estabilidad cambiaria y la ausencia de realineamientos en el Sistema Monetario Europeo desde 1987, crearon en los agentes económicos la falsa sensación de poder alcanzar la Unión Monetaria sin dificultades. Sin embargo, el Sistema estaba aquejado de problemas no resueltos y algunos vicios adquiridos en el funcionamiento del mismo. Esos problemas y dificultades se consideran antecedentes y causas de la crisis más grave que ha sufrido el Sistema Monetario Europeo desde su creación.

Los proyectos de unión monetaria diseñados por el Plan Delors y concretados en el Tratado de la Unión Europea, aprobado en Maastricht en diciembre de 1991, parecían garantizados por la voluntad política de avanzar en ese proceso de unión monetaria. En este marco institucional de optimismo, los mercados se caracterizaban por expectativas de estabilidad cambiaria que, en muchos casos, estaban bastante alejados de los fundamentos económicos de algunos de los países miembros.

Un buen ejemplo de ese alejamiento era la posición de la Peseta en las bandas del Sistema. Casi desde su incorporación al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, el 19 de junio de 1989, la moneda española se situó en la parte superior de su banda de fluctuación, casi en el límite de apreciación. Una de las causas de esta posición era el diferencial de tipos de interés nominales, más altos en España que en Alemania y en general, que en el resto de países europeos, como consecuencia de elevadas tasas de inflación y políticas presupuestarias mucho más activas[17].

La explicación, en gran medida proviene de la credibilidad del mercado en la parrilla de paridades existente. Las expectativas de tipo de cambio estaban más influidas por la evolución de los tipos de interés, que respondían a las necesidades financieras del país, que por la verdadera evolución de las variables macroeconómicas. La tarea de reducir la inflación en estos países y,

[17] Para una descripción detallada de los acontecimientos y la evolución del SME, ver los epígrafes 1.5 y 1.6 y el anexo del capítulo.

particularmente, en España, se vio dificultada por la interrelación de los tipos de interés, determinados básicamente por la política monetaria y fiscal, y la posición de la moneda dentro del propio sistema.

El mantenimiento de la credibilidad en la política monetaria alemana puso límite a ese proceso. Cuando los diferenciales de tipos de interés de algunos países del Sistema frente a Alemania eran ya muy reducidos, con tasas de inflación semejantes a la Alemana, la lógica imponía situar sus tipos de interés por debajo de los alemanes. Sin embargo, los mercados continuaron considerando los tipos germanos como el límite inferior de los tipos de interés nominales del Sistema. Por ejemplo, cuando las autoridades francesas intentaron, en octubre de 1991, situar sus tipos por debajo de los alemanes, el intento fracasó. En este contexto, van a analizarse los efectos sobre el SME de algunos factores, antecedentes y catalizadores de las turbulencias monetarias que han afectado al Sistema y, particularmente a aquella que le sacudió más tumultuosamente, a partir del verano de 1992.

1.4.1 La reunificación alemana

El histórico proceso vivido en Alemania después de la caída del muro de Berlín provocó, cambios estructurales y económicos que no afectaban solamente al interior de las nuevas fronteras alemanas sino a todo el conjunto europeo, y por tanto al proceso de construcción de la Unión Europea. El proceso de reunificación provocó cambios en la posición del Marco alemán respecto al resto de las monedas integrantes del SME, sufriendo un cierto debilitamiento, sobre todo en 1990 y 1991, causado por la incertidumbre respecto al futuro de la economía alemana, y más tarde por la fuerte expansión de la demanda interna[18]. El impulso de la demanda se tradujo en tensiones inflacionistas y en un cambio de signo de su balanza por cuenta corriente, que pasó de ser superavitaria (4.8%

[18] El esfuerzo para integrar la precaria economía de la Alemania del Este se realizó mediante subsidios, no financiados através de impuestos, con lo que el déficit público experimentó un notable ascenso.

Tabla 1.2: Posición del Marco alemán en las bandas del Sistema

	1987	**1988**	**1989**	**1990**	**1991**	**1992***
Fr.Bel-Lux	0.72	1.48	1.58	0.23	−0.18	−0.19
Corona Dan	−0.2	0.49	1.92	0.35	1.09	1.36
Fr.Francés	−0.24	1.12	1.17	0.47	1.39	0.95
Libra Irl	0.3	0.15	0.51	0.21	0.3	0.5
Lira	0.26	2.8	1.26	−0.89	−0.07	0.84
Florín	0	−0.12	0.1	−0.02	0.01	−0.04
Media Banda ±2.25%	0.12	0.62	1.06	0.06	0.42	0.57
Peseta	–	–	−2.43	−2.95	−3.63	−2.78
Libra Esterlina	–	–	–	1.05	0.86	2.53

Notas: El signo positivo indica apreciación del Marco alemán y el negativo depreciación.
*Desde Enero hasta Agosto.
Fuente: Banco de España.

del PIB), en 1989, a deficitaria en sólo dos años (1.2% en 1991)[19].

El Banco Central alemán no renunció en ningún momento al control de la inflación, por lo que en el marco económico descrito, se hizo necesaria una política monetaria restrictiva[20]. La política económica que comenzó a practicarse en Alemania empezó a parecerse a la norteamericana de principios de los años 80, (era Reagan) una política monetaria dura para el control de la inflación y una política fiscal permisiva. El resultado fue el mismo, la fuerte apreciación real del marco alemán. Los argumentos a favor de una inmediata revaluación del marco eran conocidos[21] y el Bundesbank pronto se percató de la necesidad de la revaluación real de su moneda, cuestión que no pareció agradar a sus socios comunitarios, especialmente a Francia ya que un Franco fuerte era una de las piezas centrales de su política económica.

La reacción poco equilibrada de la política económica frente al "shock" de la reunificación alemana, país líder en la fijación de los tipos de interés en el Sistema Monetario Europeo, se tradujo en unos costes muy elevados para algunos de sus

[19] Las cifras no son estrictamente comparables ya que en Julio de 1990 recogen los movimientos de las dos Alemanias.
[20] En sólo cuatro años el Tipo de Descuento registró cuatro dubidas, pasando del 2.5% al 8.75%.
[21] Portes, R. (1993), pg. 119

socios, inmersos en una etapa del ciclo económico recesiva. Las necesidades internas, de estos países con crecientes tasas de desempleo e inmersos en un etapa recesiva del ciclo, chocaban con los compromisos externos, determinados en buena medida por la política monetaria alemana.

En este contexto, los mercados comenzaron a plantearse en qué medida los beneficios del mantenimiento de la estabilidad cambiaria frente al marco, superaban los costes que los altos tipos de interés provocaban sobre las condiciones económicas internas. Comenzaron a considerar la posibilidad de que esos costes reorientaran las políticas económicas de esos países. La credibilidad en el mantenimiento de la parrilla de paridades sufrió un fuerte revés y las expectativas de los agentes económicos comenzaron a anticipar cambios que afectarían a todo el sistema.

1.4.2 La eliminación de los controles a la circulación de capitales

Un segundo elemento que se ha de tener en cuenta, como antesala de las graves turbulencias que sufrió el Sistema Monetario Europeo, desde el verano de 1992, es la eliminación de los controles de capital. Como en el caso anterior, este factor no es causa directa ni desencadenante único de los procesos especulativos pero, probablemente, es una de las explicaciones de tales turbulencias.

Coincidiendo en el tiempo con la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del SME, el Consejo Europeo celebrado en Madrid, acordó la entrada en vigor de la primera etapa del Plan Delors, en junio de 1990. Esto suponía la aplicación de la Directiva 88/361/CEE sobre libertad plena de movimientos de capital en el ámbito de la Comunidad, excepto para aquellos países a los que se les concedía un período transitorio excepcional: Irlanda, España y Portugal hasta 1992 y Grecia hasta 1995.

Con la libre movilidad de capitales se consagra la pérdida de independencia de la política monetaria para N-1 países (todos los miembros del sistema sin controles de capital, excepto Alemania). Los controles de capital representan

una forma de no perder o recobrar esa independencia, o lo que es equivalente, elegir una senda de inflación. Cualquier tasa de incremento de precios es compatible con la pertenencia a un sistema de tipos de cambio fijos pero ajustables, siempre que los realineamientos pudieran tener lugar con suficiente frecuencia. Los países que emplean los controles son aquellos con mayores problemas de inflación, ya que permiten realizar con orden los ajustes que exige el mantenimiento de su competitividad externa. En realidad, la utilización de los controles de capital se debe a la consideración del principio conocido como, *la trilogía imposible*[22].

Esto explica la coexistencia de tipos fijos y restricciones a los movimientos de activos, como los realizados por Francia o Italia. Incluso, puede explicarse que Bélgica y Luxemburgo mantuvieran hasta 1990, un sistema de tipos de cambio dual: las transacciones por cuenta corriente eran tratadas al tipo de cambio que tenían sus respectivas monedas en el SME, mientras que las realizadas por cuenta de capital, se realizaban a un tipo de cambio flotante.

Los controles de capital pueden tomar formas diversas como, por ejemplo, prohibir algunas categorías de las transacciones financieras internacionales o gravarlas con impuestos para reducir su rentabilidad. Ésta última era la propuesta del Nobel, James Tobin anteriormente expuesta. La cuestión a debatir era si se había llegado al suficiente grado de integración entre los países como para poder eliminar los controles de capital sin provocar un desastre[23]. La realidad es que la plena liberalización de los movimientos de capital requiere, bien una unión monetaria, bien tipos de cambio flotantes. Aunque los controles de capital son, para los economistas monetaristas más radicales, absolutamente ineficaces, incluso distorsionadores[24], protegían a los bancos centrales de la pérdida de reservas ante ataques especulativos. Los diferenciales de inflación entre los diferentes miembros del sistema ofrecían a los especuladores *"apuestas*

[22] La *trilogía imposible* es una implicación del Modelo Mundell-Fleming que afirma que tipos de cambio fijos, perfecta movilidad de capitales, e independencia de la política monetaria son imposibles de lograr, conjuntamente, aunque sí son posibles dos a dos.

[23] Portes, R. (1993), pg. 116

[24] Gross, D. (1987) y Kenen, P.B. (1995), pg 181

en una sola dirección"(one-way bet)[25], es decir, si Italia practicaba una política monetaria menos restrictiva que Alemania era sencillo anticipar una futura devaluación de la lira. Los especuladores venderían liras y comprarían marcos sin incurrir en ningún riesgo porque, si finalmente se produce el realineamiento, se embolsarán grandes beneficios, sin pérdidas en caso de no reajuste.

Los Acuerdos de Nyborg-Basilea de 1987, permitieron el acceso de los países pertenecientes al MCI a mecanismos de financiación para intervenir en el interior de las bandas de fluctuación, sin necesidad de llegar a los límites de las mismas, creando en las autoridades la sensación de estar siempre protegidos ante posibles movimientos desestabilizadores. De hecho, pareció crearse un clima de seguridad que desembocaría irremisiblemente en una unión monetaria, sin más que crear las expectativas de estabilidad en la estructura de paridades, aunque se liberaran los movimientos de capital.

Esta situación fue así durante un largo período de tiempo, constatándose en la ausencia de realineamientos, desde 1987. El problema apareció cuando las expectativas de los agentes dejaron de creer en la bondad del SME, para acercarse a la realidad de las divergencias que existían entre las economías de los países miembros.

1.4.3 Divergencias cíclicas de las economías de los países miembros

La diversidad de situaciones macroeconómicas de las principales economías europeas y, sobre todo, las diferencias cíclicas de estos países respecto a Alemania, jugaron un papel muy importante en la crisis del Sistema Monetario, acentuándose de forma casi dramática en 1990 y 1991, años previos a la crisis cambiaria de 1992.

Las divergencias económicas dificultaron, de modo creciente, la imprescindible coordinación de políticas económicas en el proceso de construcción de la unión europea. Mientras que Alemania se encontraba, en 1990-91, en una etapa ex-

[25] Eichengreen, B. y Wyplosz, C. (1993)

pansiva provocada por la unificación, con ritmos de crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) y de la demanda interna muy elevados, otros países, como Gran Bretaña o Francia, atravesaban una recesión que, sobre todo para el Reino Unido, resultó más intensa de lo esperado.

Por otra parte, la economía alemana se encontraba con un importante problema de incremento de precios provocado por la presión de la demanda interna, después de la unificación, mientras que Francia o Gran Bretaña mantenían un adecuado control de precios. La respuesta alemana a sus problemas de inflación consistió en hacer recaer todo el peso de la política restrictiva sobre los tipos de interés. La elevación de los tipos de interés en el país que actúa como ancla del Sistema, fue seguida por el resto de países, siempre teniendo en cuenta su situación coyuntural. En particular, sus socios comunitarios, se encontraron ante el dilema de reactivar su economía o contener la presión de la inflación. A partir de 1990, el ritmo de crecimiento en la Comunidad Europea descendió mucho, al igual que la inflación, pero debido a la política articulada por Alemania, los tipos de interés encontraron fuerte resistencia a la baja.

La existencia de diferentes situaciones cíclicas en la economía de los países integrantes del SME, indujo a pensar en la prevalencia de criterios de estabilidad internos y en la posible articulación de medidas no consistentes con la estabilidad del Sistema, con el consiguiente cambio en las expectativas de los agentes.

Existe un fuerte debate sobre si las posibles pérdidas de competitividad fueron o no uno de los factores determinantes de las turbulencias cambiarias que afectaron al Sistema Monetario Europeo[26]. A pesar del significativo acercamiento de los ritmos de aumentos de precios de los países del Sistema, en la segunda mitad de la década de los años ochenta, ese proceso se detuvo, principalmente en algunos países, como España o Italia, a finales de esa década y comienzo de los años noventa. La persistencia de considerables diferenciales de inflación entre países pertenecientes a un sistema de tipos de cambio cuasi-

[26] Eichengreen, B. y Wyplosz, C. (1993)

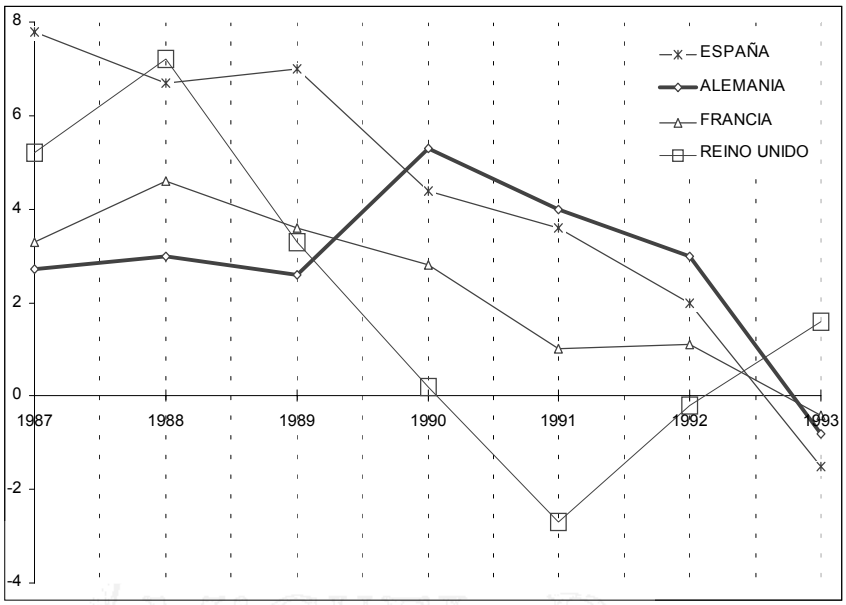


Figura 1.2: Demanda Nacional Final (Variación Anual en %)

fijos, provocó ganancias o pérdidas de competitividad relativas entre ellos. Esas pérdidas de competitividad fueron la causa de importantes déficits por cuenta corriente que, en el caso español, se vieron incrementados más aún, por el dinamismo de la demanda interna, en el período 1988-1991.

La solución ante persistentes pérdidas de competitividad, (devaluaciones competitivas), no es válida en un régimen de tipos de cambio como el Sistema Monetario Europeo, por lo que la acumulación de desequilibrios de este tipo y magnitud, terminaron provocando en el mercado, la percepción de que la parrilla de paridades era insostenible.

1.4.4 Influencia de la posición de otras monedas fuera del SME

En primer lugar, procederemos a estudiar la repercusión de la posición relativa del Dólar respecto a las monedas del Sistema. Los episodios de mayor debilidad del Dólar siempre coinciden en el tiempo con el fortalecimiento del

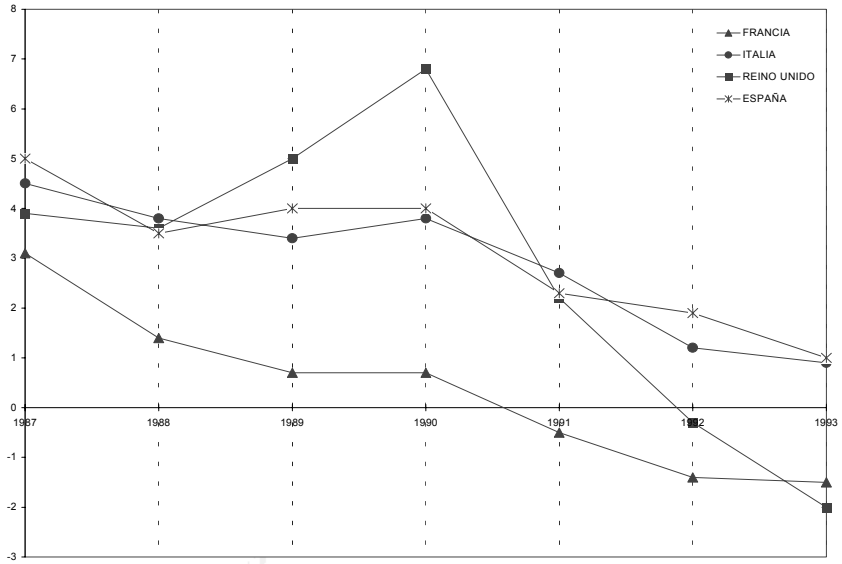


Figura 1.3: Diferenciales de Inflación respecto a Alemania**.** (en %)

Marco alemán respecto al resto de las monedas del Sistema. Sin embargo, en la mayoría de los casos, las posibles tensiones pudieron ser combatidas gracias a los instrumentos que el propio sistema proporcionaba y no supusieron graves problemas para la parrilla de paridades, al menos hasta los meses de verano del año 92.

En el período anterior a la tormenta monetaria, la caída del dólar se debe a elevados diferenciales de tipos de interés, a corto plazo, entre el Marco y el Dólar, explicados por los altos tipos en Alemania y los bajos niveles de tipos de interés norteamericanos,necesarios para reactivar una economía inmersa en una fuerte recesión. Los diferenciales de rentabilidad indujeron a los agentes económicos a realizar ajustes en sus carteras a favor del Marco, generando tensiones cada vez más fuertes en el seno del SME.

En la primera parte de este trabajo se han analizado las relaciones monetarias entre las tres grandes potencias mundiales, con las diferentes fases de intentos de coordinación y carencia de la misma, desde la ruptura del Sistema de

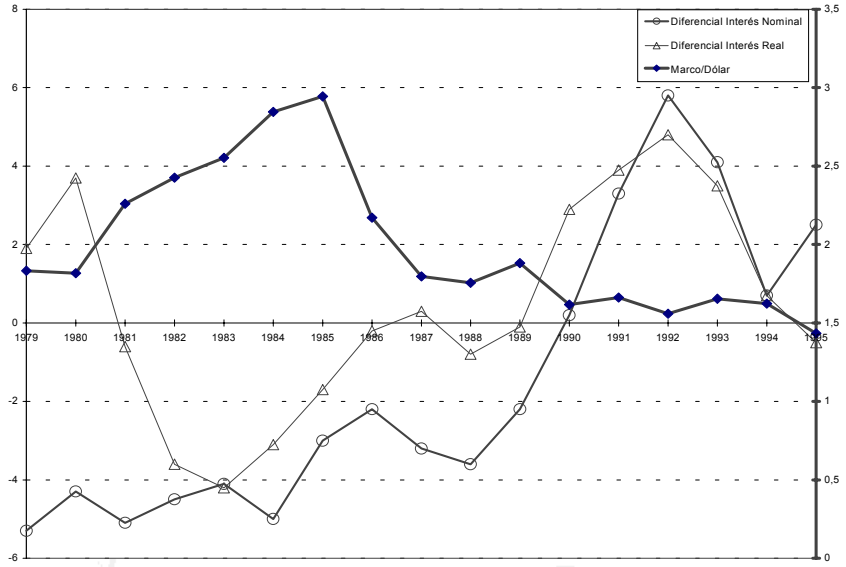


Figura 1.4: Tipo de cambio y diferenciales de tipos de interés (Promedio del Periodo)

Bretton-Woods. En el mes de julio de 1992, los intentos para estabilizar la cotización del Dólar fracasaron, de manera que, en Agosto, se intensificaron las presiones vendedoras sobre el Dólar, alcanzando mínimos históricos frente al Marco alemán.

La apreciación del Marco frente al Dólar, provocó la apreciación de la moneda alemana también frente a las monedas comunitarias, excepto el franco belga y el florín holandés. La economía más afectada por este proceso fue la británica, probablemente por su estrecha vinculación con el Dólar y por la situación recesiva que atravesaba, haciendo particularmente difíciles subidas de los tipos de interés para la defensa de la libra esterlina.

Por último, es relevante hacer una breve referencia a los problemas que afectaron a las monedas de los países escandinavos. El Marco finlandés, la Corona sueca y la Corona noruega eran, en 1991, monedas vinculadas unilateralmente al ECU, aunque se encontraban fuera del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del Sistema Monetario Europeo. Esta estrecha

relación provocó efectos desestabilizadores sobre el Sistema cuando el Marco finlandés devaluó en Noviembre de 1991, y rompió el vínculo unilateral con el ECU posteriormente, en Septiembre de 1992. Por otra parte, en Noviembre y Diciembre de 1992, las monedas de Suecia y Noruega, después de grandes dificultades para mantenerse dentro de sus bandas de fluctuación durante todo el año 1992, pasaron a la libre flotación. De hecho los problemas de "credibilidad" del Sistema comenzaron afectando, en primer lugar a las monedas de los países del norte de Europa. No en vano, los primeros análisis de "credibilidad" se centran en el estudio de las crisis de estas monedas[27].

La larga etapa de estabilidad que había disfrutado el Sistema Monetario Europeo, desde 1987, terminó en Septiembre de 1992. Comenzo entonces un período de fuertes turbulencias y ataques especulativos sin precedentes en la historia del mismo y que culminó con la salida de algunas monedas del Sistema y la ampliación de las bandas de fluctuación al $\pm 15\%$, en Agosto de 1993. Los problemas aparecieron al tornarse desfavorables las expectativas de los agentes económicos, que dejaron de creer en la "bondad del Sistema", cuando las expectativas se alejaron de los criterios basados en los fundamentos económicos de las economías integrantes, para acercarse a la realidad de las divergencias que existían entre ellas. Este cambio sólo necesitó "una pequeña chispa" que encendió la larga mecha conducente al desastre, por interiorización de todos los problemas de funcionamiento del SME y las divergencias de los países miembros.

1.5 Condiciones Específicas de la Economía Española

Las turbulencias cambiarias a las que se ha visto sometido el Sistema Monetario Europeo, han afectado de un modo muy especial a España. Así, la crisis del 92-93 se saldó, en nuestro país con tres devaluaciones y el paso a una nueva banda de fluctuación con una amplitud del $\pm 15\%$. Un nuevo periodo especulativo en los primeros meses de 1995, finalizó en una nueva devaluación,

[27] Svensson. L.E.O. (1991), Svensson (1992) y Bertola, G. y Svensson (1993)

en Mayo de ese año.

Por estas razones, parece pertinente abordar el estudio de la evolución de las principales políticas económicas llevadas a cabo en España. Prestaremos especial atención a la política monetaria y a los problemas derivados de su articulación e interrelación con el resto de medidas de política macroeconómica, en el marco de la incorporación de España a la Comunidad Europea primero, y al Sistema Monetario Europeo, más tarde. A pesar de que, desde la entrada de la Peseta en el Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención, la política monetaria en nuestro país sufrió intensos cambios, alguno de ellos ya se había producido desde la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea, en 1986.

BIBLIOTECA VIRTUAL

1.5.1 El comportamiento de la Política Monetaria

El control monetario se ejerció, desde 1984, sobre los ALP (Activos líquidos en manos del público) y el control monetario se realizaba de en dos etapas, utilizando los ALP para influir sobre el crecimiento del PIB nominal , y siendo los activos de caja, la variable operativa para controlar los Activos Líquidos[28]. Desde mediados de los 80, comienza el seguimiento de los tipos de interés al requerirse cierta estabilidad de los tipos ante las perspectivas de incorporación a la Comunidad Europea, por esta razón, aunque se fijaba la expansión de los ALP en un determinado período, se aceptaban desviaciones en su senda de crecimiento con el fin de evitar las fluctuaciones de los tipos de interés, que el estricto cumplimiento del objetivo de ALP provocaría. Por otra parte, la estabilidad de los tipos de interés proporcionaba al Banco de España (BE) la posibilidad de alcanzar otros objetivos, como la estabilidad del tipo de cambio. El cambio de orientación hacia la consideración de los tipos de interés se constata cuando las autoridades monetarias señalaban que, uno de sus objetivos era la estabilidad de los mercados financieros. Cuando en 1987 la inflación fué del

[28] Los activos de caja son la variable operativa elegida para el control monetario por su clara relación con la variable intermedia, ALP, y buena referencia para el Banco de España.
Durante 1983 se utilizaron tanto ALP como M3 como objetivos monetarios intermedios ya que ésta última era más fácil controlar y más estable que los ALP.

4.6%[29] el control de precios parecía un objetivo posible. Sin embargo, surgieron ciertas dificultades de control monetario cuando las autoridades anticiparon una senda de crecimiento de los ALP entre el 6.5% y el 9.5%, y el crecimiento real fue del 14.3% o cuando la velocidad de circulación del dinero disminuyó, mientras que la previsión había sido un incremento. Los errores de predicción pudieron ser, en parte, debidos a que la economía había entrado en una etapa expansiva del ciclo, siendo el crecimiento del PIB, también mayor de lo esperado. Sin embargo, la mejor explicación procede de la financiación del déficit publico y la relación existente entre la política monetaria y la política de tipo de cambio. En los primeros años de la década de los ochenta, el déficit publico comenzó a experimentar un fuerte crecimiento, pasando de ser casi inexistente a representar un 6% del PIB, en 1986. El Tesoro Público se resistió durante mucho tiempo a financiarse en condiciones competitivas de mercado, debido a la fácil solución que suponía el recurso al Banco de España, los altos tipos de interés y la falta de un mercado de deuda pública desarrollado.

La política monetaria se complicó, entre 1985 y 1987, cuando la demanda de "Pagarés de Empresa" aumentó ya que los inversores intentaron aprovechar las ventajas fiscales de estos activos, primero y de los "Pagarés del Tesoro" después[30], esto provocó el incremento en la demanda de ALP y la reducción de su velocidad de circulación. Además, durante los primeros meses de 1987, el Tesoro se mantuvo alejado de los mercados resistiéndose a pagar los tipos de mercado, y obligando a practicar un control monetario mucho más estricto de lo deseable, sobre el sector privado.

Por otra parte, desde que España se incorporó a la Comunidad Económica Europea, la evolución de la variable de tipo de cambio fue ganando peso en la toma de decisiones de las autoridades monetarias. Esto dificultó llevar a cabo una política monetaria independiente, más aún cuando en 1986 y 1987 se pusieron en marcha ciertas medidas liberalizadoras, que incrementaban

[29] Existen variaciones de los datos dependiendo de la fuente. Según el FMI, la inflación ese año fué del 5.2%. En cualquier caso, el descenso respecto a 1986 fue de tres puntos.

[30] La ley 14/85 clarificó el régimen fiscal de los pagarés de empresa, dejando como únicos activos exentos de retención y de información a los pagarés del tesoro.

las posibilidades de invertir en moneda extranjera y permitían la entrada de capitales a través de nuestras fronteras.

Desde la adhesión, la tasa de inflación española se había situado por encima de la de los países de la comunidad, lo que limitaba nuestra competitividad frente a nuestros socios comunitarios y hacía necesaria una política monetaria restrictiva. El diferencial de intereses, favorable a España, provocó fuertes entradas de capitales que apreciaron nuestra moneda. El volumen de intervención necesario para contener la apreciación, hacía impensable una esterilización completa por lo que se produjeron desviaciones de los objetivos monetarios. Esas desviaciones requerían nuevas subidas de tipos de interés, conllevando nuevas entradas de capital que, de nuevo, presionaban sobre el tipo de cambio de la peseta.

Con el fin de romper este peligroso círculo vicioso, el Banco de España recurrió a la utilización de medidas administrativas de control de capitales[31], sin embargo, en el contexto de creciente innovación en los mercados financieros, estas medidas tuvieron una eficacia limitada al tiempo que necesitaron los mercados para encontrar instrumentos alternativos. Estos mecanismos financieros, que dificultaron ostensiblemente la efectividad de la política monetaria[32], surgieron ante la falta de oportunidades atractivas de ahorro a corto plazo, en un marco de elevada inflación y el aliciente añadido de elusión de los límites impuestos en la remuneración de los depósitos bancarios o el coeficiente de caja.

La innovación financiera provocó cambios en las carteras de activos del sector privado, siempre a la búsqueda de la maxima rentabilidad. La dificultad se planteó cuando se empezaron a sustituir activos dentro del agregado monetario oficial por otros no incluidos, reduciendo la estabilidad de la demanda de dinero. Se trataba de un proceso de "autoalimentación" debido a la preocupación de las

[31] En la Circular de 11 de Marzo de 1987, el BE sometió a coeficiente de caja, los incrementos de los pasivos en pesetas convertibles. Por la Circular de 28 de Abril, prohibió el pago de intereses en las cuentas extranjeras en pesetas convertibles y en Junio, limitó la posición corta de divisas en los bancos.

[32] Viñals, J. (1987), pg. 71

autoridades monetarias por recuperar el control de la política monetaria y, por otra parte, la constante búsqueda, por parte de los agentes económicos privados, de mecanismos rentables de colocación del ahorro.

Sin duda, el cambio más importante producido en el esquema de funcionamiento de la política monetaria en España, se produjo con la incorporación de nuestra moneda al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del Sistema Monetario Europeo. Las autoridades españolas adoptaron el mecanismo de cambios del SME el 19 de junio de 1989 y lo hicieron con el compromiso de mantener la paridad de la peseta fluctuando dentro de la banda del ±6% alrededor de una paridad central, definida para cada una de las monedas.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Sobre la conveniencia de la fecha elegida para la incorporación, algunos autores consideran que la situación a la que había llegado la economía española en el primer semestre de 1989, la hacía aconsejable[33]. Los problemas de control monetario se habían agudizado por la intensidad de la etapa alcista, el "sobre calentamiento" se caracterizó por un ritmo de crecimiento muy elevado de la demanda interna, que no parecía compatible con el equilibrio interno y externo, ya que la inflación experimentó un fuerte crecimiento y el déficit exterior avanzaba rápidamente. Por otra parte, los agregados monetarios registraban fuertes desviaciones en la senda de expansión y cuando se tomaron medidas de control monetario más duras, como el incremento del coeficiente de caja o los aumentos de los tipos de intervención, el diferencial de tipos de interés provocó entradas de capital especulativo que contribuyeron a la apreciación de la peseta.

La experiencia de esta etapa mostraba un cierto agotamiento de los mecanismos estabilizadores, en un contexto de creciente apertura de los mercados españoles y mayor conexión con los internacionales. La política monetaria se mostraba incapaz de moderar y controlar los agregados monetarios y las innovaciones financieras, y los cambios fiscales mermaban la estabilidad de los agregados monetarios y el gasto nominal. Por otra parte, la política monetaria se encargaba de la moderación del gasto nominal y la estabilidad

[33] Viñals, J. (1987), pg. 85

del tipo de cambio. Quizá, se le asignaron demasiados objetivos a la política monetaria, ya que la presupuestaria no se subordinaba a los mismos. La solución a estos conflictos, con medidas de control de cambios o depósitos obligatorios sobre las entradas de capital, se mostró ineficaz e incidió en el proceso de formación de expectativas de los agentes, que confiaban en que una expansión presupuestaria o poco rigor en los acuerdos salariales, provocarían pérdidas de competitividad, corregidas finalmente con una variación del tipo de cambio.

En esta situación existían dos posibilidades para las autoridades españolas, o bien, utilizar la política monetaria con el fin exclusivo de estabilizar el gasto nominal y los precios, adoptando un sistema de tipo de cambio más flexible, o bien adoptar un sistema de tipos fijo, con la integración en el SME, con la exigencia de coordinación de las políticas monetarias en un marco más amplio. La incorporación al sistema parecía proporcionar las ventajas de crear las condiciones de estabilidad y certidumbre necesarias para la plena integración europea, permitía establecer unas reglas claras de coordinación de política monetaria y presupuestaria y, sobre todo, dotaba a España de la confianza y la disciplina de un área cambiaria con una tasa de inflación baja y estable. Por añadidura, en la medida en que se cedió al Banco de España la política monetaria (1993) y se aceptaron mayores grados de movilidad del capital, el instrumento de política presupuestaria debe ser más eficiente, como soporte básico de la política anticíclica o para prevenir las perturbaciones asimétricas propias de la economía española.

La estabilidad de la peseta se convirtió en uno de los objetivos básicos de la política económica española, haciéndose estrictamente necesario acercar nuestras tasas de inflación a las de nuestros socios europeos, particularmente a los alemanes. La credibilidad antiinflacionista importada permitiría convencer a los agentes económicos de la nueva función de la política monetaria al servicio del tipo de cambio y de que, por lo tanto, se seguiría con una estrategia de lucha contra la inflación.

La política monetaria perdió su autonomía al subordinarse el objetivo de tipo de interés a la consecución de un flujo de capitales, que compensara el déficit por

cuenta corriente y mantuviera la peseta dentro de los límites acordados. Esos límites vinieron marcados por la banda de fluctuación en torno a la paridad central frente al resto de las divisas, fijada en ±6% resultaron insuficientes para evitar la tendencia a la apreciación, con las consiguientes intervenciones en el mercado de cambios, incrementos de divisas y nuevas dificultades para controlar el crecimiento de los ALP. La falta de eficacia que mostraron los controles al crédito, junto a las restricciones a la toma de capitales en el exterior, llevó a las autoridades monetarias a su eliminación en 1991. Con ello, se cerró la etapa de transición en el esquema monetario a dos niveles iniciada en 1986, basada en el uso del tipo de interés como variable instrumental de la base monetaria, junto a un régimen cuantitativo puro de control de los agregados monetarios a través de los activos de caja. El nuevo esquema giraba en torno al mantenimiento del tipo de cambio dentro de unos límites de fluctuación concretos.

Desde 1986 y, de forma explícita, desde la incorporación al mecanismo de cambios del SME, el factor fundamental para la toma de decisiones es el tipo de cambio nominal de la peseta frente a los países del Sistema y, sobre todo, frente al Marco alemán. Una vez eliminadas las limitaciones administrativas al crédito, en 1991, (aunque continuaron existiendo objetivos de crecimiento para los ALP), el propio compromiso de mantenimiento de la paridad eliminaba la posibilidad de una reacción sistemática a las desviaciones de esos objetivos. La modificación del tipo de interés de intervención se realizó dentro de los límites que imponía la posición de la peseta, teniendo en cuenta información procedente del sector real de la economía y del sector monetario, dentro del cual las desviaciones de los ALP seguían proporcionando señales importantes.

La evaluación, en lo que se refiere a la estabilidad de los mercados financieros, desde la entrada en el SME hasta Septiembre de 1992, es positiva. La decisión de incorporar la peseta al mecanismo de tipos de cambio e intervención creó las condiciones de estabilidad y certidumbre necesarias para el mercado interno. El tipo de cambio de la peseta mostró una evolución estable, tanto respecto al Marco alemán como frente al resto de monedas europeas, siempre con una suave tendencia a la apreciación.

La estabilidad financiera era uno de los objetivos buscados, pero también, el control de la inflación. El resultado de la evaluación en el caso de la convergencia en las tasas de inflación arroja resultados desiguales. Por un lado, los precios de los bienes comercializables y, en concreto, los precios industriales expuestos a la competencia, mostraron una fuerte reducción (tres puntos porcentuales), mientras que los precios en los sectores de bienes no comercializables y servicios demostraron ser poco sensibles al tipo de cambio. El diferencial de inflación con los países centrales del SME no decrecía en la cuantía deseada, lo que parecía aconsejar un alza en los tipos de interés. Sin embargo, la posición de la peseta en el Sistema, próxima al límite máximo de apreciación, reducía el margen de maniobra de las autoridades monetarias. Esta situación puso de manifiesto la necesidad de articular y coordinar las políticas económicas, presupuestaria y de rentas, para que coadyuvaran con la política monetaria a la corrección de los desequilibrios básicos del sistema. Como veremos, más adelante, la colaboración de la política fiscal y de rentas fue más bien escasa.

Desde finales de 1990 y, sobre todo, desde 1991, la economía española y, en general, la de los socios comunitarios, (excepto Alemania), se encontraron con un problema añadido debido a la entrada en una etapa recesiva del ciclo económico, con una crisis industrial importante que afectó negativamente al sector real de la economía. La caída de la demanda y la inversión precisaban de políticas internas que ponían en peligro la consecución del equilibrio externo. De nuevo la falta de apoyo y coordinación de otras políticas, dificultó la salida de la crisis.

En Septiembre de 1992 se desencadenó la crisis del SME, que, como sabemos se saldó, en España con tres devaluaciones y el paso a una banda de fluctuación del $\pm 15\%$. Algunas de las causas que llevaron a la tormenta monetaria ya han sido analizadas. La situación de la peseta en las bandas del Sistema desde su incorporación puede calificarse de paradójica, ya que las regularidades empíricas de los tipos de interés predicen que altos tipos de interés esconden monedas débiles y, sin embargo España, (debido a sus altos tipos de interés reales y sobre todo a sus desequilibrios monetarios a corto plazo), poseía una de las monedas

más fuertes del Sistema. La existencia de objetivos divergentes y antagónicos entre los países miembros del Sistema Monetario Europeo es una de las causas fundamentales de la crisis que afectó al mismo, a partir del verano de 1992.

Desde 1994, la política monetaria se ha venido instrumentando en un régimen de independencia, según las disposiciones de la Ley de Autonomía del Banco de España de Junio de 1994. El esquema de control monetario ha estado basado, desde entonces, en la consecución de objetivos de inflación, dirigidos al alcance de la estabilidad de precios. La evolución de los ALP comenzó una trayectoria descendente a partir de 1995 y el agregado ALPF (Activos Financieros y Fondos de Inversión del mercado monetario y en los fondos de Renta fija) sin embargo experimentó una evolución similar a la del PIB nominal[34] debido al desplazamiento de recursos hacia los fondos de inversión, antes invertidos en depósitos bancarios. En los últimos años la convergencia nominal y real, ha permitido tipos de interés muy bajos que han llevado a un intenso crecimiento de los agregados más estrechos, como M2 (efectivos y Depósitos a la vista). La instrumentación de la Política Monetaria se fue adaptando a las necesidades impuestas por la puesta en marcha de la Unión Monetaria Europea.

1.5.2 Los problemas de la Política Fiscal

En lo que se refiere a la Política Fiscal, desde 1977, se produjo, en España, un cambio profundo en el grado de intervención estatal en la economía, caracterizado por un fuerte crecimiento. Este cambio fue el reflejo de dos factores, el primero de ellos referido al descenso en el crecimiento de la actividad económica con relación a los niveles alcanzados en la década de los años sesenta, que dió lugar a un incremento de los gastos en transferencias, subvenciones y gastos de mantenimiento de rentas y el segundo de esos factores, es el resultante de la instauración democrática en nuestro país y la necesidad de actualizar el Estado en el área de bienestar, para situarlo al nivel de los países más desarrollados. A pesar de la reforma fiscal de los años 1977-1978 (la presión

[34] Entorno al 8% en 1997 y 6% en 1998

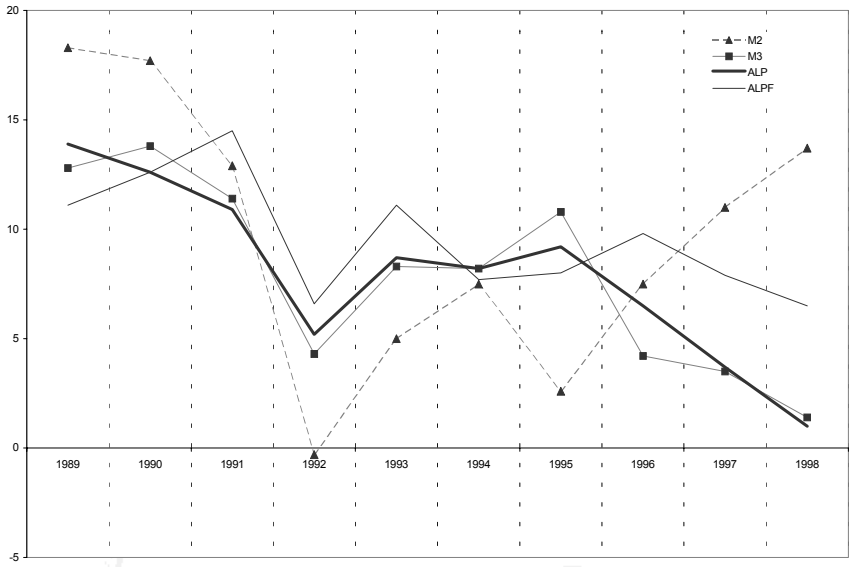


Figura 1.5: Tasas de Variación de los Agregados Monetarios (Dic. sobre Dic del año anterior)

fiscal se incrementó en casi 1.3% de media por año), la expansión del gasto superó con creces a los ingresos, generando un aumento de los déficits y el endeudamiento público.

Con la incorporación a la Comunidad, en 1986, se pusieron en práctica medidas que afectaban también a la orientación y consecuencias de la política fiscal. Las políticas fiscales expansivas de la década de los setenta (tomadas para frenar los efectos de las crisis del petróleo), tuvieron efectos negativos sobre las expectativas de inflación y la competitividad internacional. A todo esto se sumaba la forma de financiación del déficit, con el recurso al Banco de España y los efectos negativos sobre la inversión que ello conllevó. Por ello se renunció, desde 1986, al activismo fiscal, y se recurrió a la financiación del déficit a través de una formula más ortodoxa, la emisión de "Pagarés del Tesoro". En el momento de la adhesión, en una etapa de desaceleración de los agregados monetarios y de altos tipos de interés, era previsible un incremento del déficit público. La necesidad de financiación de las Administraciones Públicas aumentó

a un nivel sin precedentes, en 1985, representando el 6.9% del PIB. Era el final de la etapa recesiva del ciclo, con niveles de desempleo difícilmente superables.

Después de la incorporación, en 1986 y 1987, el déficit disminuyó. Las razones fueron el crecimiento de los ingresos, debido al aumento de los impuestos directos, y el descenso en los gastos referidos a transferencias corrientes (prestaciones por desempleo y subvenciones), gracias a la acción de los estabilizadores automáticos y a la reforma del sistema de pensiones en 1985. Las razones se debían, sobre todo, a la etapa expansiva del ciclo que comenzó en 1986.

A partir de 1988, se deterioraron las cuentas del Estado. Los gastos en inversión necesarios para la consecución con éxito de los eventos de 1992 y la creación del Mercado Interior Europeo en 1993, así como el incremento de los gastos sociales, a raíz de las presiones sindicales, supusieron una fuerte expansión del gasto público. Por otra parte, los ingresos por impuestos continuaron en la tendencia alcista iniciada en 1986 pero, en cualquier caso, resultaron insuficientes para controlar el déficit.

La existencia de una política presupuestaria expansiva y procíclica que descargaba sobre la política monetaria la responsabilidad de encauzar los desequilibrios macroeconómicos. La política presupuestaria chocaba de lleno con el intento de la política monetaria de moderar el crecimiento de la demanda interna aún utilizando métodos, en ocasiones, poco ortodoxos, como las limitaciones al crédito o los controles a la entrada de capitales.

Al comenzar 1989, la economía española ya contaba con algunos importantes problemas. El crecimiento de la demanda interna, por encima de la capacidad productiva, provocaba tensiones inflacionistas, acentuando el desequilibrio de la balanza comercial. Además, la combinación con una política monetaria restrictiva estaba elevando los tipos de interés. En tal situación, posiblemente, hubiera sido aconsejable una política presupuestaria restrictiva unida a una política de rentas de moderación salarial. Sin embargo, el gasto público continuó aumentando, sin incidir prácticamente en la capacidad de crecimiento de la

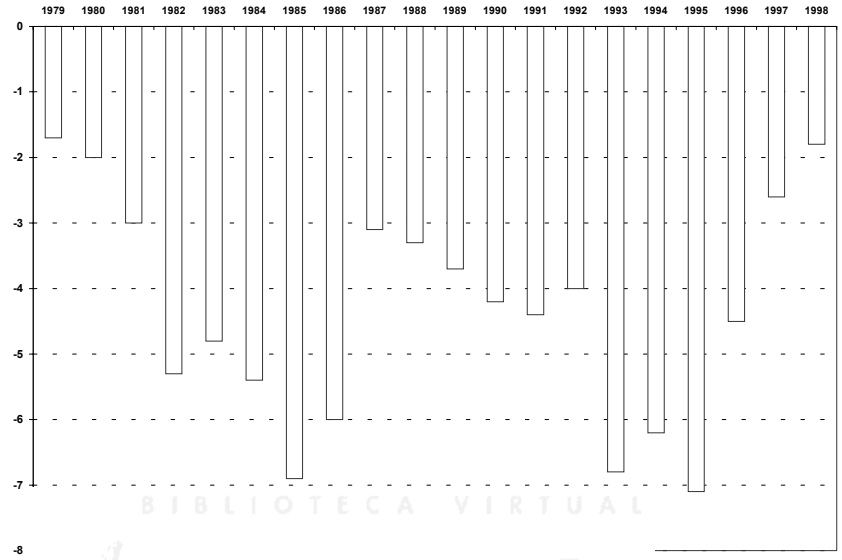


Figura 1.6: Capacidad o Necesidad de Financiación de la AAPP (en % del PIB)

economía. La presión fiscal se incrementó, sin permitir la mejora del ahorro privado y obligando a la búsqueda de capital exterior y la moderación salarial resultó imposible por la falta de diálogo entre gobierno, sindicatos y empresarios.

En definitiva, en la situación existente durante estos años, hubiera sido necesaria la colaboración de la política fiscal y de rentas para corregir algunos de los desequilibrios de la economía, en particular en la lucha contra la inflación y en el control de la demanda interna. Sin embargo tras la entrada en el SME, el déficit público continuó creciendo, manteniéndose una política fiscal de carácter expansivo, poco eficiente en la lucha contra los problemas planteados. Esta situación propició que, al agotarse la fase expansiva del ciclo económico, la recesión de los años 90 fuera especialmente severa. El alto nivel de endeudamiento y el déficit público limitaron la capacidad de la política fiscal para incentivar la demanda, siendo, una vez más la política monetaria la responsable de la reactivación. A pesar de la debilidad económica, se registraron desviaciones al alza en las tasas de inflación previstas.

Sólo desde 1994, la política fiscal asumió un papel más activo en la regulación

económica, permitiendo a la política monetaria un mayor margen de maniobra. El comportamiento de la economía española en los últimos años de la decáda de los 90, hasta el comienzo de la Unión Monetaria, ha tenido su reflejo en la convergencia con el resto de los países del entorno europeo. La última etapa, desde la segunda mitad de 1995, se corresponde, en España, con una mayor austeridad fiscal, control de la inflación y la deuda pública y convergencia de los tipos de interés, todo ello acompañado por la percepción de los agentes económicos de que España formaría parte del grupo inicial de países integrantes de la Unión Monetaria.

1.5.3 La evolución del tipo de cambio

BIBLIOTECA VIRTUAL

Una de las variables fundamentales de una economía es el tipo de cambio. Por esta razón parece relevante el análisis de su evolución y consecuencias sobre otras variables macroeconómicas. A pesar de que el estudio pormenorizado del comportamiento del tipo de cambio de la peseta en el periodo de pertenencia a las bandas del Sistema, se realiza en el segundo capítulo de este trabajo, es necesaria una referencia que permita relacionar esta variable con la políticas articuladas en España en los primeros años de vinculación a las Comunidades Europeas.

El tipo de cambio es, en último término, reflejo del precio relativo de los bienes y servicios y de los activos financieros nacionales y extranjeros. En la determinación del tipo de cambio intervienen además de las ofertas monetarias relativas, muchas de las variables que son relevantes en la determinación de la demanda monetaria de cada país, como el ahorro nacional, la productividad, la proporción de bienes comercializables sobre el producto interior o las posibilidades de inversión productiva. Cualquier modificación de esas variables puede suponer variaciones importantes del tipo de cambio. Además, hay que tener en cuenta, las modificaciones del tipo de cambio real , ya que a largo plazo los cambios en el tipo de cambio nominal, devaluaciones o revaluaciones, no afectan al tipo real, sobre todo en economías como la española altamente indiciadas, es decir, que trasladan inmediatamente esas variaciones a salarios y

a precios.

Se pueden diferenciar varias etapas en el estudio de la evolución del tipo de cambio, en España, desde su consideración como instrumento de política económica, hasta la consideración del mismo como objetivo de estabilidad. La primera de esas etapas es la fase de ajuste y preparación para la incorporación a Europa (1982-1986) y la segunda es la fase de apertura al exterior, desde la integración en la Comunidad Europea. Esta última, supone en nuestro análisis una parte fundamental de la explicación de los antecedentes de las turbulencias de los mercados financieros y cambiarios, objetivo central de este análisis, por lo que le dedicaremos una atención especial. Finalmente, el último periodo, desde la ampliación de las bandas de fluctuación del Sistema, el tipo de cambio es una variable mucho más estable y esa estabilidad se convierte en requisito básico para formar parte del grupo de países integrantes de la UME.

El tipo de cambio de la peseta mostró una tendencia a la depreciación nominal desde 1974 (primera crisis del petróleo) hasta 1986, frente a los países desarrollados y frente a los países de la Comunidad Económica Europea. La situación parecía coherente con la existencia de una balanza por cuenta corriente deficitaria, la casi nula existencia de flujos de capitales, que incidieran en el tipo de cambio, así como, con el proceso de apreciación de la moneda norteamericana y su política frente al resto de países desarrollados. El Banco de España se centraba en la estabilización a medio plazo del tipo de cambio efectivo real frente al resto de países desarrollados. Tendía a una depreciación nominal que contrarrestara la desfavorable inflación acumulada española, prestando especial atención al tipo de cambio efectivo real frente a los países de la Comunidad Europea. El sistema de controles de cambios y restricciones a los movimientos de capital mantenía aislados a los mercados financieros españoles y permitía la esterilización de la política de intervención cambiaria.

Cuando en 1982, el partido socialista consiguió una cómoda victoria en las elecciones generales de octubre de ese año, el nuevo gobierno abordó la estabilización económica del país, que pasaba, entre otras mediadas, por la devaluación de la peseta. Esta devaluación parecía necesaria a la vista de la

evolución del sector exterior, con un persistente déficit por cuenta corriente, una reducción sistemática de entrada de capitales y reducciones en el nivel de reservas internacionales, resultado de las intervenciones "contra el viento" que conjuntamente llevaron a la peseta a un fuerte período de turbulencias y especulación[35].

Desde 1983, los mercados consideraron que la peseta estaba ya suficientemente depreciada y comenzaron a realizarse ganancias de capital, vendiendo divisas contra pesetas. Como resultado de la política de "ir contra el viento", se produjo una fuerte acumulación de reservas, y una apreciación nominal frente a las monedas comunitarias. Frente al Dólar, sin embargo, la Peseta se depreció mucho debido a la etapa alcista de esta moneda. El tipo de cambio real frente a los países desarrollados y frente a los países de la Comunidad también se apreció, al sumarse el diferencial de precios desfavorable para España. La política cambiaria se encaminó, desde 1985, a recuperar la pérdida de competitividad de la economía, en el cercano horizonte de incorporación a la Comunidad Europea. El resultado fue la depreciación nominal y real de la Peseta, coadyubada por la moderación de los tipos de interés, (gracias a la reducción de la demanda de crédito), y la reducción del endeudamiento exterior. La balanza por cuenta corriente comenzó a registrar superavits a partir de 1984, reflejando los efectos de la depreciación y la evolución del comercio mundial, en contraste con el marasmo económico español, llegando a alcanzar, en 1986, un superavit histórico del $2,1\%$ del PIB, debido al cambio a favor de la relación real de intercambio que supuso la caída del Dólar y el abaratamiento del precio del petróleo.

A partir de la entrada en la Comunidad Económica Europea, el objetivo fue la estabilidad del tipo efectivo nominal frente a las monedas comunitarias, y, en especial, frente al Marco alemán, como moneda ancla del SME[36]. El esquema de funcionamiento de la política cambiaria española se rompió con la espectacular entrada de inversión extranjera en España, desde 1986, resultado

[35] Para una descripción detallada de estos acontecimientos, ver: Pérez-Campanero, J. (1990), y Argandoña, A. (1986, 1991)

[36] Ver Informe Anual del Banco de España (1986) y Pérez-Campanero (1991b), pg. 24

de la liberalización de los movimientos de capital y de los efectos positivos de la incorporación a la Comunidad Europea[37]. Desde la segunda mitad de 1987, comenzaron a producirse fuertes presiones apreciatorias sobre la peseta, sin olvidar, también las expectativas de los agentes en relación a la política fiscal, al endeudamiento y la inflación. Dada la política presupuestaria en curso, los agentes anticipaban diferenciales de inflación y tipos de interés, elevados y crecientes, sobre todo respecto a Alemania, que contribuyeron a arrastrar a la peseta en su apreciación.

Las autoridades monetarias intentaron contener las presiones mediante intervenciones en el mercado de divisas (venta de pesetas), con la consiguiente acumulación de divisas internacionales, (España se convirtió en uno de los países mundiales por nivel de reservas centrales, por encima, en algunos momentos de Alemania y Estados Unidos) y, por otro lado, a través de la imposición de controles a la entrada de capital. La apreciación nominal de la peseta unida al diferencial de inflación de la economía española, provocó una apreciación real de nuestra moneda aún mayor[38]. La entrada en el mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo, puso freno a la apreciación nominal de la peseta aunque se situara, desde entonces, en el límite máximo de apreciación de la banda de fluctuación, con momentos de tensión cambiaria frente a algunas monedas del Sistema, sobre todo frente al franco francés[39].

Algunos autores han considerado la apreciación de la peseta, en términos generales, beneficiosa para la economía española, porque permitió "importar desinflación" y el equipamiento productivo de la economía española a unos precios menores a los vigentes dentro de nuestras fronteras[40]. Sin embargo, también se dejaron sentir otros efectos derivados de la apreciación, quizá no tan beneficiosos. Por ejemplo, tal apreciación vino acompañada de un

[37] Ver Viñals, J. (1990)

[38] El diferencial de inflación era desfavorable, tanto frente a los países de la Comunidad, como respecto al resto de países del área de la OCDE.

[39] Aunque el análisis de las tensiones o turbulencias se realizará en profundidad más adelante, se pueden mencionar las dificultades, en el verano de 1989, frente a la Corona danesa, en el verano de 1990, frente al Marco alemán y persistentemente, durante la primera mitad de 1991, frente al Franco francés, y en los primeros meses de 1992, frente a la Libra esterlina.

[40] Ver Manzano, D. (1991)

marcado empeoramiento de la balanza por cuenta corriente, debido (sobre todo, hasta 1990), al incremento de las compras de bienes de capital y de productos intermedios, ligados al intenso crecimiento de la inversión de los años precedentes, y al desarrollo de infraestructuras básicas de las que, hasta entonces, España carecía. La insuficiencia del ahorro interno para llevar a cabo esos procesos explica la existencia del déficit corriente. En 1991 y 1992, se observó un importante cambio cualitativo en el déficit ya que su origen se encontraba, sobre todo, en la importación de bienes de consumo. Esta situación es el resultado de una importante variación en la determinación del tipo de cambio en España, en el sentido de ser la balanza de capitales uno de los elementos decisivos, a partir de este momento. El proceso de liberalización financiera, operado en nuestro país, desde la incorporación a la Comunidad, empujó la cotización de la peseta al alza, atrayendo capitales. Las posibilidades de inversión productiva en España, junto con las ganancias de productividad esperadas, podrían ser los factores explicativos de la existencia de una balanza corriente deficitaria y una moneda apreciada. Sólamente, a partir de 1994, se observa una evolución favorable del saldo de la balanza. Como se ha mencionado, a partir de la segunda mitad de 1995, comenzó un periodo de estabilidad y convergencia de las variables nominales, imprescindible para formar parte del grupo de países que integrarían la futura Unión Europea.

Por último, es importante retomar una cuestión, señalada al analizar la política monetaria y los problemas en su aplicación, desde la entrada en el mecanismo cambiario del Sistema Monetario Europeo, y es el dilema que se les plantea a las autoridades económicas en una economía abierta cuando se persiguen objetivos cambiarios y monetarios incompatibles. El conflicto se manifiesta al observar las tensiones cambiarias en el SME, entre el franco francés y la peseta española, a lo largo de 1991. Las autoridades francesas deseaban una reducción de sus tipos de interés con el fin de reactivar su economía, mientras que las autoridades españolas, deseaban el mantenimiento de tipos altos para controlar la demanda interna y la inflación. La paridad de los tipos de interés implica que el intento de conseguir esos dos objetivos en los dos países supondría

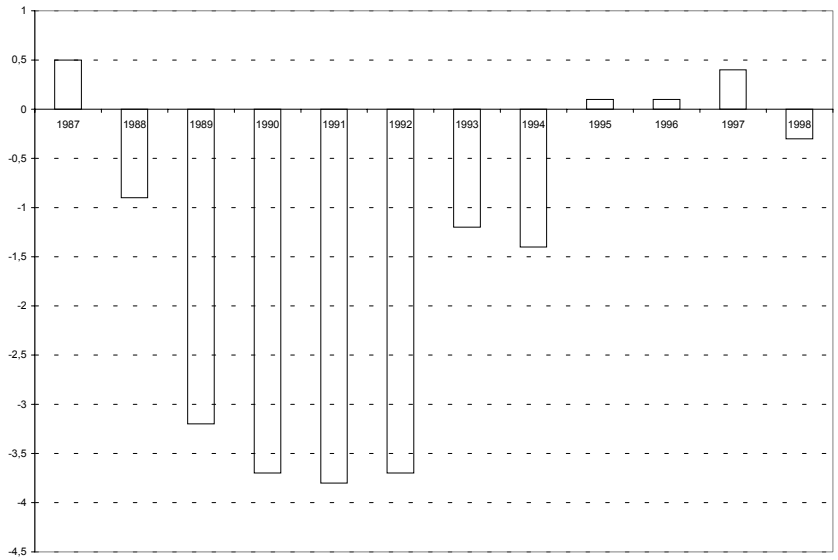


Figura 1.7: Saldo de la balanza por cuenta corriente, 1987-1998 (en % del PIB)

presiones apreciadoras sobre la peseta y depreciadoras sobre el franco. Una vez que ambas llegaran a los límites máximos de fluctuación permitidos por el SME, el objetivo de tipo de interés se habría de subordinar al de tipo de cambio nominal. Como ya se ha mencionado, esta situación se convirtió en una de las paradojas del Sistema.

La existencia de objetivos divergentes y antagónicos entre los países miembros del Sistema Monetario Europeo es otra de las causas fundamentales de las crisis o periodos de turbulecias especulativas que han afectado al mismo y que reclaman una atención específica y un estudio detallado. Una vez analizados el contexto económico nacional e internacional, abordamos a continuación el estudio de los procesos especulativos o crisis monetarias que ha sufrido la moneda española en el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo. Debemos conocer qué acontecimientos económicos y políticos más relevantes incidieron en la evolución del tipo de cambio de la Peseta, detallando y pormenorizando los hechos y las circunstancias que afectaron a su comportamiento desde la incorporación al Mecanismo de Tipos

de Cambio e Intervención, hasta la fecha en la que España pasó a formar parte de la Unión Monetaria. Todo ello, haciendo especial referencia a la más grave crisis del Sistema en otoño de 1992 y primera mitad de 1993.

1.6 Evolución del SME [1989-1998]

Con el fín de identificar cronológicamente las principales turbulencias que han afectado a la moneda española, procedemos a realizar una descripción del comportamiento del tipo de cambio de la Peseta frente al Marco alemán, y en general, frente al conjunto de monedas integrantes del Sistema . Por otra parte, y como complemento de este capítulo, incluído en el anexo, nos parece necesario un análisis empírico de las regularidades y características estadísticas de las series de rentabilidad y volatilidad de las cotizaciones del tipo de cambio Peseta/Marco alemán. Este análisis morfológico, quizá, sea capaz de iluminar los aspectos más ocultos y difusos de procesos recurrentes, tan poco conocidos como modelizados. A demás, una parte muy importante de la literatura empírica de tipos de cambio se ha centrado en la volatilidad de los mismos, através de modelos de volatilidad condicionada, tipo ARCH. Por esta razón, también se ha elegido este tipo de análisis para aplicarlo al tipo de cambio de la Peseta con el fín de ilustrar las caracterésiticas dinámicas del tipo de cambio de la moneda española en estos años.

La peseta se incorporó al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, el día 19 de Junio de 1989. Las autoridades españolas buscaron el compromiso de mantener la paridad de la peseta fluctuando dentro de la banda del 6% alrededor de una paridad central definida para cada una de las monedas. El objetivo era incorporar a España a la disciplina antiinflacionista del área y reducir la volatilidad del tipo de cambio de la peseta frente a las monedas de nuestros socios europeos.

Como sabemos, desde la incorporación, se planteó el dilema entre el mantenimiento de la paridad y el control de la inflación. El conflicto parece claro al observar las tensiones cambiarias en el SME entre el franco francés y la peseta

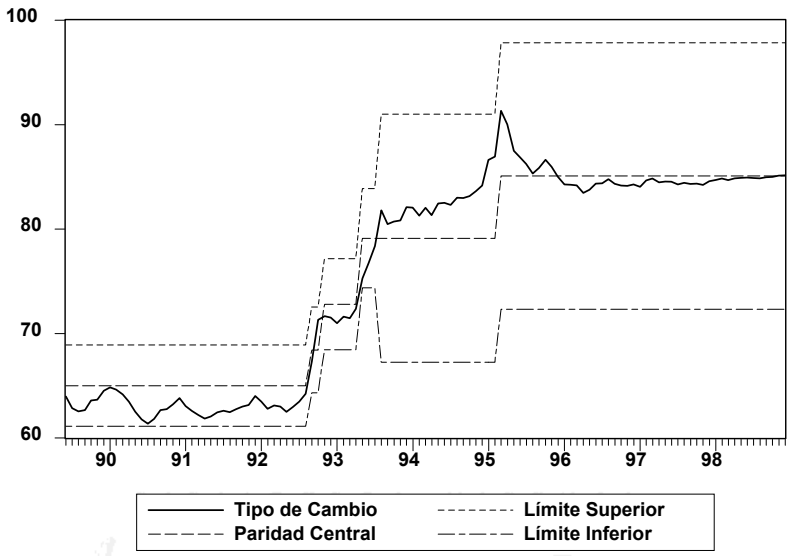


Figura 1.8: Evolución del tipo de cambio Peseta/Marco alemán 1989-1998

española, producido a lo largo de 1991. Las autoridades francesas deseaban una reducción de sus tipos de interés con el fin de reactivar su economía, mientras que las autoridades españolas, deseaban el mantenimiento de tipos altos para controlar la demanda interna y la inflación. El intento de conseguir esos dos objetivos en los dos países, supuso presiones apreciadoras sobre la peseta y depreciadoras sobre el franco. Otras tensiones habían afectado a la Peseta, por ejemplo cuando, en Diciembre de 1989, arreciaron los rumores sobre el paso a la banda estrecha del $\pm 2,25\%$, acompañando a la Lira italiana o aquellas en relación a la posición de la Libra esterlina desde su incorporación al Sistema, en Octubre de 1990. Sin embargo, ninguno de estos acontecimientos supusieron un grave problema para la moneda española, saldándose todos estos episodios sin cambios de paridad. En muchos momentos, la peseta se encontró rozando el límite máximo de fluctuación permitido.

1.6.1 Morfología de la crisis del 92-93

Parece existir consenso en la determinación del comienzo de la crisis del Sistema Monetario Europeo. El desencadenante inmediato, que desató la tormenta fue el escollo para la ratificación del Tratado de Maastricht, después del resultado negativo del referéndum danés, el día dos de junio de 1992[41].

El efecto fue inmediato sobre las monedas que, como la peseta, se beneficiaban de la credibilidad antiinflacionista del Sistema y mantenían posiciones alejadas en el cumplimiento de los criterios de convergencia. Los ataques especulativos se acentuaron en los primeros días de Septiembre, alterándose las expectativas cambiarias y produciéndose reajustes de cartera que se concretaron en el fortalecimiento del Marco alemán y las monedas más fuertemente ligadas a él, Florín holandés y Franco belga, y en el debilitamiento de las monedas con tipos de interés más elevados, y persistentes desequilibrios económicos, la Peseta, la libra inglesa, el Escudo portugués y la Lira italiana. En la semana del 7 al 11 de Septiembre, el Banco de Italia y el Bundesbank realizaron cuantiosas intervenciones en defensa de la moneda italiana, sin conseguir controlar las presiones. Finalmente, la lira fue devaluada un $6,76\%$ el día 13 y el día 14, los tipos oficiales alemanes fueron rebajados, dotando de cierta tranquilidad al mercado. El día 16, el SME sufrió el ataque especulativo más intenso de sus 13 años de existencia, siendo la Libra esterlina, la Lira y la Peseta las monedas más afectadas. En la reunión del Comité Monetario, en la madrugada del día 17, las autoridades británicas e italianas decidieron permitir la flotación de sus monedas y, la Peseta devaluó en un 5%.

A medida que se acercaba la fecha del referéndum francés de ratificación del Tratado de Maastricht, el día 20 de Septiembre, las presiones se intensificaron. Probablemente por lo apretado del resultado afirmativo de la consulta francesa, se produjeron nuevas presiones especulativas afectando principalmente, al Franco francés, la Libra irlandesa, el Escudo portugués, la Corona danesa y, nuevamente, a la Peseta. Tras un comunicado conjunto franco-alemán en

[41] Descripción más detallada de los acontecimientos de otoño de 1992, ver Boletín Económico del Banco de España, Enero, 1993

defensa de la paridad de sus monedas y acompañado de fuertes intervenciones intramarginales, la situación del Sistema pareció estabilizarse a partir del 23 de Septiembre.

A mediados del mes de Noviembre de 1992, las perspectivas de reincorporación de la Lira italiana al Mecanismo de Cambios introdujeron nuevos elementos de incertidumbre en el funcionamiento del Sistema. Por otro lado, la Corona sueca, que en Septiembre se había defendido exitosamente de los ataques especulativos, el 19 de noviembre, abandonó su vinculación con el Ecu. La crisis de la Corona sueca contagió rápidamente a la Corona noruega y a las monedas más débiles, la Libra irlandesa, la Corona danesa, el Escudo y la Peseta. El 21 de noviembre, la Peseta y el Escudo se devaluaron en un 6%. Nuestra moneda experimentó una tendencia suave y continua hacia la apreciación, situándose su tipo de mercado por encima del valor que tenía antes de la devaluación.

En Febrero tuvo lugar un período especulativo más que afectó a la Peseta, al Escudo portugués y al Franco francés. En España, el debilitamiento de la economía y la incertidumbre creada por la convocatoria, el 12 de Abril, de elecciones generales, fueron el origen de las presiones. El Banco de España intervino en los mercados de cambios, permitiendo cierta recuperación. A pesar de las cuantiosas intervenciones, las presiones sobre la peseta se intensificaron en Abril y Mayo, en un clima de expectativas de descenso de los tipos de interés, incompatible con la paridad vigente. El día 13 de Mayo, se realizó un ajuste en la parrilla de paridades del SME, a petición del gobierno español, los tipos de cambio de la Peseta y del Escudo portugués se devaluaron en un 8% y un $6,5\%$, respectivamente. El reajuste permitió la bajada de los tipos de interés, sumándose España al proceso de reducción del diferencial con Alemania, ya registrado en el resto de países del SME.

El clima de estabilidad que parecía haberse instalado en el Sistema, se vio otra vez, bruscamente interrumpido a partir del 24 de Junio, como resultado del deterioro de la cooperación monetaria entre Alemania y Francia. Las turbulencias afectaron al Franco francés, a la Corona danesa, al Franco belga,

al Escudo y a la Peseta. A pesar de esto, Alemania llevó a cabo una reducción de sus tipos oficiales el día 1 de Julio, seguida, en mayor o menor medida, por todos los países miembros del Sistema. Las tensiones en los tipos de cambio se intensificaron, a la vez que se producían nuevos incrementos en los diferenciales de tipos frente a Alemania.

El día 29 de Julio, el Bundesbank tomó la decisión de reducir el tipo lombardo en medio punto, pero mantener el tipo de descuento. Los mercados reaccionaron contra todas las monedas del Sistema, excepto el Marco y el Florín holandés, y con especial virulencia, contra el franco Francés y la Peseta, alcanzando ésta un mínimo histórico frente al Marco. En general, la decisión del Bundesbank provocó una verdadera hecatombe entre las divisas europeas. El Franco francés se desplomó hasta los $3,418$ Francos por Marco y requirió la intervención concertada de los bancos centrales de Francia, Alemania, Holanda y Bélgica. El ataque especulativo fue tan intenso que, ante la imposibilidad de resistir, se reunieron, con carácter de urgencia, en primer lugar, el Comité Monetario y, más tarde, los Ministros de Economía y Finanzas y los Gobernadores de los Bancos Centrales, decidiéndose, finalmente la ampliación al $\pm 15\%$, de los límites de intervención marginal obligatoria en torno a las paridades centrales vigentes.

1.6.2 Evolución del Sistema después de la ampliación de las bandas

La relajación de los acuerdos cambiarios, con la ampliación de las bandas, propició el fin de los ataques especulativos recurrentes y, además, permitió mantener los compromisos en torno al proceso de Unión Monetaria. En España, sin embargo, todavía en el último trimestre de 1993, el tipo de cambio de la peseta mostró cierta debilidad. La convocatoria de una huelga general para el mes de Enero de 1994, el desacuerdo de los agentes sociales en las negociaciones salariales, y en los últimos días del año la crisis de Banesto, contribuyeron a la depreciación de la peseta.

Durante 1994, las divisas del Mecanismo de cambios del Sistema, mostraron

una notable estabilidad. Las necesidades de intervención en los mercados fueron casi nulas y la mayoría de los países pudieron recuperar sus niveles de reservas internacionales. Sin embargo, el 20 de Diciembre de 1994, se desencadenó la crisis del peso mejicano. El déficit exterior, la progresiva pérdida de reservas y la acumulación de deuda pública en divisas a corto plazo, llevaron a una crisis de confianza del Peso mejicano.

La crisis mejicana tuvo efectos de "contagio" sobre otros países de su entorno y arrastró al Dólar. Desde entonces y hasta finales de Marzo de 1995, el Dólar se depreció en un 12% frente al Marco y en un 13% frente al Yen. La intensidad de la caída de la moneda norteamericana reorientó los movimientos de capital a corto plazo hacia monedas seguras, como el Marco. La apreciación del Marco se tradujo en una tendencia depreciadora del resto de las monedas del Sistema. Desde el 1 de Enero hasta finales de Marzo de 1995, la Peseta se depreció un $7,6\%$. La causa de esta depreciación es, no sólo la debilidad de dólar, sino también la incertidumbre política del momento y la preocupante evolución de ciertas variables macroeconómicas de la economía española, como la inflación, una elevada tasa de desempleo o el déficit público. El día 6 de Marzo de 1995 se decidió una nueva devaluación de la peseta del 7%.

Sin embargo, el que la peseta se depreciara frente al Marco en la misma magnitud que se apreció frente al Dólar (en un $10,8\%$) no encuentra paralelismo con anteriores devaluaciones de la peseta. Esto puede llevarnos a pensar en una mayor influencia de factores externos que en ocasiones anteriores. Por otro lado, este último reajuste se realizó antes de que el tipo de cambio de la peseta llegara al límite de la banda de fluctuación. Por esta razón el reajuste fue calificado de "medida técnica", que no parecía necesaria desde el punto de vista de los fundamentos, pero resultaba primordial para que el tipo de cambio no se situara en el margen superior de su banda. Una de las lecciones de la tormenta monetaria del 92-93 fue que, en determinadas circunstancias, a medida que los ataques especulativos presionan a una moneda hacia el margen superior de la banda, se pone en marcha un efecto de atracción que convierte en imposible la gestión de la política cambiaria. La evolución posterior de la Peseta

avala el argumento, pues los propios mercados fueron corrigiendo la excesiva depreciación de las fechas anteriores a la devaluación. De hecho, la Peseta fue la divisa del mecanismo de cambios cuya recuperación fue más rápida y más intensa.

La mayor fortaleza del Dólar, la adopción de medidas de disciplina fiscal en la mayor parte de los países de la UE, y la aprobación de un calendario para la transición a la moneda única ayudaron a atenuar algunas de las incertidumbres de los mercados sobre el grado de compromiso de las autoridades con la Unión Monetaria. La mayoría de las monedas experimentaron una recuperación frente al Marco y una reducción de los tipos de interés, tanto a corto como a largo plazo.

BIBLIOTECA VIRTUAL

En el caso de España, esta última etapa de estabilidad se corresponde con un periodo de austeridad fiscal, control de la inflación y la deuda pública y bajada progresiva de los tipos de interés. Durante 1997 y 1998 la estabilidad del Mecanismo de Cambios ha sido el rasgo más sobresaliente de la evolución cambiaria. Los tipos de cambio de todas las monedas se han movido dentro de rangos de fluctuación muy estrechos en torno a sus paridades centrales.

Es necesaria, sin embargo, la referencia a la crisis financiera sufrida por buena parte de las economías asiáticas, en el verano de 1997. La crisis se manifestó en un desplome de las cotizaciones bursátiles y de los tipos de cambio de sus monedas. Los problemas se iniciaron en Tailandia en el mes de Julio y se extendieron después a otras economías del área, principalmente Filipinas, Malasia, Indonesia y Corea. El crecimiento rápido y sostenido de estas economías se apoyaba en políticas fiscales saneadas y elevadas tasas de ahorro. Por esta razón los problemas aparecieron de forma imprevista, descubriendo importantes debilidades estructurales, patentes sólo una vez iniciada la crisis.

Entre las causas de la crisis se encuentra la casi nula atención de las autoridades de esos países a la necesidad de reformar su sistema financiero, aquejado de una regulación poco adecuada y rigurosa y una supervisión deficiente. Por otra parte, la falta de transparencia de la información

disponible acerca de la verdadera situación financiera de los sectores productivos, provocó, por ejemplo que las empresas no financieras operasen con altos niveles de endeudamiento. En el momento en el que aparecieron signos de sobrecalentamiento, altas tasas de inflación y elevados déficits públicos, y sus déficits corrientes aumentaron por la pérdida de competitividad de estas economías, derivada de la apreciación del dólar, todos esos problemas estructurales, ocultos a veces durante mucho tiempo, irrumpieron con brusquedad y aumentaron la vulnerabilidad de sus monedas a las presiones depreciatorias.

Las consecuencias de la crisis asiática fueron especialmente graves para Japón, debido a sus fuertes vínculos comerciales y financieros con estos países. Esta situación se insertaba en un contexto de profunda fragilidad del sistema bancario y de deficiencias estructurales en los mercados japoneses. Otra clara manifestación de transmisión de perturbaciones es la crisis financiera en Rusia, en el verano de 1998. La propensión de los inversores internacionales a adquirir activos de economías emergentes se redujo, exigiendo tipos de interés más elevados a la deuda emitida por ellos. El endurecimiento de las condiciones de financiación para un país con escasos recursos fiscales y un déficit por cuenta corriente creciente, generó presiones sobre el Rublo y una cuantiosa pérdida de reservas.

La incidencia de la crisis asiática en las economías del área del Euro ha sido menor que en Japón. A pesar de la reducida inflación de los miembros de la Unión, de la reducción de los tipos de interés y la estabilidad cambiaria, el clima exterior incidió en los planes de inversión y en una cierta desaceleración del crecimiento en los países de la Unión Monetaria.

1.7 Conclusiones

En esta primera parte de nuestro trabajo el objetivo planteado ha sido, en primer lugar, realizar un análisis de la evolución del Sistema Monetario Internacional como génesis histórica del Sistema Monetario Europeo. Por otro

lado, el estudio de las caracterísiticas institucionales y evolución del Sistema, así como de las peculiaridades propias de la economía española nos permiten encuadrar y ubicar este estudio que pretende la explicación de las turbulencias monetarias sufridas por la Peseta española en el período de pertenencia a las bandas de fluctuación del SME.

Las principales implicaciones obtenidas son las siguientes:

- La falta de coordinación monetaria internacional después de la ruptura del sistema de cambios fijo se puede considerar una de las razones existentes detrás del nacimiento del Sistema Monetario Europeo. La necesidad de un mayor grado de estabilidad monetaria entre el grupo de países del Mercado Común Europeo, es uno de los motivos tras del origen del Sistema.

- En los años de funcionamiento del SME, los propios vicios adquiridos y la falta de coordinación de las políticas económicas entre los países pertenencientes al mismo, fueron creando el caldo de cultivo ideal para la existencia de perturbaciones monetarias y la imposibilidad de controlarlas adecuadamente.

- La incorporación de la Peseta española, el 19 de Junio de 1989, supuso el intento de las autoridades políticas y monetarias españolas de dotar a la economía española de una credibilidad antiinflacionista de la cual carecía.

  - La evolución de nuestra moneda en las bandas del Sistema estuvo marcada, inicialmente, por la inadecuada relación entre la posición del tipo de cambio, los fundamentos macroeconómicos de la economía española y la articulación de las políticas monetarias y fiscales.
  - La crisis del SME, en el otoño de 1992, afectó de un modo especialmente intenso a la Peseta, saldándose con tres devaluaciones en apenas, nueve meses y el paso a una banda de fluctuación del $\pm 15\%$ el día 2 de Agosto de 1993.
  - El último periodo especulativo que sacudió al Mecanismo de Cambios e Intervención, en los primeros meses de 1995, provocó un nuevo

realineamiento de la moneda española, el día 6 de Marzo de ese año.

– Finalmente, el período comprendido entre mediados de 1996 y la puesta en funcionamiento de la fase de Unión Monetaria, se puede caracterizar por una mayor estabilidad y la convergencia entre las variables económicas españolas y las de sus socios europeos.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

1.8 ANEXO

A.1 Análisis de Rentabilidad y Volatilidad de la Peseta frente al Marco Alemán

El estudio de los acontecimientos nos ha permitido conocer los diferentes períodos de inestabilidad sufridos por la moneda española durante el tiempo de pertenencia a las bandas del Sistema. Sin embargo, parece necesario un trabajo empírico que nos permita relacionar los acontecimientos políticos y económicos con la evolución del tipo de cambio de la Peseta española.

En primer lugar, se va a realizar un estudio estadísitico de las series de rendimientos y volatilidad del tipo de cambio de la Peseta frente al Marco alemán. Con toda probabilidad esto nos podrá ayudar a definir los diferentes momentos de turbulencias que han aquejado a nuestra la moneda.

Por otra parte, una fórmula para estudiar la volatilidad de series financieras, y en concreto la volatilidad de series de tipos de cambio [42] es la utilización de los modelos de Heteroscedasticidad Autorregresiva. Gran parte de los trabajos sobre el tema han constatado la coexistencia de largos periodos de tranquilidad que, bruscamente se interrumpen, dando paso a periodos especulativos de gran volatilidad.

La aceptación de este tipo de modelos ha conducido a su utilización en numerosos estudios, aplicados a series semanales y diarias. El trabajo seminal en este tipo de análisis es el artículo de Engel (1982), generalizado en los modelos GARCH (ARCH, generalizado) por Bollerslev (1986). En los últimos años el desarrollo de estos modelos ha dado lugar a sofisticadas especificaciones alternativas aplicadas al estudio de la volatilidad de los tipos de cambio[43].

La serie de rendimientos se ha calculado a partir de las primeras diferencias

[42] Para una revisión de la literatura de tipos de cambio, ver Bajo y Sosvilla (1993), Frankel y Rose (1995).

[43] Ver Bollerslev, Chou, and Kroner (1992) y Bollerslev, Engle, y Nelson (1994) para un análisis detallado de estos modelos.

Tabla 1.3: Rendimientos Peseta/Marco alemán [19/06/1989 - 31/12/1998]

	Muestra Total	**1^{a}Submuestra**	**2^{a}Submuestra**
Media	0.012581	0.026438	0.002031
Máximo	4.092892	4.092892	2.343940
Mínimo	−4.441213	−4.441213	−2.351234
Desv. Típica	0.326826	0.385932	0.273078
Asimetría	1.412294	1.851283	0.173710
Curtosis	47.33143	50.36209	17.45571
$J-B$	191159	94506.71	11489.86
$p-valor$	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
$Q(10)$	55.826	42.490	57.608
$p-valor$	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
$Q(20)$	87.154	52.008	69.171
$p-valor$	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

BIBLIOTECA VIRTUAL

de la serie original expresada en logaritmos. Se han utilizado datos diarios de las cotizaciones de la Peseta frente al Marco alemán.

$$Y_t = 100\ (1-L)s_t \tag{A.1.1}$$

donde s_t es el tipo de cambio spot Peseta/Marco alemán, en el momento t, expresado en logaritmos.

En primer lugar, se presentan los estadísticos de la serie de rendimientos (tabla 1.3). Para ello, y con el fín de establecer una comparación adecuada, se muestran los valores de la muestra completa con 2326 datos y por submuestras, la primera de ella hasta la ampliación de las bandas (1006 datos), y la segunda hasta el 30 de Diciembre de 1998 (1320 datos). En la primera de las submuestras se produjeron tres devaluaciones y el paso a la banda del ±15%, por lo que es previsible que la volatilidad de la serie de rendimientos sea mayor en el primer subperiodo que en el segundo.

De estos valores se puede inferir que, como en la mayoría de las series financieras, la media es muy pequeña[44], y por tanto, los rendimientos están en torno al valor cero. El máximo incremento de los rendimientos o depreciaciones

[44] En nuestro caso, hay que tener en cuenta que la serie ha sido multiplicada por 100.

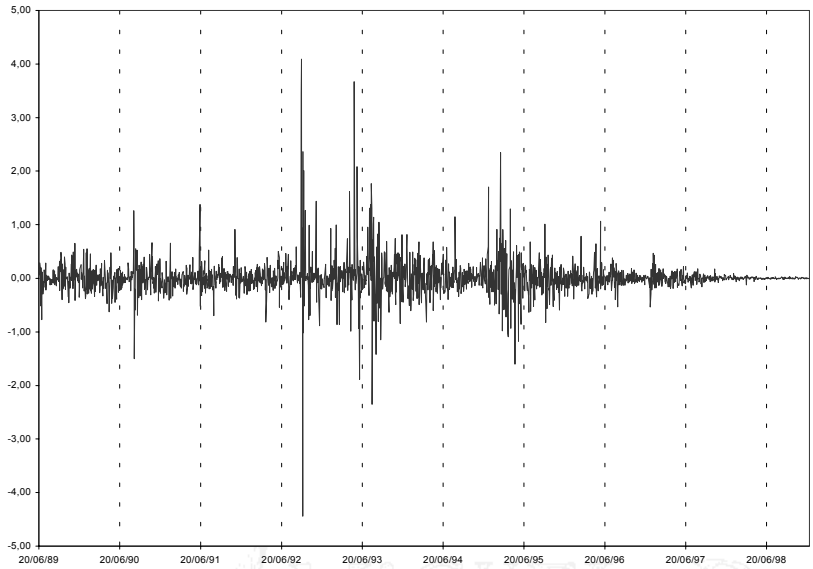


Figura 1.9: Rendimientos Pta/Marco

del tipo de cambio es de 4.09% y se registra en la primera parte de la muestra, ya que en ese periodo la peseta fue devaluada en tres ocasiones y pasó a fluctuar en una banda del ±15%. En la segunda submuestra, sin embargo, la máxima depreciación es del 2.34%, menor que en el caso anterior, ya que la peseta fue devaluada sólo en una ocasión y por tratarse de un periodo mucho más estable. En cuanto a las caídas en las tasas de rendimiento, también las máximas apreciaciones se registraron antes de la ampliación de las bandas (4.44%) y por tanto en el primero de los subperíodos considerados. Además, la mayor desviación típica corresponde también a la primera parte, por lo que, se puede desprender que, efectivamente, la mayor volatilidad de las cotizaciones diarias de la Peseta frente al Marco se produjo en este subperiodo, como demostrará la serie de volatilidades.

Del análisis de los datos se concluye que las distribuciones del rendimiento presentan fuerte asimetría y en todos los casos el sesgo es hacia la derecha. Los coeficientes de curtósis muestran que las distribuciones son leptocúrticas, especialmente en el caso de la muestra completa y de la primera submuestra.

Tabla 1.4: Volatilidad Tipo de Cambio Peseta/Marco alemán [19/06/1998 - 31/12/1998]

	Muestra Total	**1^aSubmuestra**	**2^aSubmuestra**
Media	0.106928	0.149494	0.074519
Máximo	19.72437	19.72437	5.528301
Mínimo	0.0000	0.0000	0.0000
Desv. Típica	0.728657	1.051438	0.302440
Asimetría	18.95756	14.13954	11.38820
Curtosis	427.6503	224.5655	176.2409
$J-B$	17608526	2089185	1679215
$p-valor$	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
$Q(10)$	757.96	314.78	402.96
$p-valor$	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
$Q(20)$	779.04	319.13	597.43
$p-valor$	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

Como consecuencia, el estadísitico de Jarque-Bera rechaza claramente, con probabilidad del 100%, la hipótesis de normalidad de las distribuciones.

Los valores del estadísitico de Ljung-Box para contrastar la significación conjunta de las 10 y 20 primeras autocorrelaciones de las series, muestran que se rechaza siempre la hipótesis de incorrelación lo que pone de manifiesto la existencia de componentes autorregresivos en las series. Estos resultados pueden indicar que las series de rendimientos presentan cambios temporales en medias o no linealidad en media.

En lo que se refiere a las series de volatilidades, calculadas como cuadrados de las series de rendimientos (y^2), podemos decir, que efectivamente se ratifican los resultados encontrados en las series de rendimientos, (tabla 1.4). La media y la desviación típica de la serie más volátil es la correspondiente al primer subperiodo, siendo la segunda parte la de la muestra mucho más estable. Como en el caso anterior, también se hallan indicios de componentes autorregresivos, con correlaciones significativamente distintas de cero incluso para retardos elevados. Todo ello es consistente con la existencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva, tal y como a continuación plantearemos.

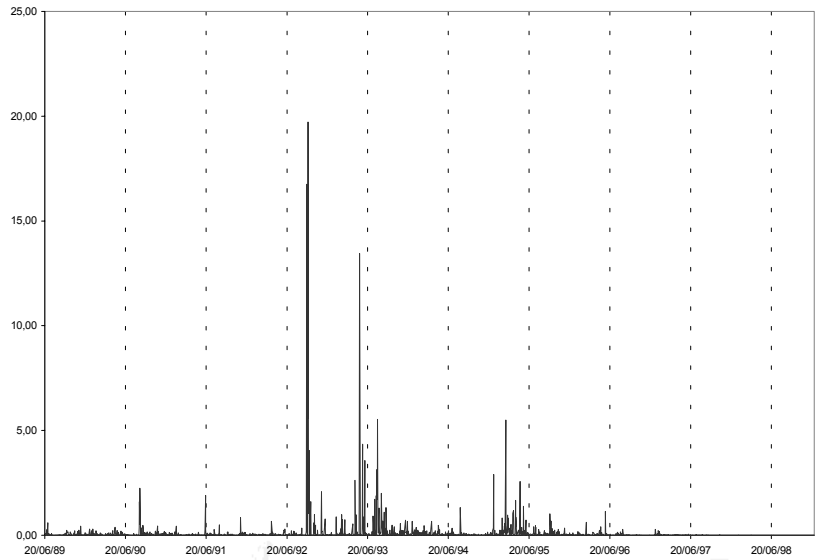


Figura 1.10: Volatilidad histórica del tipo de cambio Peseta/Marco alemán

MIGUEL DE CERVANTES

A.2 Modelos de volatilidad

A.2.1 Un modelo EGARCH (1,1) para el tipo de cambio Peseta/Marco

Partiendo del modelo de Engel (1982) se han desarrollado varias especificaciones para medir la volatilidad de series financieras, sobre todo, de datos diarios y semanales. Se pueden mencionar los modelos ARCH-M, GARCH, EGARCH, TGARCH, entre otros[45]. En este trabajo pretendemos aplicar algunos de esos modelos con el fin de determinar su adecuación a la volatilidad del tipo de cambio de la peseta en el periodo de fluctuación en las bandas del Sistema.

[45] Ver Bera y Higgings (1993) y Shepard (1996) para un análisis descriptivo de estos modelos.

En primer lugar, se realizaron las estimaciones de los modelos ARCH (1) y GARCH (1,1). La diferencia básica entre las dos especificaciones es que el segundo considera que la varianza condicionada σ_t^2 depende, no solo de los shocks o innovaciones anteriores, sino también de los propios valores pasados de la varianza, como queda recogido en las siguientes expresiones:

$$\begin{cases} \sigma_t^2 = w_i + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \\ \sigma_t^2 = w_i + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{cases} \quad \text{donde q y p son iguales a 1} \qquad \text{(A.2.1)}$$

De las estimaciones cuasi-máximo verosímiles[46] del modelo más amplio GARCH (1,1) obtuvimos que, a pesar de la alta significación de los coeficientes de los parámetros ARCH y GARCH, la restricción $\alpha + \beta < 1$ necesaria para garantizar que la varianza de la serie sea finita, no se cumplía. Por esta razón, utilizamos un modelo EGARCH (1,1) o GARCH exponencial[47] que, por un lado garantiza la no-negatividad de la varianza y, por otro permite capturar posibles shocks asimétricos en la volatilidad. Los resultados se muestran en la tabla 1.5[48]. En este caso la especificación es la siguiente:

$$\log(\sigma_t^2) = w_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{q} \left\{ \alpha_i \mid \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \mid + \gamma_i \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right\} \qquad \text{(A.2.2)}$$

donde p y q son 1.

La evolución gráfica de la varianza condicionada de los rendimientos de la Peseta frente al Marco alemán para el periodo completo, en el modelo EGARCH, (figura 1.11), muestra que las mayores perturbaciones se produjeron con la tormenta monetaria del 92-93, en nuestro caso, a partir de la observación n^{o}760 correspondiente a la primera devaluación de Septiembre de 1992. Hay que destacar dos incrementos anteriores de la varianza condicional, el primero, a finales de 1989 y comienzos de 1990, (hacia el valor 260 de las figuras), que

[46] Utilizamos el algoritmo BHHH (Berndt-Hall-Hall-Hausman) y el estimador consistente para varianza heteroscedástica.

[47] Propuesto por Nelson, D. B. (1991).

[48] Utilizamos los errores estandar basados en el estimador asintótico de la matriz de covarianzas [Bollerslev y Woodridge (1989)], que minimizan el problema de innovaciones no normales, y no modifican la interpretación de los errores estandar.

Tabla 1.5: Modelo de Volatilidad Condicionada EGARCH [19/06/1998 - 31/12/1998]

	EGARCH (1,1)		
	Total	**1^{a}Muestra**	**2^{a}Muestra**
w	-0.175121 (-4.870276)	-0.183533 (-3.697936)	-0.185968 (-4.007009)
α	0.235776 (5.039156)	0.086820 (2.128414)	0.231564 (3.993956)
β	0.996350 (365.5944)	0.955128 (82.11911)	0.996377 (326.4187)
γ	0.113002 (2.671525)	0.237696 (3.769622)	0.020462 (0.420987)
Log-Veros.	616.3343	-109.5424	817.7373
AIC	-0.526739	0.225955	-1.232935

Nota: Entre paréntesis figuran los estadísticos z, para contrastar la significación de los coeficientes.

BIBLIOTECA VIRTUAL

coincide con el paso de la Lira italiana a la banda estrecha de fluctuación y el segundo, (hacia el valor 480), en la segunda mitad del año 90, cuando la Libra inglesa se incorporó al MCI del Sistema. Sin embargo, las mayores perturbaciones se producen coincidiendo con la tormenta monetaria con fuertes elevaciones de la varianza condicionada en los meses de otoño, en Mayo de 1993 y la ampliación de las bandas del SME, el 2 de Agosto. Un nuevo foco de perturbaciones se detecta con el incremento de la varianza, coinciendo con la devaluación de Marzo de 1995, (hacia el valor 1397). Se constata, como era previsible, un periodo estable en la parte final de la muestra, correspondiente al periodo de convergencia en los fundamentos de los países pertenecientes al SME y expectativas de formación de la UME.

Una cuestión que merece especial mención es la capacidad de este modelo para medir el impacto de noticias sobre la volatilidad condicionada del tipo de cambio. Según este tipo de modelo si γ es distinto de cero, entonces el impacto de "news" es asimétrico. Es decir, en este modelo, si $\epsilon_t < 0$ "buenas noticias" y $\epsilon_t > 0$ "malas noticias" tienen efectos diferentes en la varianza condicionada, las primeras con un impacto de α mientras que las segundas con un impacto $\alpha + \gamma$. En el modelo estimado EGARCH, el coeficiente γ es distinto de cero y significativo en la muestra completa y en la primera submuestra, lo que señala

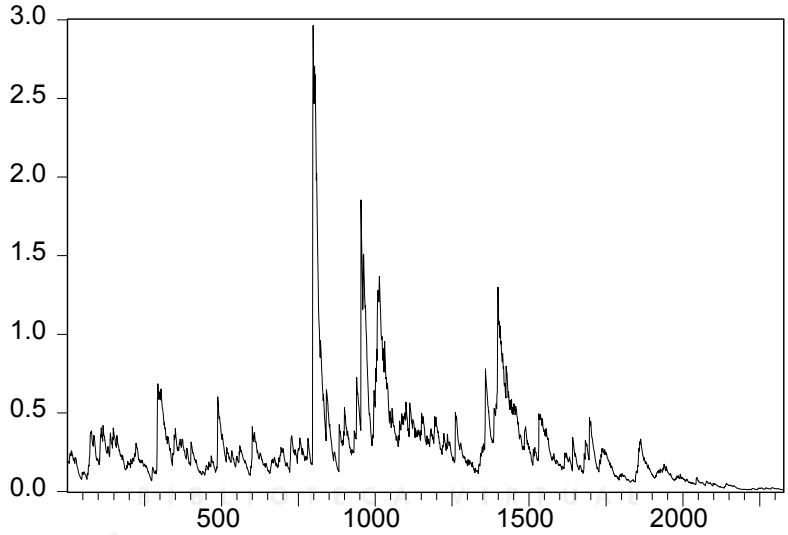


Figura 1.11: Volatilidad condicionada (EGARCH)

el diferente comportamiento de la volatilidad ante los shocks en el periodo más volátil.

A.2.2 El modelo EGARCH (1,1) y la banda de fluctuación

Puesto que los rendimientos de las cotizaciones Peseta/Marco alemán parecen estar bien identificados por una especificación dinámica de la volatilidad condicionada tipo EGARCH, una ampliación posiblemente relevante sería la introducción de algún regresor en la varianza condicionada. Una forma de contrastar la existencia de la banda y de cómo los agentes introducen en sus expectativas la existencia de la misma, es la consideración de ciertas variables, que denotaremos por χ, relativas a la posición del tipo de cambio dentro de la banda, como regresores de la varianza condicionada[49]. Se van a considerar dos variables, por un lado, la distancia del tipo de cambio a su paridad central, o tipo

[49] Engel y Gau (1997). La diferencia es que nosotros no utilizamos la hipótesis de reversión a la media y por tanto no limitamos el análisis a la utilización del modelo MA(1)-GARCH (1,1)

de cambio dentro de la banda, DPC, y por otra parte, la distancia del tipo de cambio a su banda máxima de depreciación, DBM. Puesto que las autoridades de los países pertenecientes al MCI habían asumido el mantenimiento del tipo de cambio de sus monedas dentro de las bandas, cuando éste se alejara de su paridad central o bien se acercara a la banda superior permitida (límite de depreciación), los Bancos Centrales debían intervenir o intentar la estabilización de sus monedas hacia la paridad central. Por esta razón, la posición del tipo de cambio dentro de las bandas es un reflejo de los cambios en los fundamentos monetarios, si la banda se mantiene sin cambios de paridad.

La expresión de la varianza condicionada es la misma que en el modelo EGARCH anterior, introduciendo las variables relativas a la banda como χ_i.La expresión general es:

$$\sigma_t^2 = w_i + \alpha_i \epsilon_{t-1}^2 + \beta_i \sigma_{t-1}^2 + \varkappa_i \chi_{i,t} \qquad \text{(A.2.3)}$$

En el caso de la distancia del tipo de cambio spot a la paridad central, en logaritmos, consideramos la variable en valor absoluto, de manera que $\varkappa_i$, nos va a permitir conocer si la magnitud de la volatilidad depende o no de desviaciones de la paridad central. Hemos intentando comprobar la significación de las variables, tanto en el periodo anterior, $t-1$ (en nuestro caso un día) como en el corriente, t. Sólamente presentamos los resultados de los modelos que han mostrado ser relevantes en la volatilidad condicionada, indicando el retardo que resultó más influyente, (tablas 1.6 y 1.7).

En el modelo, introduciendo la variable DPC como regresor de la volatilidad condicionada, un valor positivo de $\varkappa_i$, indica que la varianza se incrementa cuando el tipo de cambio spot Pta/Marco alemán está alejado de la paridad central y cerca entonces de los márgenes de fluctuación (en el caso de depreciación, esto implicaría un valor positivo del coeficiente de la variable DBM), y por tanto falta de credibilidad de la banda y posibilidad de reajuste o realineamiento. El resultado estaría alejado de las predicciones del modelo Krugman (1991) de credibilidad perfecta de la banda de fluctuación.Por otra parte un valor negativo de $\varkappa_i$, sería consistente con una menor volatilidad del tipo de cambio cerca de los límites de la banda de fluctuación, y cercano entonces

Tabla 1.6: Modelo EGARCH. Regresor de la varianza, DPC

	$\mathbf{DPC}_{t-1}$		
	Total	**1^{a}Muestra**	**2^{a}Muestra**
w	−0.171958 (−4.452386)	−0.149507 (−2.409731)	−1.887446 (−6.632488)
α	0.234550 (4.915044)	0.068563 (1.450171)	0.913854 (11.75777)
β	0.996659 (245.6561)	0.940073 (40.04713)	0.717172 (15.53345)
γ	0.112501 (2.7342419	0.235557 (4.070901)	−0.086505 (−1.447431)
$\varkappa_i$	−0.000598 (−0.106507)	−0.023234 (−1.380052)	0.135649 (4.818471)
Log-veros	616.5206	−80.18921	553.4287
AIC	−0.526039	0.169531	−0.830953

BIBLIOTECA VIRTUAL

a las predicciones del modelo de perfecta credibilidad de la banda de fluctuación.

Nuestras estimaciones muestran resultados contradictorios. Para la muestra completa y para el primero de los subperiodos obtenemos la conclusión de perfecta credibilidad de la banda de fluctuación de la Peseta. Sólo en la segunda submuestra la banda es no creíble, ya que el coeficiente es positivo. Sin embargo, excepto en la última parte del rango de datos considerados, los coeficientes del regresor de la varianza no son significativos. Por otra parte, no deja de sorprender que sea, precisamente en la primera parte, donde la banda se mostraría creíble, este es un resultado que, cuando menos debemos cuestionarnos.

Si utilizamos la variable DBM, distancia a la banda máxima, ni en el periodo $t-1$, ni en el corriente, t, es significativa al analizar la muestra completa. Sin embargo, el estudio por submuestras, arroja coeficientes significativos y negativos, señalando la relevancia sobre la volatilidad del acercamiento a la banda máxima de fluctuación. En este caso, la evidencia empírica parece consistente con la realidad ya que, efectivamente, incrementos en la distancia a la banda máxima de fluctuación reducen la volatilidad condicionada del tipo de cambio.

Tabla 1.7: Modelo EGARCH. Regresor de la varianza, DBM

	$\mathbf{DBM}_{t-1}$		
	Total (en t)	**1^aMuestra**	**2^aMuestra**
w	-0.140200 (-3.088453)	0.306048 (0.782135)	-0.471888 (-2.248898)
α	0.272766 (4.457811)	0.462169 (4.793052)	0.963579 (11.47380)
β	0.985608 (125.6997)	0.517738 (4.992532)	0.710334 (19.22151)
γ	0.085908 (2.422659)	0.275797 (3.818037)	-0.058268 (-0.886467)
$\varkappa_i$	-0.882163 (-1.301626)	-23.23836 (-3.322936)	-9.126470 (-4.292048)
Log-veros	641.4677	-49.46499	522.0493
AIC	-0.547499	0.108388	-0.784002

BIBLIOTECA VIRTUAL

A.3 Resultados básicos de las aplicaciones

De los estudios realizados, en primer lugar, se puede concluir que se han conseguido identificar correctamente los períodos más turbulentos de la cotización de la Peseta frente al Marco alemán. El subperiodo más volátil es aquel que se extiende desde la incorporación a la disciplina del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención, hasta la ampliación de las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo. Sin embargo, la segunda submuestra ha resultado mucho más estable a la vista de los estadísticos de la serie de rendimientos y volatilidad de este período. Esto demuestra la adecuación de los hechos económicos analizados anteriormente y la evidencia empírica encontrada.

Respecto a los ejercicios realizados utilizando modelos de volatilidad condicionada, se puede decir que, a pesar de la capacidad probada de los modelos de heteroscedasticidad autorregresiva para capturar la volatilidad de los tipos de cambio, un modelo GARCH clásico no se mostró adecuado, por lo que se aconsejaba la aplicación de un modelo EGARCH. Las variables relativas a la existencia de la "Zona Monetaria" que se han introducido como regresores en la varianza, han mostrado resultados desiguales y poco concluyentes. Mientras que con la primera, distancia a la paridad central las estimaciones parecen contradecir la evidencia al mostrar credibilidad de la banda de fluctuación en

el periodo más volátil, es decir, en la primera submuestra, con la distancia a la banda máxima de fluctuación las estimaciones son más coherentes al indicar reducciones de la volatilidad condicionada cuando se incrementa la distancia al límite máximo de fluctuación.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 2

Modelos Teóricos de Crisis

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

2.1 Introducción

Puesto que la década de los 90 ha sido testigo de crisis monetarias y financieras muy dramáticas, como las turbulencias del Sistema Monetario Europeo, las tormentas de los países latino-americanos en 1994-95 y, más recientemente, el colapso financiero de algunas economías asiáticas, o de Rusia y Brasil, el interés por la investigación en este ámbito se ha visto actualizado y reavivado.

La identificación de estos fenómenos de volatilidad acusada ha centrado nuestro trabajo en secciones anteriores. Sin embargo, una parte de la literatura económica se ocupa, específicamente, de las causas y los desencadenantes de tormentas monetarias y financieras. En la actualidad, algunos economistas argumentan que, una crisis monetaria es un fenómeno impredecible y no forzado por el comportamiento de las variables fundamentales de la economía, sino que el ataque tiene lugar espontáneamente, si ello puede provocar un giro en la política macroeconómica del país.

Sin embargo, los primeros modelos de crisis de balanza de pagos, asumieron que las políticas macroeconómicas llevadas a cabo por las autoridades económicas eran inconsistentes con el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. Los desequilibrios entre las variables macroeconómicas se consideraron responsables de las crisis monetarias. Este tipo de modelos se conocen en la literatura como *"modelos de primera generación"*. Estos modelos surgieron a partir de las crisis experimentadas por algunos países en vías de desarrollo, y en particular, por México, en 1973-1982, y Argentina, entre los años 1978 y 1981. En estos primeros modelos, se concedió una importancia vital a la debilidad de los fundamentos macroeconómicos provocados por políticas fiscales o monetarias demasiado expansionistas. Esas políticas llevaban a una constante pérdida de reservas internacionales e irremediablemente o, bien forzaban a las autoridades al abandono de la paridad fija o, bien, a una devaluación.

Otro tipo de modelos más recientes, los denominados *"modelos de segunda generación"*, ha surgido intentando caracterizar los procesos especulativos en

Europa y México en los años noventa. Estos nuevos modelos presentan diferencias importantes respecto a sus predecesores. En primer lugar, las crisis especulativas más recientes, sobre todo la oleada de turbulencias especulativas experimentada por los países pertenecientes a la disciplina cambiaria del SME, no parecen responden a los parámetros de comportamiento de los modelos tradicionales de crisis. El deterioro de las expectativas de los agentes económicos sobre el mantenimiento de la paridad, responde a las posibles variaciones que experimentaría la economía si se produjese el abandono de la misma o una devaluación. Es decir, las políticas económicas responden a cambios de la economía, es decir, no están predeterminadas, y los agentes económicos privados tienen en cuenta esta relación a la hora de formar sus expectativas. Las actuaciones en los mercados y las expectativas de estos agentes son las que conducen a cambios en las políticas económicas. Este proceso circular crea la posibilidad de múltiples equilibrios entre los que la economía puede moverse. Por tanto, una economía puede encontrarse en un equilibrio inicial, consistente con una paridad fija de su tipo de cambio, y un repentino empeoramiento de las expectativas de los agentes conducir a un cambio en las políticas económicas, que colapsa el sistema de tipo de cambio y valida, finalmente, las expectativas. Por tanto, en estos modelos se intentan recoger los elementos que pueden conducir a una reversión de las expectativas, que los primeros modelos fallan en capturar.

2.2 Modelos de Primera Generación

Los primeros modelos de crisis monetarias, también llamados *"modelos de crisis de balazas de pagos"*, se centraban en el análisis del tipo de cambio bajo ataques especulativos y comportamiento racional de los agentes económicos. Si las autoridades monetarias de un país intentan mantener o controlar su tipo de cambio respecto a otra moneda o conjunto de monedas, y sus políticas económicas no son coherentes con ese objetivo, es posible la obtención de ganancias especulativas. El comportamiento de los agentes provocaría una erosión de las reservas internacionales de su Banco Central, seguida de un ataque especulativo, que terminaría agotándolas definitivamente o reduciéndolas

al mínimo nivel que el Banco Central esté dispuesto a aceptar. El resultado final del ataque será el colapso del sistema de tipos de cambio fijo.

Las crisis de balanzas de pagos con ataques especulativos y colapso de los regímenes cambiarios, han sido estudiadas utilizando modelos en tiempo contínuo, así como, modelos en tiempo discreto, deterministas o estocásticos[1]. El primero de estos modelos fue desarrollado por dos economistas que trabajaban para el comité de gobernadores de la Reserva Federal de los Estados Unidos, Steven Salant y Dale Henderson (1978). Estos autores construyeron un modelo de ataque especulativo con el fin de analizar las causas de los ataques al precio del oro, precio controlado por el gobierno. Muy poco tiempo después de que el primer borrador del artículo de Salant y Henderson viera la luz, Paul Krugman visitó la Reserva Federal y decidió aplicar el modelo de Salant y Henderson a otro precio, el tipo de cambio. El resultado de su investigación es considerado el origen de la literatura de crisis de balanzas de pagos y ataques especulativos. El modelo de Krugman (1979) es determinista y por tanto, puede predecir el momento exacto en el que el ataque especulativo tiene lugar. Se trata de un modelo en el que tipo de cambio fijo se abandona debido a los ataques de los agentes económicos privados contra la moneda nacional. La especulación es debida a la incapacidad del gobierno para llevar a cabo políticas económicas consistentes, (la inconsistencia proviene de políticas demasiado expansivas), con el objetivo de mantenimiento del tipo de cambio. Esa combinación llevará a un agotamiento de sus reservas y a un nivel de endeudamiento excesivo. Según Krugman, una crisis de balanza de pagos es aquel acontecimiento en el que el gobierno observa como sus reservas disminuyen paulatinamente hasta que un ataque súbito las elimina completamente. En ese momento, el Banco Central es incapaz de mantener fija la paridad del tipo de cambio al carecer de reservas.

Se trata de modelos monetarios, en tiempo contínuo para una economía pequeña y con perfecta certidumbre, donde la demanda de dinero depende del tipo de cambio y éste fluctúa en el tiempo para equilibrar el mercado nacional.

[1] El primer modelo en tiempo contínuo es el de Krugman (1979). En tiempo discreto ver Flood y Garber (1984b)

Krugman analiza dos casos, el primero en el que el tipo de cambio es flexible y el gobierno no compra ni vende divisas, no interviene, por lo que no necesita mantener reservas y el tipo de equilibrio se verá modificado por la cantidad de dinero de la economía nacional o del país extranjero, o por las expectativas de los agentes económicos sobre los precios; en el segundo caso, analiza un tipo de cambio fijo que el gobierno mantiene comprando o vendiendo divisas.

Cuando se establece un tipo de cambio fijo, Krugman concluye que el sistema se colapsará, con una crisis súbita de balanza de pagos ya que los especuladores observan que pueden obtener ganancias especulativas ante sus expectativas de devaluación de la moneda nacional. Pueden alternarse períodos de tranquilidad con períodos de crisis antes de que el sistema de tipo de cambio fijo quiebre debido a que los agentes no están en disposición de conocer exactamente la cantidad de reservas que el gobierno o autoridad central está dispuesto a sacrificar para mantener la paridad. La pérdida de reservas se convierte en una crisis cuando los agentes anticipan el cambio en la paridad e intentan adquirir las reservas internacionales del Banco Central[2].

EL trabajo de Krugman ha sido el germen de la literatua posterior sobre crisis monetarias. El primer estudio que extiende su modelo a un entorno estocástico es el de Flood y Garber (1984b). Estos autores construyeron dos ejemplos lineales con el objeto de estudiar el momento temporal en el que el sistema de tipo de cambio fijo se colapsa. El primer ejemplo es un modelo monetario en tiempo contínuo con perfecta certidumbre, que permite encontrar el momento exacto de quiebra del sistema de tipo de cambio. Los autores desarrollaron un concepto clave en la literatura posterior, el tipo de cambio sombra o "*shadow exchange rate*". El tipo de cambio sombra se define como el tipo de cambio de equilibrio después del colapso, suponiendo que las autoridades dejan de intervenir en los mercados. Este concepto permite el paso al entorno estocástico del segundo ejemplo.

El segundo modelo es un modelo monetario estocástico con incertidumbre

[2]Las ganancias de los especuladores serán la cantidad de reservas que adquieran, multiplicado por la diferencia entre el tipo de cambio fijo y el tipo de cambio después del colapso.

respecto al momento en el que el sistema se colapsará. El modelo permite encontrar un descuento futuro sobre la moneda débil aunque el tipo de cambio permanezca fijo, es decir, antes de que se produzca el colapso[3].

2.2.1 El modelo básico, continuo y sin incertidumbre

Se trata de un modelo monetario para una economía pequeña, donde los agentes privados pueden optar por cuatro activos, dinero nacional y extranjero y bonos, nacionales y extranjeros. El mercado de dinero doméstico y los mercados de bonos nacionales y extranjeros, determinan el mercado de dinero del otro país que no produce ningún servicio monetario a los agentes nacionales, por lo que no mantienen este activo. Los bonos, nacionales y extranjeros son sustitutivos perfectos. Finalmente, el gobierno mantiene una cantidad de reservas para el sostenimiento y defensa del tipo de cambio.

El modelo consta de cinco ecuaciones básicas:

$$\frac{M_t}{P_t} = a_0 - a_1 i_t \qquad \text{siendo } a_1 > 0 \tag{2.2.1.1}$$

$$M_t = R_t + D_t \tag{2.2.1.2}$$

$$\frac{D_t}{D_{t-1}} = \mu \qquad \text{donde } \mu > 0 \tag{2.2.1.3}$$

$$P_t = P_t^* S_t \tag{2.2.1.4}$$

$$i_t = i_t^* + \frac{\dot{S}_t}{S_t} \tag{2.2.1.5}$$

[3] El descuento futuro de la moneda débil sólo aparece en el momento del colapso en el modelo de Krugman

donde M_t, P_t, e i_t, son, respectivamente, la cantidad nominal de dinero, el nivel de precios y la tasa de interés.

Por otra parte, D_t representa el crédito doméstico y R_t las tenencias de dinero extranjero del gobierno, (valor en libros de las reservas internacionales). S_t es el tipo de cambio al contado o tipo spot, medido en unidades de moneda nacional por moneda extranjera. El asterisco identifica variables extranjeras y un punto sobre la variable indica la derivada o variación de la misma respecto al tiempo.

La primera ecuación refleja la condición de equilibrio del mercado de dinero, la segunda iguala la oferta de dinero al valor de las reservas más el crédito doméstico. La ecuación número tres indica que el ratio de crecimiento del crédito doméstico es constante y positivo. Las dos últimas ecuaciones suponen el cumplimiento de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) y la Paridad Descubierta de Intereses (UIP), respectivamente.

Combinando las dos últimas ecuaciones con la primera, se obtiene:

$$M_t = \beta S_t - \alpha \dot{S}_t \tag{2.2.1.6}$$

Los autores suponen que P^* e i^* son constantes por lo que β y α también lo serán ya que $\beta \equiv (a_0 P^* - a_1 P^* i^*)$, siendo $\beta > 0$ y $\alpha = a_1 P^*$

Si el tipo de cambio es fijo en $S_t = \bar{S}$, las reservas se ajustarían para mantener el mercado de dinero en equilibrio. La cantidad de reservas en el momento t será:

$$R_t = \beta \bar{S} - D_t \tag{2.2.1.7}$$

de manera que la variación en las reservas estará relacionada con la tasa de crecimiento del crédito doméstico:

$$\dot{R}_t = -\frac{D_t}{D_{t-1}} = -\mu \tag{2.2.1.8}$$

Para un nivel de reservas suficientemente bajo, y una tasa de crecimiento del crédito doméstico μ positiva, el tipo de cambio no podrá mantenerse, ya que

se supone que el gobierno apoyará el tipo de cambio mientras exista un nivel de reservas positivo. En el momento T posterior al colapso, el tipo de cambio flotará libremente y el nivel de reservas será cero.

El objetivo que se plantea es encontrar el momento en el que se colapsará el sistema. Flood y Garber abordan la cuestión buscando una relación entre el tipo de cambio fijo, $\bar{S}$ y el tipo de cambio posterior a la ruptura del sistema. Para ello, los autores definieron el concepto de "tipo de cambio sombra" o tipo de equilibrio condicionado al colapso del sistema de cambios fijo, que vamos a denotar como $\tilde{S}$. Si el ataque y colapso se produce en el momento t, el gobierno carece ya de reservas que permitan la defensa de la paridad y por tanto, la libre flotación de la moneda. A partir del momento T se satisface:

$$D_t = \beta S_t - \alpha \dot{S}_t \tag{2.2.1.9}$$

Si suponemos una relación líneal[4], tal que:

$$S_t = \gamma D_t \tag{2.2.1.10}$$

Entonces, la trayectoria temporal del tipo de cambio nominal sería:

$$\dot{S}_t = \gamma \dot{D}_t = \gamma \mu$$

tal que:

$$\frac{S_t}{\gamma} = \beta S_t - \alpha \gamma \mu$$

Así, el "tipo de cambio sombra" vendría dado por la expresión:

$$\tilde{S}_T = \frac{\alpha \gamma \mu}{\beta - \frac{1}{\gamma}} \qquad \text{para } T \geq t \tag{2.2.1.11}$$

Si se produce el colapso en t y la devaluación de la moneda tiene lugar, tal que $S_t \geq \bar{S}$, la ganancia obtenida por los especuladores sería $R_{t-1}(S_t \geq \bar{S})$.

[4] Flodd y Garber utilizan una relación líneal no proporcional del tipo $S_t = \lambda_0 + \lambda_1 D_t$

Es importante constatar que el dominio de existencia de tipos de cambio positivos reclama el cumplimiento estricto de la condición:

$$\beta \geq \frac{1}{\gamma}$$

tal que:

$$\beta - \frac{D_t}{S_t} = \alpha \frac{\dot{S}_t}{S_t} = \alpha(i_t - i_t^*) \geq 0 \tag{2.2.1.12}$$

de forma que como una condición adicional a la existencia de un equilibrio cambiario, una vez producido el colapso, se exige en el modelo de Flood y Garber que el diferencial de intereses nominales sea positivo y favorable para el país que devalúa.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Gráficamente (figura 2.1) se puede observar que el colapso del sistema se produce cuando las curvas que representan el tipo de cambio fijo y el tipo de cambio sombra se cruzan.

El momento exacto del ataque al sistema de cambios fijo, vendría dado por[5]:

$$\tilde{t} = -\frac{D_0}{\mu} - \frac{\alpha\gamma}{(1-\beta\gamma)} = \frac{R_0 - \beta\bar{S}}{\mu} - \frac{\alpha\gamma}{(1-\beta\gamma)} \tag{2.2.1.13}$$

[5] Dicha expresión, evaluada para $D_t = D_0 + \mu t$, se obtiene a partir de:

$$S_t = \gamma D_t = \gamma[D_0 + \mu t]$$

tal que:

$$D_0 + \mu t = \beta\gamma[(D_0 + \mu t) - \alpha\gamma\mu]$$

$$(1-\beta\gamma)(D_0 + \mu t) = -\alpha\gamma\mu$$

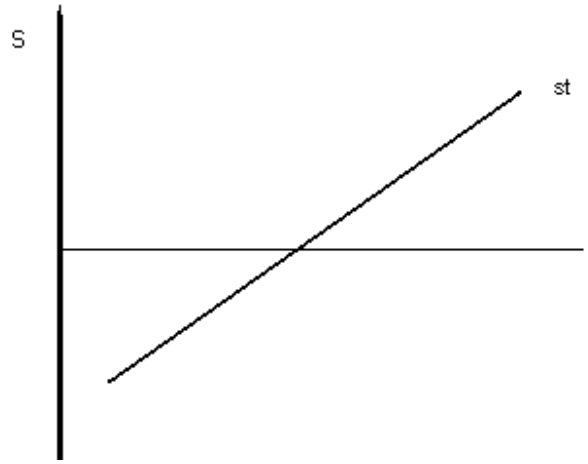
$$(1-\beta\gamma)D_0 + (1-\beta\gamma)\mu t = -\alpha\gamma\mu$$

y, finalmente:

$$\mu t = -\frac{(1-\beta\gamma)D_0 + \alpha\gamma\mu}{(1-\beta\gamma)}$$

de forma que:

$$\tilde{t} = -\frac{D_0}{\mu} - \frac{\alpha\gamma}{(1-\beta\gamma)}$$



BIBLIOTECA VIRTUAL

Figura 2.1: Momento del Ataque en un Modelo sin Incertidumbre

Es importante percatarse de los factores determinantes de la situación de colapso y del momento exacto del mismo. Si sustituimos en la expresión (2.2.1.13), el valor del tipo de cambio $\bar{S}$ por la expresión:

$$\bar{S} = \frac{R_{t-1} + D_{t-1}}{\beta} \tag{2.2.1.14}$$

y suponemos que la trayectoria del crédito doméstico viene definida por:

$$D_{t-1} = D_0 + \mu t$$

podemos apreciar que la situación de las reservas en el momento anterior al ataque será:

$$R_{t-1} = \frac{\alpha\mu}{\beta} \tag{2.2.1.15}$$

Considerando todos estos elementos y efectuando las transformaciones correspondientes, puede concluirse[6] que la expresión del momento del ataque

[6] El proceso de sustitución sugerido pasa por la transformación de la expresión:

o del colapso sería:

$$\tilde{t} = \frac{1}{2}\left[\frac{R_0 - D_0}{\mu} - \frac{1}{\beta\gamma(i_t - i_t^*)}\right] \tag{2.2.1.16}$$

En función de esta expresión es evidente que el momento del ataque está relacionado directamente con el nivel de reservas inicial R_0, con la sensibilidad del tipo de cambio a la política monetaria γ, con la magnitud del diferencial de los tipo de interés nominales $(i_t - i_t^*)$, e inversamente con el crédito doméstico inicial D_0, y con el ritmo de expansión de la oferta monetaria μ.

El ataque especualtivo en el momento t consume las reservas existentes en esa cantidad. De esta forma, los saldos reales deberían disminuir en la misma cuantía para alcanzar el equilibrio monetario. el tipo de interés nacional habrá aumentado, según la ecuación (2.2.1.5), reflejando la posibilidad de depreciación del tipo de cambio.

En la figura 2.2 se representan las reservas, el crédito doméstico y la oferta de dinero en el intervalo de tiempo cercano a t. Antes del ataque, el dinero es constante pero alguno de sus componentes varía, D_t aumenta en la misma cantidad en la que las reservas y la tasa μ descienden. En t, el dinero y las reservas caen en la misma cantidad, $\frac{\alpha\mu}{\beta}$. Después del ataque, las reservas habrán caído hasta ser inexistentes y el dinero igualará al crédito doméstico.

Una ampliación posible del modelo es considerar la solución general de la ecuación (2.2.1.6), teniendo en cuenta que hasta ahora sólo se ha supuesto que la solución del tipo de cambio flotante descansaba en variables fundamentales de la economía. De esta forma, introduciendo la posibilidad de especulación,

---

$\tilde{t} = \frac{R_0 - \beta\bar{S}}{\mu} + \frac{\alpha\gamma}{(\beta\gamma - 1)}$ en otra que incluye los elementos señalados, tal que: $\tilde{t} = \frac{1}{2}\left[\frac{R_0 - D_0}{\mu} + \frac{\alpha}{\beta(\beta\gamma - 1)}\right]$
A partir de esta expresión, considerando que:
$(\beta\gamma - 1) = \gamma[\frac{1}{\gamma} - \beta] = -\gamma\alpha[i_t - i_t^*]$ obtendríamos:
$\tilde{t} = \frac{1}{2}\left[\frac{R_0 - D_0}{\mu} - \frac{1}{\beta\gamma(i_t - i_t^*)}\right]$

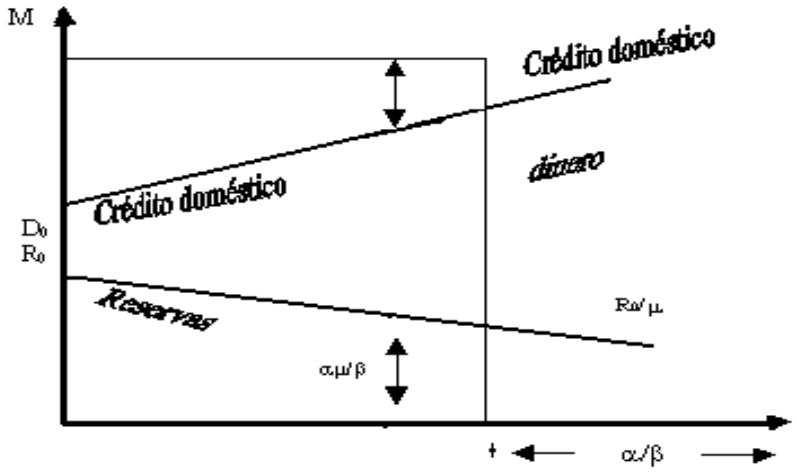


Figura 2.2: Relación entre el ataque y evolución de las variables básicas

esa ecuación se puede expresar[7]:

$$S_T = A \exp\left[(T-t)\frac{\beta}{\alpha}\right] + \frac{\alpha\mu\gamma}{\beta} + \frac{M_T}{\beta} \qquad (2.2.1.17)$$

El tipo de cambio condicionado al colapso en el momento t, es decir, el tipo de cambio sombra flotante en el momento T, será:

$$\tilde{S}_T = A + \frac{\alpha\gamma\mu}{\beta} + \frac{D_t}{\beta} = A + \frac{\alpha\gamma\mu}{(\beta - \frac{1}{\gamma})} \qquad T \geq t \qquad (2.2.1.18)$$

En este caso, y para conocer el momento exacto del abandono del régimen de tipo de cambio fijo, se iguala el tipo de cambio fijo al tipo después del colapso o tipo sombra, de forma que:

$$\tilde{t} = \frac{R_0}{\mu} - \left[\frac{\beta\bar{S} + A}{\mu} + \frac{\alpha\gamma}{(1-\gamma\beta)}\right] \qquad (2.2.1.19)$$

[7] En el caso anterior $A = 0$, para considerar la solución sólo con los fundamentos del mercado.

A partir de las ecuaciones (2.2.1.14) y (2.2.1.19), se puede determinar la cantidad de reservas del Banco Central antes de que se poduzca el ataque:

$$R_{t-1} = \beta A + \frac{\alpha\mu}{\beta} \tag{2.2.1.20}$$

A diferencia de la ecuación (2.2.1.15), la ecuación (2.2.1.19) indica que el momento del colapso depende, por un lado de los fundamentos del mercado, y de la constante A. Este valor arbitrario, captura el comportamiento especulativo de los agentes, que podría ser causa de una indeterminación en la evolución del tipo de cambio flotante después del ataque[8]. Puesto que $A \geq 0$, condición necesaria para que $S_T > 0$, el colapso se presenta antes ya que R_{t-1}, también será mayor, lo que hace mayor el ataque sobre la moneda.

Este análisis de Flood y Garber indica la posibilidad de que comportamientos especulativos arbitrarios, de idéntica naturaleza a los que se producen bajo tipos de cambio flotantes, provoquen arbitrariedad o indeterminación sobre el momento del colapso de un sistema de tipos de cambio fijos.

2.2.2 Consideraciones en torno al carácter estocástico del crédito doméstico

En el modelo anterior, sin incertidumbre, los agentes conocen el momento exacto en el que se abandona el sistema de cambios fijo, de modo que, en tal circunstancia la variación esperada del tipo de cambio será nula ($\dot{S}_t = E_t S_{t+n} - S_t = 0$). Sin embargo, para el caso de una moneda débil, por largos períodos de tiempo es previsible que, previamente al colapso, el tipo de cambio esperado ($E_t S_{t+n}$) exceda significativamente del tipo de cambio actual (S_t). Una buena parte de los elementos de incertidumbre en el mercado de cambios pueden asociarse al carácter estocástico del crecimiento del crédito doméstico.

[8] Si $\mu = 0$, en ausencia de comportamientos especulativos arbitrarios, el tipo de cambio fijo no se colapsaría; según la ecuación (2.2.1.20), entonces las reservas R_T permanecerían en R_0 y el colapso se podría producir en cualquier momento en el que el comportamiento de los agentes fijara que $A \geq \frac{R_0}{\beta}$

Para captar tales efectos, sustituímos la expresión (2.2.1.3) por:

$$\frac{D_t}{D_{t-1}} = \mu + \varepsilon_t \qquad \text{donde } \mu > 0 \tag{2.2.2.1}$$

siendo:

$$i_t - i_t^* = \frac{E_t S_{t+n} - S_t}{S_t}$$

El término estocástico viene dado por ε_t. Esta perturbación forma parte de la tasa de crecimiento del crédito doméstico, a la que aporta dos componentes:

$$\varepsilon_t = -\frac{1}{\lambda} + \nu_t \qquad \text{donde } \lambda > \frac{1}{\mu} \tag{2.2.2.2}$$

uno de carácter constante, $-\frac{1}{\lambda}$, y otro aleatorio, ν_t, que presenta una distribución exponencial con una función de densidad no condicional:

$$f(\nu_t) = \begin{cases} \lambda \exp\left[-\lambda \nu_t\right] & si\ \nu_t > 0 \\ 0 & si\ \nu_t \leq 0 \end{cases} \tag{2.2.2.3}$$

Si mantenemos las definiciones de $\bar{S}$ y $\tilde{S}_t$ como tipos de cambio fijo y flexible condicionado, respectivamente, y, si suponemos que el régimen de cambios fijo será abandonado si y sólo si $\tilde{S}_t \geq \bar{S}$, tal que los agentes puedan obtener beneficios adquiriendo reservas al Banco Central al precio $\bar{S}$, para venderlas luego a un precio más elevado (tipo de cambio más bajo).

En estas circunstancias, las expectativas de los agentes se modelizan según un criterio líneal[9], de la siguiente forma:

$$E_t S_{t+1} = (1 - k_t)\bar{S} + k_t \tilde{S}_{t+1} \tag{2.2.2.4}$$

donde k_t es la probabilidad en t de que el sistema de cambios fijo sea abandonado en $t+1$, es decir, $k_t = prob\left\{\tilde{S}_{t+1} \geq \bar{S}\right\}$. El tipo de cambio esperado es la probabilidad de una media ponderada entre el tipo fijo y el tipo esperado después del colapso.

[9] Somos conscientes de las limitaciones que impone el carácter líneal de la expresión y, sobre todo de la constancia de las ponderaciones. Aceptamos, sin embargo tal expresión por respeto al sentido de la modelización de la primera generación

Si el ataque especulativo se produce y las reservas disponibles del Banco Central se agotan, el tipo de cambio condicionado al colapso vendría dado por la expresión:

$$\tilde{S}_{t+1} = \frac{\alpha\gamma(\mu+\varepsilon_t)}{(\beta-\frac{1}{\gamma})} = \frac{\gamma(\mu+\varepsilon_t)}{(i_t-i_t^*)} \tag{2.2.2.5}$$

Con toda evidencia el tipo de cambio esperado después del colapso dependería directamente de la sensibilidad del tipo de cambio a las variaciones del crédito doméstico γ, del ritmo de expansión del crédito doméstico, e inversamente del diferencial de los tipos de interés.

A partir del valor obtenido para $\tilde{S}_{t+1}$ puede formularse la probabilidad de devaluación, k_t, como la probabilidad de que el tipo de cambio sombra sea mayor que el tipo de cambio fijo:

$$k_t = prob\left\{\frac{\alpha\gamma(\mu+\varepsilon_t)}{(\beta-\frac{1}{\gamma})} - \bar{S} \geq 0\right\} = prob\left\{\frac{\gamma(\mu+\varepsilon_t)}{(i_t-i_t^*)} - \bar{S} \geq 0\right\} \tag{2.2.2.6}$$

Así la probabilidad de colapso estaría relacionada, directamente con la sensibilidad del tipo de cambio "spot" a la evolución del crédito doméstico y del propio ritmo de crecimiento del crédito doméstico, e inversamente del diferencial de los tipos de interés[10].

Si tomamos en cuenta las expresiones (2.2.2.1) y (2.2.2.2), la probabilidad de colapso podría ser descrita por:

$$k_t = prob\left\{\nu_{t+1} > u_t\right\}$$

donde

$$u_t = \bar{S} - \frac{\alpha\gamma(\mu+\varepsilon_t)}{(\beta-\frac{1}{\gamma})} = \bar{S} - \frac{\alpha\gamma(\mu-\frac{1}{\lambda})}{(\beta-\frac{1}{\gamma})}$$

y por tanto:

$$u_t = \bar{S} - \frac{\gamma(\mu-\frac{1}{\lambda})}{(i_t-i_t^*)} \tag{2.2.2.7}$$

[10] Los modelos de primera generación presentan en este punto un doble mecanismo de repercusión. Una tasa de expansión mayor del crédito doméstico eleva la probabilidad de colapso por si misma, pero además reduce el diferencial de los tipos de interés promoviendo nuevos aumentos de la probabilidad.

Utilizando la función de densidad de ν_t, se puede reescribir la probabilidad de que el sistema sea abandonado como:

$$k_t = \int_{u_t}^{\infty} \lambda \exp\left[-\lambda \nu_{t+1}\right] d\nu_{t+1} \qquad u_t \geq 0 \tag{2.2.2.8}$$

Si se resuelve la integral, la siguiente expresión determina la probabilidad en el momento t de que el sistema se colapse en el periodo $t+1$:

$$k_t = \begin{cases} \exp\left[-\lambda u_t\right] & si\ u_t \geq 0 \\ \\ 1 & si\ u_t < 0 \end{cases} \tag{2.2.2.9}$$

La evolución esperada del tipo de cambio sombra obtenida en las expresiones (2.2.2.4) y (2.2.2.5) sería:

$$E_t \tilde{S}_{t+1} = \bar{S} + \frac{1}{\lambda} \tag{2.2.2.10}$$

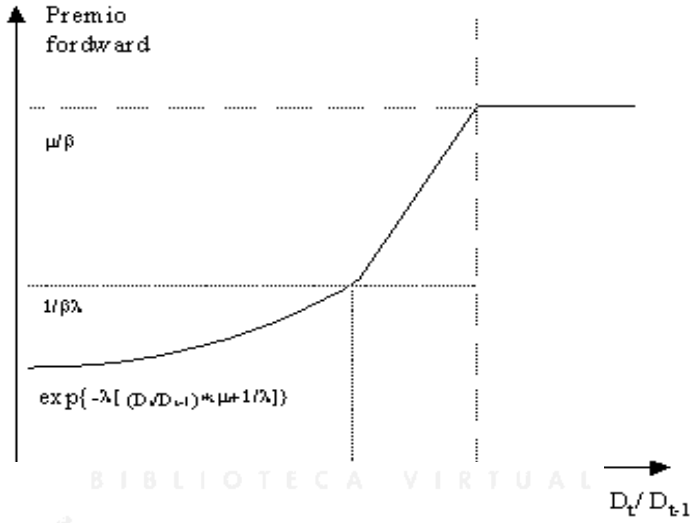
de modo que el tipo de cambio esperado en $t+1$ se puede expresar:

$$E_t S_{t+1} = \begin{cases} \bar{S} + \frac{k_t}{\beta\lambda} & si\ u_t \geq 0 \\ \\ \frac{\gamma(\mu - \frac{1}{\lambda})}{(i_t - i_t^*)} & si\ u_t < 0 \end{cases} \tag{2.2.2.11}$$

γ el premio o descuento esperados (prima de riesgo) de la moneda en dificultades sería:

$$E_t S_{t+1} - \bar{S} = \begin{cases} \frac{k_t}{\beta\lambda} & si\ u_t \geq 0 \\ \\ \frac{\gamma(\mu - \frac{1}{\lambda})}{(i_t - i_t^*)} - \bar{S} & si\ u_t < 0 \end{cases} \tag{2.2.2.12}$$

Este resultado permite una generalización del denominado "peso problem", y subraya la importancia de las perturbaciones monetarias y del diferencial de los tipos de interés en la configuración de los beneficios anticipables en el proceso de colapso de las crisis financieras.



BIBLIOTECA VIRTUAL

Figura 2.3: Descuento Forward y Crédito Doméstico

En la figura 2.3 se representa el descuento anticipado respecto a la trayectoria temporal del crédito doméstico $\frac{D_t}{D_{t-1}}$.

Se considera $\frac{D_t}{D_{t-1}}$ aquel ritmo de crecimiento del crédito para el cual, el tipo de cambio es fijo en $S_t = \bar{S}$. A medida que D_t aumenta, el descuento forward aumenta exponencialmente, hasta que $\frac{D_t}{D_{t-1}}$ alcanza el valor $\mu - \frac{1}{\lambda}$. Cuando excede ese nivel, u_t se hace negativo y la segunda parte de la ecuación (2.2.2.12) nos indica el descuento de la moneda, que aumenta linealmente con el crédito, en el ratio $\frac{1}{\beta}$.

Cuando $\frac{D_t}{D_{t-1}} = 0$, el premio será igual a $\frac{\mu}{\beta}$. Para valores de $\frac{D_t}{D_{t-1}}$ mayores que cero, el sistema se colapsará, siendo el descuento, después del ataque y el abandono del régimen de cambios, igual a $\frac{\mu}{\beta}$.

2.3 Posibilidad de Ataques Autorrealizables

2.3.1 Introducción

Los denominados *modelos de segunda generación* han surgido en la literatura de crisis monetarias con la finalidad de recoger las características de los ataques especulativos experimentados en Europa y en México en la década de los años noventa. Hasta la crisis europea de 1992-93, existía el acuerdo entre los economistas de que los ataques especulativos ocurrían porque los gobiernos llevaban a cabo políticas macroeconómicas inconsistentes en el largo plazo, con el mantenimiento de un tipo de cambio fijo de su moneda. Por ejemplo, si un gobierno monetizaba un fuerte déficit fiscal, el crecimiento de la cantidad de dinero reduciría, tarde o temprano, sus reservas internacionales y, finalmente, desencadenaría un ataque. El proceso especulativo terminaría con el abandono del régimen de tipo de cambio fijo o la devaluación de la moneda. Esta es la explicación clásica de la existencia de crisis monetarias que se modelizó en la sección anterior y cuya denominación responde a la de *modelos de primera generación.*

Sin embargo, en la última década han surgido nuevas teorías y modelos que argumentan que, en ocasiones, las crisis monetarias son un fenómeno impredecible, no forzado por cambios pasados o presentes en las variables fundamentales de la economía. Los nuevos modelos de crisis monetarias han ido más lejos al afirmar que un ataque espontáneo a una moneda, puede empujar a un país a romper su paridad, si con ello se produce, en el futuro, un cambio en su política macroeconómica. Estos modelos asumen que las tormentas financieras pueden aparecer, incluso cuando las políticas macroeconómicas son consistentes con la política de tipo de cambio fijo y que el ataque especulativo, por sí mismo, induce a la adopción de políticas expansionistas que validan esos ataques. A este tipo de modelos se les ha denominado *modelos de segunda generación.*

El colapso del régimen de tipo de cambio fijo se producirá por la indeterminación del equilibrio que aparece cuando los agentes esperan que

el ataque especulativo cambie la política macroeconómica del gobierno. Los agentes económicos privados saben que, en el caso de un ataque, la moneda abandonará el sistema de tipos de cambio fijos y que, sin el freno de la fijación de la paridad, el gobierno adoptará una política expansionista del crédito doméstico[11]. Bajo este escenario, los especuladores esperan que las autoridades validen cualquier ataque con un giro en su política de crédito doméstico. Por esta razón, en ocasiones se califica a estos procesos como "ataques autorrealizables" o "self-fulfilling attacks"[12], ya que una vez que las expectativas de los agentes "saltan" a la posibilidad de devaluación o crisis del sistema de cambios, el ataque tiene lugar irremisiblemente. Lo verdaderamente relevante consiste, sin embargo, en saber qué puede inducir a los agentes a creer que el ataque cambiará la política del gobierno, cuáles son los indicios, las señales, las variables macroeconómicas que hemos de observar para inferir la posibilidad de un ataque.

El hecho de que estos nuevos modelos hayan surgido con posterioridad a los procesos especulativos que sufrieron los países del SME y la crisis del Peso mexicano en 1994, implica la existencia de ciertos elementos diferenciadores entre estos ataques y aquellos sufridos por México o Argentina en la década de los años setenta y ochenta y que dieron lugar a los primeros trabajos relativos a crisis monetarias o crisis de balanza de pagos.

Sobre todo, en el caso que más nos interesa, la crisis de 1992 y 1993 de los países pertenecientes al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, la fragilidad del Sistema Monetario Europeo por vicios de funcionamiento adquiridos, la etapa del ciclo económico, especialmente delicada y caracterizada por una profunda recesión y las divergencias económicas entre los miembros del Sistema, todas ellas, características descritas en el primer capítulo de este trabajo, perfilaban un preocupante escenario y colocaban a los países con mayores desequilibrios en una situación peligrosa, en lo concerniente al

[11] La otra posible elección es la devaluación en vez del abandono, lo cuál también permitiría un mayor margen en la articulación de la política monetaria.

[12] El origen del término es muy anterior al periodo cronológico en el que se han desarrollado los modelos de segunda generación. Gale (1982), después de un análisis relativo a las decisiones de realineamiento, concluye que las devaluaciones pueden ser un fenómeno "autorrealizable" o "self-fulfilling"

mantenimiento de sus paridades. Sin embargo, ninguna de estas cuestiones parece ser una variable esencial en los modelos que ya se han estudiado. Las políticas económicas de los países miembros del SME, no responden al patrón de comportamiento estudiado por los *modelos de primera generación.* La experiencia del Sistema y la crisis del Peso mexicano, en Diciembre de 1994, han forzado al replanteamiento de las razones que conducen a ataques especulativos de tal virulencia.

Una de las críticas más evidentes a los primeros modelos que demuestra su falta de adecuación a los procesos especulativos dentro del Sistema se refiere a la motivación de los miembros para fijar sus paridades. En la elección de un sistema de tipos de cambio fijos o cuasi-fijos, como en el caso de los países pertenecientes al SME, el deseo de las autoridades de establecer un ancla nominal para su política monetaria, y controlar así la inflación es el elemento determinante. Bajo esta motivación, asumir, como lo hacen los primeros modelos de crisis especulativas, que la política de crédito doméstico es exógena, no es sostenible.

Nos cuestionamos, por tanto, las diferencias fundamentales entre los dos tipos de análisis derivados de los dos tipos de modelos. Aquellos que se han analizado en la sección anterior combinaban una norma lineal de comportamiento del sector privado de la economía, en la función de demanda de dinero, con un comportamiento, lineal también, del gobierno que venía dado por la variable de crecimiento del crédito doméstico. Una de las aportaciones más importantes de los modelos de crisis monetarias de segunda generación, es la introducción de comportamientos no lineales de los agentes que, en los primeros modelos fueron ignoradas. En particular, los modelos más recientes se han centrado en la incorporación de no linealidades en las funciones de comportamiento del gobierno. La introducción de normas de comportamiento de las autoridades del país permitirán abordar la cuestión de los incentivos que un gobierno puede tener para devaluar o abandonar el sistema de cambios fijo, cuando la evolución de ciertas variables macroeconómicas de su economía hace muy complicado o, incluso insostenible el mantenimiento de la paridad. la evolución de esas variables puede ser el elemento que induce a los agentes a

creer en la posibilidad de un abandono del sistema de cambios.

Los primeros modelos en los que se contempla la posibilidad de saltos entre diferentes equilibrios, que no implican un verdadero empeoramiento en la evolución de las variables monetarias, como en los modelos clásicos planteados en la sección anterior, datan del mismo tiempo que estos primeros modelos seminales clásicos de crisis de balanza de pagos. El modelo planteado por Flood y Garber (1984a) elaborado en el contexto del patrón oro ya mostraba la posibilidad de ataques autorrealizables a un precio fijo. Sin embargo, es el trabajo de Obstfeld (1986) el primero que estudia esta posibilidad aplicándolo a un tipo de cambio fijo.

El artículo de Obstfeld fue elaborado en el tiempo en el que los economistas estaban convencidos de la existencia de fuertes desequilibrios macroeconómicos en las economías que sufrían crisis de balanza de pagos. De hecho, ha sido ya mencionado en la sección anterior. En la primera parte elabora un modelo tradicional, estocástico de tipo de cambio fijo, donde los principales supuestos son:

- El crédito doméstico puede desviarse de su nivel en media constante, sólo por una perturbación que sigue un proceso de covarianza estacionaria $AR(1)$.
- Los Shocks o innovaciones sobre el crédito doméstico son suficientemente pequeños.
- Los agentes no esperan ningún cambio en la política de las autoridades monetarias en el caso de una crisis monetaria.

Bajo estos supuestos, el autor demuestra que, la posibilidad de un ataque especulativo es un evento de probabilidad cero.

Obstfeld, también analiza el caso en el que la política de crédito doméstica sigue un paseo aleatorio con deriva en vez de un proceso estacionario de varianza finita, como en el caso anterior. Esta es la parte más tradicional de su

contribución, ya que continua la línea emprendida por Flood y Garber (1984).

En la segunda parte de su artículo se encuentra la aportación más novedosa. Construye un nuevo modelo que parte de los dos primeros supuestos y supone, a demás, que los agentes sí esperan un cambio en la política de crédito del gobierno, hacia una senda inflacionista, si se produce un ataque especulativo. Sin embargo, no existe la posibilidad de comportamientos no líneales del gobierno. A pesar de tratarse de una ampliación de los modelos clásicos de primera generación, la propuesta es interesante, al permitir cambios en el comportamiento del gobierno hacia una política expansiva del crédito doméstico.

2.3.2 Ampliación del modelo clásico de crisis monetarias

Las ecuaciones básicas que se plantean no difieren demasiado de aquellas de los modelos clásicos ya analizados, sólo la estrategia de creación monetaria es diferente.

Se supone una regla de creación del crédito doméstico tal como:

$$\frac{D_t}{D_{t-1}} = \mu + \xi_t \tag{2.3.2.1}$$

dónde

$$\xi_t = \vartheta \xi_{t-1} + v_t \tag{2.3.2.2}$$

para sustituir a las expresiones (2.2.2.1) y (2.2.2.2), respectivamente. Suponemos, además que $0 \leq \vartheta \leq 1$ y $E_{t-1}[v_t] = 0$.

En los modelos de primera generación que hemos analizado, la política de crédito doméstico creciente conduce, inevitablemente al colapso del sistema. Para excluir esta posibilidad, consideramos:

$$prob[\nu_t < u_t] = 1$$

para

$$u_t = \bar{S} - \tilde{S}_t = \bar{S} - \frac{\gamma \vartheta \xi_{t-1}}{(i_t - i_t^*)} \tag{2.3.2.3}$$

tal que:

$$prob\left[\xi_t < \frac{\gamma\vartheta\xi_{t-1}}{(i_t - i_t^*)}\right] = 1$$

Es decir, el tipo de cambio fijo se mantendrá indefinidamente, con probabilidad uno. En este modelo, por tanto, la política de crédito doméstico se puede desviar de su nivel de media constante a través de la perturbación ξ_t de varianza finita. Se supone a demás, que los shocks sobre el crédito doméstico son pequeños y los agentes no esperan ningún cambio en la política de crédito en el caso de una crisis.

Para demostrar que un ataque a las reservas del Banco Central es un evento de probabilidad cero, se utiliza el concepto de "tipo de cambio sombra", $\tilde{S}$ o tipo de cambio después del ataque, obtenido para el equilibrio con expectativas racionales de una economía con libre flotación de su tipo de cambio.

Todas las reservas que excedan a aquel nivel mínimo para el cuál se produce el ataque, R_0, serán adquiridas por los especuladores cuando comience la flotación. La combinación de las ecuaciones (2.2.1.1) y (2.2.1.2), junto con las ecuaciones de paridad internacional permiten obtener la evolución del tipo de cambio flotante, en cualquier momento t, posterior al ataque en T:

$$-a_1 E_t\left[\tilde{S}_{t+1}\right] + (a_0 + a_1)\tilde{S}_t = R_0 + D_t \tag{2.3.2.4}$$

La solución de punto de silla[13] para $\tilde{S}_T$ es:

$$\tilde{S}_T = (a_0 + a_1)^{-1}\sum_{j=0}^{\infty}(\frac{a_1}{a_0 + a_1})E_t\left[R_0 + D_{T+j}\right] \tag{2.3.2.5}$$

y bajo los supuestos de las ecuaciones (2.3.2.1) y (2.3.2.2), el tipo de cambio sombra vendrá dado por:

$$\tilde{S}_T = \frac{R_0 + D_0}{a_0} + \frac{\xi_t}{a_0 + a_1(1 - \vartheta)} = \frac{\gamma\vartheta\xi_{t-1}}{(i_t - i_t^*)} \tag{2.3.2.6}$$

[13] Obstfeld y Rogoff (1983 y 1986). La solución de punto de silla excluye la posibilidad de burbujas autorrealizables. Los autores justifican la utilización de la condición de punto de silla en contextos de optimización de modelos monetarios.

Puesto que $\bar{S} > \frac{R_0+D_0}{a_0}$, entonces $\tilde{S}_T < \bar{S} + \frac{\xi_t}{a_0+a_1(1-\vartheta)}$ tal que $\tilde{S}_T < \bar{S}$ si $\xi_t \leq 0$.

Por otra parte, como asumimos anteriormente: $\xi_t < a_0\bar{S} - D_0 - R_0 = \frac{\gamma\vartheta\xi_{t-1}}{(i_t - i_t^*)}$ con probabilidad uno. Tal que si $\xi_t > 0$ entonces:

$$\bar{S} > \frac{\xi_t - (R_0 + D_0)}{a_1} > \tilde{S}_T$$

y por lo tanto:

$$\bar{S} = \frac{\gamma\vartheta\xi_{t-1}}{a_0(i_t - i_t^*)} + \frac{R_0 + D_0}{a_0} > \frac{\xi_t - (R_0 + D_0)}{a_1} > \tilde{S}_T$$

Puesto que la moneda tiende a apreciarse inmediatamente si el Banco Central pierde sus reservas en T, la posibilidad de ataques especulativos es un suceso de probabilidad cero. Como consecuencia, el tipo de interés doméstico y el extranjero tienden a ser iguales.

El elemento fundamental en este análisis se basa en que los agentes no esperan ningún cambio en la política del gobierno después de un ataque. La política de crédito doméstica que viene dada por las ecuaciones (2.3.2.1) y (2.3.2.2) no cambiaría. Simplemente, el Banco Central dejaría de intervenir en los mercados de cambios internacionales cuando sus reservas se agotaran.

Por el contrario, si los agentes creen en un posible cambio de la política de crédito del gobierno, el equilibrio de la economía podría estar indeterminado y un ataque especulativo sería posible incluso, si el tipo de cambio hubiera podido mantenerse indefinidamente en ausencia de tal ataque. Con el fin de ilustrar dicha posibilidad, Obstfeld considera el caso de una crisis inducida por posibles cambios en las políticas del gobierno que, si son anticipadas por los agentes, conducirán a una indeterminación del equilibrio y a la posibilidad de ataques "self-fulfilling" o autorrealizables al tipo de cambio.

Los supuestos básicos de este modelo son:

1 El tipo de cambio es fijo en $\bar{S}$ y el proceso de creación de crédito doméstico

está dado por las ecuaciones (2.3.2.1) y (2.3.2.2), es decir:

$$\frac{D_t}{D_{t-1}} = \mu + \xi_t \tag{2.3.2.1}$$

$$\xi_t = \vartheta \xi_{t-1} + v_t \tag{2.3.2.2}$$

2 Las expectativas de los agentes se construyen en la creencia de que si se produce el colapso, el Banco Central permitirá la flotación del tipo de cambio y la nueva regla de creación de crédito en cualquier momento t, ahora posterior al colapso, vendrá dada por:

$$D_t = D_{t-1} + \mu_t \qquad \text{donde } E_{t-1}(\mu_t) = \mu_t > 0 \tag{2.3.2.7}$$

lo que implica un crecimiento monótono del crédito, y consiguientemente, una política expansiva o inflacionista.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

La justificación de "switches" o cambios en la política del gobierno hacia una senda inflacionista, se puede realizar por varias vías, por ejemplo, cuando las reservas alcanzan su nivel mínimo, R_0, y el gobierno no puede pedir prestado en los mercados exteriores o, cuando el gobierno articula algún tipo de control de capitales, o cuando los agentes esperan una inmediata devaluación después del ataque. En diferentes trabajos de la literatura teórica y empírica de crisis monetarias se han considerado estos cambios en la política gubernamental, que han sido introducidos en los modelos de diferentes formas.

Por ejemplo, Buitler (1987) analiza el momento y la magnitud de un ataque especulativo en el caso de que la autoridad central no mantenga una actitud pasiva, permitiendo que sus reservas se agoten. El Banco Central puede modificar su política de crecimiento del crédito doméstico (si no está supeditada a la financiación del déficit público) o puede recurrir a los mercados de capitales, pidiendo préstamos[14]. El acceso a créditos evitaría, indefinidamente el colapso.

[14] La posibilidad de pedir préstamos aparece también en Obstfeld (1984)

Sin embargo, si recurre a incrementar el ratio de crecimiento del crédito doméstico, μ, éste no se podría mantener indefinidamente sobre el tipo de interés de los préstamos y en este caso también se produciría el ataque[15].

Buiter considera el momento en el que los préstamos se materializan como una cuestión importante en la determinación del tiempo y la magnitud del colapso. Utiliza un modelo determinista en tiempo continuo y un modelo estocástico en tiempo discreto (similares a Flood y Garber, 1984b), para demostrar que, sin una corrección fiscal que cubra la carga de intereses derivada de los préstamos, la magnitud del ataque especulativo será mayor en ambos modelos. En cuanto a la determinación del momento exacto del ataque, si los préstamos se producen inmediatamente antes del ataque, la crisis, probablemente, se retrasaría, mientras que si se produjeran con suficiente anterioridad al momento del ataque especulativo, la crisis se desencadenará antes. Las razones de esta secuencia temporal diferente dependiendo de la fecha en la que se piden los préstamos, está relacionada con el coste de los mismos y su efecto sobre el déficit fiscal del Estado, ya que, obligaría a incrementar el ratio de crecimiento del crédito doméstico, μ, lo cuál precipita el ataque.

En esta misma línea, otros modelos han aplicado medidas tendentes a evitar la pérdida de reservas y por tanto la posibilidad de cambios en la política del gobierno en el caso de un ataque, lo que, evidentemente, dota de cierta capacidad empírica a estos modelos, adecuándolos a la realidad de la mayoría de las economías que han sufrido turbulencias especulativas sobre sus monedas[16]. Los más relevantes aplican medidas de control de capitales, que pueden ser permanentes o transitorios. La introducción de controles permanentes a los movimientos de capital se puede realizar modificando la ecuación de paridad de interés no cubierta de la sección 2.2 de la siguiente manera:

[15] Para un estudio de la relación entre ataques especulativos y la solvencia del sector público en una economía con emisión de deuda ver: Wijnbergen (1988 y 1991) y, también, Ize y Ortiz (1987)

[16] Edwards (1989) constata la existencia de controles en varios países de América Latina y, medidas de control de capitales temporales en países desarrollados, sobre todo europeos, en momentos en que la moneda nacional era presionada por los mercados de cambios extranjeros.

$$i_t = (1-\rho)\left[i_t^* + \frac{E_t S_{t+1} - S_t}{S_t}\right] \qquad \text{donde } 0 < \rho < 1 \qquad (2.3.2.8)$$

de forma que las desviaciones del tipo de interés nacional respecto a la paridad

de intereses no cubierta, son explicadas por la existencia de controles de capital. Los controles vendrán dados por un impuesto proporcional sobre las ganancias del tipo de interés extranjero. Ahora el momento del colapso, y resolviendo de forma similar a como hicimos en el modelo inicial:

$$\tilde{t} = \frac{1}{2}\left[\frac{R_0 - D_0}{\mu}(1-\rho) - \frac{1}{\beta\gamma(i_t - i_t^*)}\right] \qquad (2.3.2.9)$$

Lo que implica que, según este resultado, cuanto mayor sea el grado de control en los movimientos de capital, es decir mayor sea ρ, más tiempo se retrasará el colapso.

El impacto de los controles de capital temporales ha sido estudiado por Bacchetta (1990), Dellas y Stockman (1988) y Wyplosz (1986). En el modelo de Wyplosz, estas medidas de control podrán tener éxito en la protección del régimen de tipo de cambio fijo, al imponer un límite al volumen potencial de transacciones especulativas. Sin embargo, en el modelo de Dellas y Stockman, la amenaza de controles provocará el ataque en vez de evitarlo. Bacchetta muestra que las restricciones a los movimientos de capital, podrán tener también efectos en las variables reales. La anticipación de los controles afectará al comportamiento de los agentes, tan pronto como éstos sean anunciados o, tan pronto como los agentes se percaten de la inconsistencia de la política fiscal del gobierno y del régimen de tipo de cambio fijo. Los controles se traducirán en un saldo por cuenta corriente deficitario al sustituirse las salidas de capital por importaciones. El ataque se llevará a cabo, exactamente antes de que los controles sean impuestos[17].

Si retomamos el modelo, bajo los supuestos 1 y 2, uno de los equilibrios en los que la economía se podría hallar es aquel en el que los agentes no esperan ningún

[17] Agenor (1990) elabora un modelo estocástico de crisis en países en vías de desarrollo en el que los agentes se encuentran sujetos a controles permanentes en las transacciones comerciales y de capital. Su análisis sugiere que los controles no posponen la crisis sino que la precipitan.

colapso, no habrá ataque a las reservas del Banco Central y por tanto, tampoco habrá ningún cambio en la política de crédito doméstico. Las expectativas se autorrealizan porque el tipo de cambio fijo, $\bar{S}$, permanecerá en el tiempo con probabilidad uno.

Sin embargo, Obstfeld señala que también existen otras posibilidades, y por tanto múltiples equilibrios, dependientes de las creencias o expectativas de los agentes sobre la probabilidad de un ataque. Cualquiera de esas posibilidades también son "equilibrios self-fulfilling" o autorrealizables. Bajo el supuesto de que las autoridades validen cualquier ataque, con un cambio "ex post" de su política de crédito hacia una senda inflacionista, se intenta encontrar el nuevo equilibrio de la economía.

BIBLIOTECA VIRTUAL

El tipo de cambio sombra, o tipo de cambio después del ataque, $\tilde{S}_t$, si se produce el paso a un sistema de flotación en t, y por tanto, el nivel de reservas centrales está en su mínimo, viene dado de nuevo por la ecuación (2.3.2.5), y con la nueva norma de crecimiento del crédito, (2.3.2.7):

$$\tilde{S}_t = a_0^{-1}(R_0 + D_t) + a_0^{-2}a_1\mu$$

y sustituyendo $\frac{D_t}{D_{t-1}} = \xi_t = \mu + \vartheta\xi_{t-1} + v_t$

$$\tilde{S} = \frac{R_0 + D_0}{a_0} + \frac{\gamma\vartheta\xi_{t-1}}{a_0(i_t - i_t^*)} \tag{2.3.2.10}$$

Al considerar que una crisis conlleva expectativas de futura inflación, es posible que el tipo de cambio se deprecie si el Banco central se ve forzado a abandonar el régimen de tipo de cambio, es decir, el tipo de cambio post-ataque será mayor que el tipo de cambio fijo:

$$\frac{R_0 + D_0}{a_0} + \frac{\gamma\vartheta\xi_{t-1}}{a_0(i_t - i_t^*)} + a_0^{-2}a_1\mu > \bar{S}$$

lo que puede ocurrir aún cuando las reservas no estén en su nivel mínimo, es decir, aunque $a_0\bar{S} - D_0 - \xi_t > R_0$. Por lo anterior, se puede decir que un ataque ocurre siempre que:

$$\xi_t > (a_0\bar{S} - R_0 - D_0) - a_0^{-1}a_1\mu \equiv \bar{C} \tag{2.3.2.11}$$

Podemos suponer que al comenzar el período t, se hace pública la cantidad de crédito doméstico. La economía puede encontrarse en dos posibles estados de la naturaleza. En el primero de ellos, que ocurrirá con probabilidad π, los agentes creen que un ataque sobre las reservas del Banco Central se producirá, si y sólo si, $\xi_t > \bar{C}$. Pero, esperan que en el estado dos, que ocurrirá con probabilidad $1 - \pi$, no se producirá ningún ataque.

Si la economía se encuentra en el estado uno, todos los agentes privados, especuladores, tendrán incentivos para participar en el ataque, vendiendo sus tenencias de dinero nacional porque esperan la depreciación de la moneda.

En el caso de que $\pi = 0$, nos encontraríamos en el equilibrio del modelo anterior y no se produciría ningún ataque especulativo. Si $\pi > 0$, y existen equilibrios, los ataques a la moneda nacional son posibles y el tipo de interés nacional puede ser mayor que el del país extranjero (aún cuando el tipo de cambio permanezca fijo en $\bar{S}$) como compensación por las posibles pérdidas esperadas en el caso de un colapso del tipo de cambio.

La cuestión relevante que se plantea en este punto es si existen equilibrios cuando la probabilidad de un ataque es positiva, $\pi > 0$. El problema deriva de la posibilidad de que los shocks sobre el crédito doméstico conduzcan a una altración del tipo de interés nacional, i, que no provoque un cambio similar en las reservas nacionales. Para evitar el problema, se restringe el tamaño de las innovaciones, ν_t, de manera que[18]:

$$prob\left[\nu < (1 - \vartheta)\bar{w}\right] = 1$$

donde $\bar{w}$ es positivo y satisface que $\bar{C} < \bar{w} < a_0\bar{S} - R_0 - D_0$, de esta manera,

es posible asegurar la existencia de equilibrios en un régimen de tipo de cambio fijo y probabilidad de ataque a la moneda nacional.

[18] Con la restricción de ν_t que se asumió en la ecuación (2.3.2.2) no se podían evitar expansiones inesperadas del crédito que llevaran a las reservas a su límite, R_0, y por tanto condujeran a un ataque súbito. La inecuación (2.3.2.11) sólo era posible con las restricciones impuestas en la ecuación (2.3.2.2)

Se puede demostrar[19] que existe un valor $\bar{\pi} > 0$ tan pequeño que para $\pi < \bar{\pi}$, las reservas nacionales no alcanzarán su nivel mínimo, R_0, cuando el estado de crisis o ataque de la economía no se haya producido y el tipo de cambio esté fijo en $\bar{S}$. Los posibles valores de π, que estén comprendidos en el intervalo $[0, \bar{\pi})$, definen una continuidad de posibles equilibrios estocásticos, en los que el régimen de cambios es fijo y el estado de crisis no ha ocurrido.

Un resultado especialmente interesante que se puede inferir del análisis es el nivel de tipos de interés nacional en el periodo de tipo de cambio fijo para la probabilidad de crisis, en el intervalo $[0, \bar{\pi})$. La ecuación (2.3.2.1) caracteriza a la economía en el momento t, cuando no hay ataque a la moneda nacional. Entonces, si $\xi_t < \bar{C}$ nunca se producirá un ataque en el momento $t+1$ y el tipo de cambio permanecerá fijo. Sólo si $\xi_t > \bar{C}$ la crisis se producirá con probabilidad π. El tipo de cambio esperado en ese momento $t+1$ y dado que no se ha producido ningún ataque, viene dado a partir de la ecuación (2.3.2.10):

$$E_t\left[S_{t+1}\right] = \left[1 - \pi g\left(\xi_t\right)\right]\bar{S} + \pi g\left(\xi_t\right)\left\{a_0^{-1}\left(R_0 + D_0 + \vartheta\xi_t\right.\right.$$

$$\left.\left. + E\left[\nu_{t+1} \mid \nu_{t+1} > \bar{C} - \vartheta\xi_t\right]\right) + a_0^{-2}a_1\mu\right\} \qquad (2.3.2.12)$$

y donde $g\left(\xi_t\right) \equiv prob\left[\nu_{t+1} > \bar{C} - \vartheta\xi_t\right]$.

La ecuación muestra que el tipo de cambio esperado es una suma ponderada del tipo de cambio fijo y el ratio esperado consistente con el equilibrio de los mercados de activos si se produce el colapso. Puesto que el segundo término no puede ser menor que $\bar{S}$, entonces la única posibilidad es:

$$E_t\left[S_{t+1}\right] \geq \bar{S}$$

y de esta forma:

$$i_t = i_t^* + E_t\left[\left(\frac{S_{t+1}}{\bar{S}}\right) - 1\right] \geq i_t^*$$

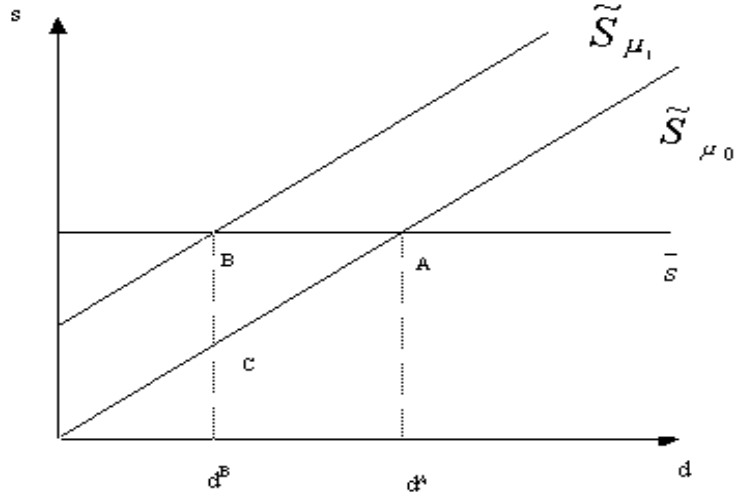


Figura 2.4: Ataque condicionado a la Política de Crédito

Lo que, demuestra que cuando existe posibilidad de ataque a la moneda nacional, el tipo de interés doméstico se mantiene más elevado que el extranjero.

En la figura 2.4, se representan los diferentes equilibrios que pueden aparecer, según el modelo.

En esta figura existen dos diferentes tipos de cambio sombra, uno para cada uno de los ratios de expansión del crédito doméstico, μ_0 y μ_1. La línea para el tipo de cambio sombra, donde $\mu = \mu_0$ corta a la curva que representa el tipo de cambio fijo $\bar{S}$, en el punto A, y la que representa el tipo sombra cuando $\mu = \mu_1$, la corta en el punto B.

Si d se encuentra a la izquierda de d^B, y sin ataque, el tipo de cambio sombra

[19] Ver el apéndice en Obstfeld (1986), donde se demuestra que la probabilidad de crisis π puede ser tan pequeña que si el primer estado de la naturaleza no ocurre (estado de ataque), ningún colapso o ataque al régimen de tipos de cambio fijo es consistente con el equilibrio en el mercado monetario.

viene representado por la línea $\tilde{S}_{\mu_0}$. Si los especuladores atacaran la moneda nacional, el tipo sombra saltaría hasta $\tilde{S}_{\mu_1}$, que estaría por debajo del tipo de cambio fijo. Por esta razón, cualquier ataque supondría una pérdida para los especuladores, con lo que no hay incentivos para desatar el proceso. Se puede afirmar que cuando la política de crédito doméstica no es creciente (μ_0), la política de mantenimiento del tipo de cambio fijo es compatible con la política de crédito nacional y la paridad se mantendrá indefinidamente.

Si el nivel de crédito es d^B, tenemos dos posibles equilibrios. Con $\mu = \mu_0$, El tipo sombra corresponde a la recta más baja, y el equilibrio estaría en C. Si los agentes atacan la moneda doméstica, el tipo sombra salta desde C hasta B. Todavía, sin embargo, no se obtienen ganancias con este comportamiento. La economía podría situarse, indefinidamente en C o en B. Si los fundamentos se encuentran en d^B, no hay beneficios ni pérdidas derivadas del ataque a la moneda nacional. Tanto B como C son puntos de equilibrio viables y la posibilidad de colapso depende de "animal spirits"[20].

Si el nivel de crédito nacional, se encuentra en el rango comprendido entre d^A y d^B, existirían múltiples equilibrios si los especuladores son pocos o están descoordinados, o bien, afrontan un coste elevado por la especulación. Dependiendo de las expectativas de los agentes, la economía se encontrará en una de las dos rectas que representan el tipo de cambio sombra.

Si suponen que, un ataque no se producirá, el tipo sombra relevante es el de la recta $\tilde{S}_{\mu_0}$. Si, por el contrario, las expectativas son de ataque, la economía saltará hasta la recta $\tilde{S}_{\mu_1}$. En este segundo caso, ningún agente individual mantendrá moneda nacional ya que, convencidos del ataque, cuando éste ocurra, tendrían pérdidas. Todos los especuladores participarán en el colapso del tipo de cambio fijo, conduciendo a una política más expansionista de crédito μ_1.

En este caso, si las variables fundamentales de la economía (en nuestro caso,

[20] Se ha denominado "animal spirits" a los sentimientos del mercado o expectativas autorrealizables de los agentes.

política de crédito) se encuentran en el rango $d^A < d < d^B$, existen múltiples equilibrios de la economía. La paridad fija se mantendrá indefinidamente, a menos que la coordinación de expectativas o acciones de los agentes, causen un ataque.

En la cuarta y última posibilidad, la economía se sitúa a la derecha de d^A. En este caso el régimen de tipo de cambio fijo es colapsado ya que existen claras oportunidades de beneficio para los especuladores.

Una vez considerada la posibilidad de múltiples equilibrios, parecería relevante considerar las aportaciones de la literatura sobre la actuaciones de coordinación de expectativas entre los agentes económicos.

Morris y Shin (1995) muestran que atacar la moneda puede ser el único equilibrio existente, eliminando con ello la multiplicidad, cuando existe algún tipo de incertidumbre. Analizan un juego especulativo en el que cada agente obtiene información sobre el estado de los fundamentos de la economía, pero con un pequeño margen de error Λ (siendo $\Lambda > 0$), de manera que, si el verdadero rango del crédito doméstico es $\bar{d}$, los agentes consideran que ese valor está en el intervalo $\left[\bar{d} - \Lambda, \bar{d} + \Lambda\right]$.

Cada inversor ha de considerar las opciones de los demás individuos y tiene que contemplar las propias, si el tipo de cambio es insostenible. Si existen posibles ganancias, los otros agentes creerán que el régimen no podrá mantenerse mucho tiempo. Sin demasiados costes en la toma de posiciones contra el gobierno, tiene sentido para el inversor individual la especulación, incluso, aunque supiera que en cualquier otro caso el sistema se mantendría estable[21]. Si todos los especuladores se comportan de la misma forma, el único equilibrio, cuando los fundamentos descansan en el intervalo entre d^A y d^B, es el ataque.

La crisis del SME de 1992-93 se ha considerado un caso extremo de creencias

[21] Mantener moneda nacional podría ser muy beneficioso pero también arriesgado ya que hay que presuponer que todos los demás agentes van a hacer exactamente lo mismo.

o expectativas de este tipo. Cualquier anuncio, comunicado o acción del Banco Central Alemán, se consideraba, en los mercados, como un cambio en el grado de compromiso de Alemania con el proceso de construcción de la Unión Europea. En ese caso, incluso si un agente individual consideraba que el sistema era sostenible, había de observar o preocuparse por las interpretaciones que los otros especuladores podían hacer ante las intervenciones del Bundesbank. En el sentido anterior, la crisis del SME pudo estar motivada por la preocupación de algunos agentes sobre las creencias de los otros[22].

Otra explicación para la existencia de ataques especulativos es lo que se ha denominado "información en cascadas"[23]. En este caso, la falta de conocimientos comunes sobre el estado de los fundamentos no es relevante, como en el caso anterior. Cada uno de los inversores tiene alguna información sobre el estado de la economía, y con esa información decide si mantener saldos en moneda nacional o, por el contrario vender. Si un primer inversor, "n", recibe "malas señales" sobre el nivel o crecimiento del crédito doméstico (nuestra, por ahora, única variable fundamental), decide vender sus tenencias de moneda nacional. El inversor "$n+1$" puede olvidar sus propias expectativas sobre lo que ocurrirá con el régimen de tipo de cambio, y vender, basándose en que el inversor "n" ha vendido. Esta norma de decisión provoca un efecto dominó. La mayoría de los especuladores actuarán dependiendo de lo que otros hagan, y no tanto, teniendo en cuenta sus propias creencias.

Calvo y Mendoza (1997), partiendo del marco anterior de información en cascadas, consideran un mercado globalizado con muchos e idénticos agentes, que toman sus decisiones de forma simultánea. Los autores hallan que la existencia de pequeños rumores puede provocar comportamientos "dominó" y mover a la economía de un equilibrio de no ataque, a uno de ataque.

Esta teoría de posibles ataques, basados en información en cascadas, ha sido muy criticada. En un contexto en el que los agentes pueden ajustar y corregir

[22] Morris y Shin también consideran la posibilidad de multiplicidad de equilibrios si existe información perfecta. Si las señales sobre el estado de las variables fundamentales son conocidas por todos, aún cuando no se adecúen a la verdadera situación.

[23] Banerjee (1992) y Bikhchandani, Hirshleifer y Welch (1992)

sus expectativas, no parece coherente considerar que ignoran nueva información de los mercados o su propia información. Por otro lado, si las interacciones de los individuos juegan un papel tan relevante, no es muy lógico pensar que los posibles beneficios para los especuladores emergen de la acción individual de uno sólo, que actuó sin tener en cuenta el comportamiento de todos los demás[24].

2.3.3 Modelos de crisis monetarias con funciones de comportamiento no líneales del gobierno

El trabajo, otra vez de Obstfeld es, de nuevo básico, en el avance del estudio teórico de crisis monetarias. En su artículo "The Logic of Currency Crises" (1994), se introduce la posibilidad de funciones de comportamientos no líneales en las normas de actuación del gobierno o autoridad monetaria del país en cuestión.

Supongamos que la conducta del gobierno se concreta en la siguiente función:

$$\min L = \frac{\theta}{2}\delta^2 + \frac{(\delta - E\delta - \varepsilon - \kappa)^2}{2} \qquad (2.3.3.1)$$

donde, L es la función de pérdida social del gobierno; δ es el ratio de depreciación de la moneda nacional; $E\delta$ es el ratio esperado de depreciación; ε es una perturbación de media cero y varianza σ^2; κ es una medida de distorsión y θ es el peso relativo otorgado al cambio en los precios[25]. Todas las variables están tomadas en el mismo período, excepto el operador de expectativas, que se construye para los valores pasados de las variables. Obstfeld estudia dos tipo de modelos, uno de ellos requiere la fijación de una política sin tener en cuenta el estado actual de la economía, es decir, sin considerar la perturbación, ε[26] y el otro, permitirá al gobierno fijar su política, después de observar el estado.

La ecuación (2.3.3.1) es una adaptación de los modelos de Kydland y Prescott (1977), y Barro y Gordon (1983) de políticas inconsistentes. Los primeros

[24] Morris y Shin (1995)

[25] Esta función refleja los intentos de minimizar tanto las variaciones en los precios relativos reales y en las variaciones inesperadas de los mismos; o bien minimizar una función de variaciones inesperadas en los precios para estabilizar el desempleo o el ciclo real en el que se encuentra su economía.

[26] Consideramos que la norma es la existencia de un tipo de cambio fijo.

mostraron que una política es sistemáticamente inflacionista cuando se basa en expectativas predeterminadas en un entorno distorsionado. Cada período el gobierno está tentado a aprovechar las expectativas predeterminadas del sector privado para expandir la economía. El sector privado conoce esta posibilidad y tiene expectativas de inflación, o lo que es lo mismo, tiene expectativas de devaluación, con lo que se convierte en un óptimo para el gobierno validar tales expectativas.

Para calcular el valor esperado de esa función de pérdidas, se supone, en primer lugar que el tipo de cambio es fijo y por lo tanto, $E\delta = 0$, de forma que:

$$EL^{(1)} = \frac{\sigma^2 + \kappa^2}{2} \tag{2.3.3.2}$$

representa el valor esperado de la función de pérdidas del gobierno si actúa bajo la norma, es decir, la existencia de un tipo de cambio fijo.

En el segundo caso, bajo discrecionalidad del gobierno, es decir, cuando actúa teniendo en cuenta las expectativas predeterminadas de los agentes privados, y considerando, en este caso, la posibilidad de que el gobierno pueda devaluar[27]:

$$EL^{(2)} = \frac{\sigma^2}{4} + \kappa^2 \tag{2.3.3.3}$$

Las ecuaciones (2.3.3.2) y (2.3.3.3) ilustran el resultado del modelo de Kydland y Prescott. Cuando no hay perturbaciones que azoten la economía, claramente, $\sigma^2 = 0$, esa función es menor bajo el supuesto de existencia de un tipo fijo, que bajo la hipótesis de discrecionalidad. Sin embargo, con la existencia de shocks, $\sigma^2 > 0$, entonces, y para un σ^2 suficientemente grande respecto a κ, la discrecionalidad o posibilidad de que el gobierno pueda abandonar el régimen de tipo de cambio fijo, sería preferible.

En general, se considera que el gobierno debería perseguir una estrategia mixta entre ambos comportamientos, esto es, fijar su tipo de cambio con la posibilidad de "escape"[28] si las perturbaciones a las que se ve sometida la

[27] El sector privado asume la norma de comportamiento del gobierno y, entonces: $E\delta^2 = \frac{\kappa}{\theta}$. La ecuación (2.3.3.3) se obtiene para un valor de $\theta = 0$.

[28] Obstfeld (1991)

economía son particularmente fuertes. Evidentemente, esta opción de una cláusula de escape, debe de ser una posibilidad costosa para el gobierno, porque sino la discrecionalidad sería siempre la mejor opción. Con la posibilidad de cláusula de escape, el gobierno seguiría la norma, siempre que $L^{(1)} < L^{(2)} + C$ donde C es el coste en el que el gobierno incurrirá si elige la posibilidad de devaluar (cláusula de escape).

Debemos conocer o decidir cuál ha de ser el valor de la perturbación $\bar{\varepsilon}$, que será capaz de desencadenar la crisis y, por lo tanto, la devaluación:

$$L^{(1)}(\bar{\varepsilon}) < L^{(2)}(\bar{\varepsilon}) + C \tag{2.3.3.4}$$

Esta es una ecuación no lineal, debido fundamentalmente a que los agentes al formar sus expectativas sobre el ratio esperado de depreciación del tipo de cambio, al comienzo del periodo, lo hacen mediante una media ponderada de la probabilidad del ratio esperado bajo la norma, o régimen fijo, $E\delta^{(1)} = 0$ y el ratio, bajo posibilidad de devaluación $E\delta^{(2)} > 0$. La formación de las expectativas se realiza al comienzo del periodo, antes de saber cuál de las dos opciones será la que siga el gobierno.

En la figura 2.5, se representa este problema no líneal[29]

La curva representa $L^{(1)} - L^{(2)}$ y las rectas horizontales niveles de C arbitrarios. Las intersecciones se producen en dos puntos, uno de los puntos de corte, se corresponde con un valor pequeño de la perturbación ε_0 y el otro, para un valor de la misma más grande, ε_1.

Si los agentes creen que la perturbación para la cuál el gobierno abandonará el tipo de cambio fijo, es decir, la norma impuesta, es ε_1, entonces, adoptando este valor el gobierno resuelve su problema de optimización, y será ese el valor de la perturbación con el que se adopta la cláusula de escape, o lo que es lo mismo, se desencadena la devaluación. De la misma forma, si los agentes adoptan ε_0, este será el óptimo para el gobierno. De este manera, se ha demostrado la

[29] Ver Obstfeld (1994) para conocer la forma específica de las funciones. La simulación se ha realizado con el mismo valor de los parámetros que el autor asigna en el artículo original.

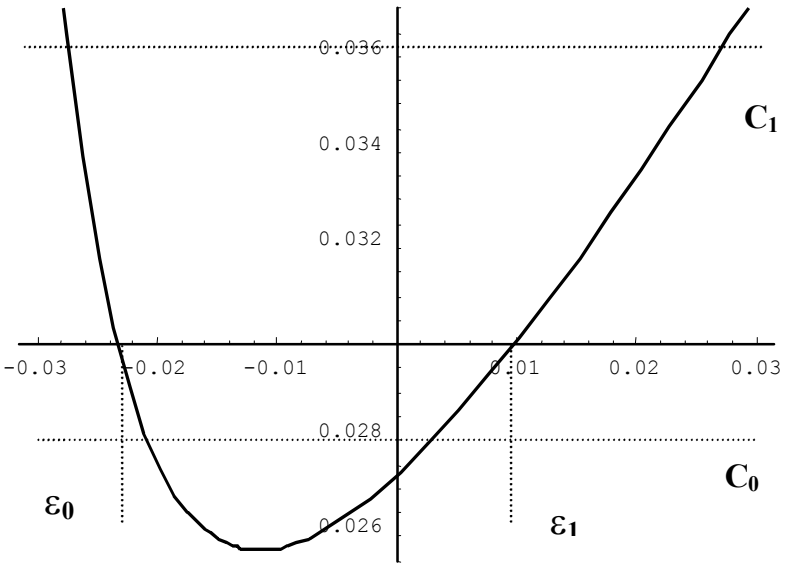


Figura 2.5: Posibilidad de Múltiples Equilibrios

posibilidad de múltiples equilibrios, a través de una función de comportamiento no lineal del gobierno.

Si existe la posibilidad de saltar de un equilibrio a otro y el coste de abandonar el tipo de cambio fijo aumenta, por ejemplo, hasta C_1, la crisis será un suceso más probable, porque disminuye el valor de la perturbación que desencadena la cláusula de escape[30].

El valor de C puede considerarse el grado o nivel de compromiso del gobierno con el acuerdo de cambios fijo. En el caso de los países europeos, pertenecientes al Mecanismo de Cambio e Intervención del SME, ese grado de compromiso era muy alto, antes del comienzo de la crisis, que azotó al Sistema, en Septiembre de 1992. El tratado de Maastrich (Diciembre de 1991), obligaba a los países que desearan formar parte de la futura Unión Europea, a haber permanecido, al menos dos años, sin realineamientos, dentro de la disciplina del Sistema. Esto implicaba, en la práctica, la imposibilidad de devaluar, las dificultades de acudir

[30] Flood y Marion (1997)

a la cláusula de escape, por parte de las autoridades de los países comunitarios.

A partir de estos trabajos, el número de estudios que enfatizan la posibilidad de múltiples ataques, se ha ido incrementando. Hoy día es el campo de trabajo actual de la mayor parte de los expertos.

Ozkan y Sutherland (1993, 1995), Obstfeld (1996b), Jeanne (1997), y Jeanne y Masson (1998), son ejemplos de estudios de *modelos de segunda generación*, algunos, incluso incorporan cierta capacidad empírica. En general, todos ellos muestran que cuando la tasa de paro de la economía, o la deuda pública son elevadas, puede ser demasiado costoso para un gobierno, defender, generalmente a través de elevaciones en sus tasas de interés, la paridad de su moneda. La principal contribución de este tipo de modelos es la conclusión de la dificultad de explicar y caracterizar algunas crisis monetarias, sólamente, con la contribución de las variables fundamentales de la economía.

Gran parte de la literatura reciente de crisis monetarias se ha centrado en un tipo de metodología econométrica, desarrollada por Hamilton (1989 y 1994), denominada Modelos de Markov con Saltos de Régimen y que ha sido aplicada por diferentes campos del análisis económico, como el estudio de los ciclos reales, o la evolución de los tipos de cambio. En los siguientes capítulos de este trabajo, se aplica este tipo de desarrollo, con el fin de, por un lado, abordar la adecuación empírica de estos modelos a los diferentes periodos especulativos que ha sufrido la Peseta española en el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo, y por otra parte, y a través de las últimas ampliaciones de los modelos de Markov con saltos de Régimen, intentar caracterizar las crisis especulativas que han sacudido a la moneda española en estos casi diez años.

Por último, se ha de señalar, la existencia de un grupo de trabajos, (la mayor parte de ellos empíricos, a los que nos referiremos en la siguiente sección), etiquetados e incluídos dentro de los *modelos de segunda generación*, pero que se centran en la posibilidad de que los episodios de turbulencias monetarias tengan

un componente "contagioso"[31]. Por ejemplo, el estudio de Gerlach y Smets (1994) presenta un modelo de dos países, en el que los ataques especulativos en uno de ellos, se transmiten al otro país, si su nivel de reservas extranjeras es suficientemente bajo. El colapso del régimen de tipo de cambio en un país, fuerza a una devaluación y, como consecuencia a una pérdida de competitividad en el segundo país (sobre todo, hay efectos contagio entre países pertenecientes a regiones o áreas económicas con lazos comerciales intensos). Finalmente, este último, también devaluará[32].

2.4 Estudios Aplicados sobre Crisis Monetarias

BIBLIOTECA VIRTUAL

La aplicación de los modelos teóricos de crisis monetarias o de balanza de pagos a episodios concretos de turbulencias, ha sido paralela a la evolución de la literatura teórica en este campo. Predecir o contrastar las oleadas especulativas en los mercados cambiarios ha adquirido especial relevancia después de las crisis de los años noventa. El conocimiento de la capacidad explicativa y predictiva de los modelos de crisis monetarias es una cuestión que se ha convertido en el objeto de estudio de muchos expertos.

Los análisis se han centrado en la detección de señales previas a los ataques, buscando las regularidades comunes entre ellos, capaces de arrojar signos inequívocos de la posibilidad de los mismos. Los estudios empíricos se han basado tanto en la contrastación de modelos teóricos, como en la elaboración de medidas o índices que indiquen la probabilidad de una crisis.

El rango de variables estudiadas como "fundamentales", es amplio y difiere, tanto con el área monetaria objeto de especulación, como por el marco de análisis, dentro de los *modelos de primera o de segunda generación.*

[31] Los efectos "contagio" de crisis monetarias se han clasificado en justificados y no justificados, dependiendo de si existe o no debilidad de los "fundamentos" en último país que sufre el ataque.

[32] La literatura sobre efectos contagio de crisis monetarias es relativamente reciente y se ha desarrollado, empíricamente, a partir de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996), Sachs, Tornell y Velasco (1996) Calvo y Reinhart (1996) y Glick y Rose (1998).

Actualmente, en los nuevos modelos de crisis, cualquier variable-objetivo que pueda formar parte de la función de bienestar social de las autoridades de un país, y en cuya consecución, exista alguna relación con la variable tipo de cambio, puede ser potencialmente considerada variable "fundamental" de la economía.

Antes de los acontecimientos de la década de los años 90, y sobre todo, antes de la crisis que azotó el Sistema Monetario Europeo, la opinión generalizada convenía en señalar que las crisis de balanza de pagos tenían un componente predecible muy importante. Por ejemplo, un déficit fiscal financiado por creación de crédito doméstico, fue considerado por muchos y durante mucho tiempo, la raíz del problema. Cuando las autoridades monetizaban el déficit presupuestario, se producía un descenso paulatino del nivel de reservas extranjeras y, finalmente, los inversores, seguros de la imposibilidad de mantener el tipo de cambio en su paridad frente a otras monedas, actuaban contra la moneda doméstica, agotando las reservas. Los precios nacionales habrían comenzado a subir, antes del ataque, lo que conducía a una apreciación del tipo de cambio real y por tanto, a un deterioro de balanza por cuenta corriente. Como sabemos, mientras la visión tradicional sugiere que el deterioro en el nivel de reservas nacionales provoca el colapso del régimen de tipo de cambio fijo, el enfoque de los *modelos de segunda generación*, enfatiza el papel que tienen las autoridades en la decisión de abandonar la paridad, y su preocupación por la evolución de otras variables, sobre todo, reales de la economía.

Uno de los primeros análisis con capacidad empírica, relativo a crisis monetarias, es el trabajo de Blanco y Garber (1986). Los autores utilizan un modelo del tipo Flood y Garber (1984b) para predecir el momento de la devaluación del peso mexicano, en el periodo 1973-1982[33]. Su método consiste en estimar la probabilidad de que el tipo de cambio sombra sea superior al tipo de cambio fijo, en el siguiente periodo (en su caso un trimestre). Los autores elaboraron un modelo que recoge la diferencia entre el nuevo tipo de cambio después del ataque y el tipo de cambio sombra, (consideraron que el mínimo tipo de cambio que existirá después de una crisis especulativa es el tipo de

[33] En ese periodo hubo dos devaluaciones de la moneda mexicana, en 1976 y en 1982.

cambio sombra). Los resultados de sus estimaciones estimaron la probabilidad de devaluación entre el 2% y el 5%, en periodos de calma, y del 20%, antes de las dos devaluaciones. Su conclusión es que, aunque las devaluaciones no fueron completamente anticipadas por los agentes, tampoco constituyeron un acontecimiento totalmente inesperado. Obtienen que, la demanda de dinero y el ratio de crecimiento del crédito doméstico son, en este caso, las variables determinantes de la probabilidad de devaluación[34].

Cumby y Wijnbergen (1989) aplican el modelo de crisis de balanza de pagos básico de primera generación, al "crawling peg", vigente en Argentina de 1979 a 1981. A pesar de que su modelo es muy semejante al de de Flood y Garber, los autores introdujeron la aleatoridad a través de dos vías, la demanda de dinero y la tasa de crecimiento del crédito doméstico[35]. El resultado más relevante de su investigación es que el crecimiento del crédito doméstico es el factor principal del ataque que sufrió la moneda argentina a comienzos de los años ochenta. Ese crecimiento alcanzó su nivel más alto (sobre el 80%) antes del proceso especulativo.

Goldberg (1994) estudia el efecto de shocks monetarios y fiscales en el ataque al Peso mexicano, tanto en el periodo de tipo de cambio fijo, (período ya estudiado por Blanco y Garber), como en el de deslizamiento controlado (crawling peg) desde 1982 hasta 1986[36]. La novedad del trabajo de Goldberg es la introducción de los movimientos de tipo de cambio real y perturbaciones del crédito extranjero, como variables determinantes del tipo de cambio. El autor obtiene, como principal resultado, que la probabilidad de que el tipo de cambio sombra fuera mayor que el tipo oficial, aumentaba hasta el 100% en los momentos anteriores a una crisis. La creación de crédito doméstico se reveló, una vez más, como la variable fundamental, mientras que las perturbaciones en

[34] Grilli (1986) generalizó el modelo de Blanco y Garber incluyendo la posibilidad de ataques especulativos a la venta, es decir, cuando las autoridades monetarias tienen que adquirir divisas para evitar que su moneda se aprecie.

[35] El crecimiento del crédito tiene un componente temporal y otro permanente. Ambos componentes siguen una distribución normal de media cero y varianza constante y no la distribución exponencial del modelo de Flood y Garber.

[36] Connolly y Fernández (1987) estudiaron los datos de la economía mexicana, prácticamente, en el mismo periodo

la variable del crédito extranjero no se mostraron relevantes.

Todos estos trabajos muestran evidencia empírica del papel fundamental que en esas crisis tuvieron las variables tradicionales, consideradas por los primeros modelos de ataques especulativos. Todos ellos, también, se centran en áreas geográficas concretas (Argentina o México) y periodos determinados.

Algunos otros trabajos, confirman esos resultados, utilizando modelos no estructurales de determinación del tipo de cambio. Por ejemplo, Edwards (1989) examina treinta y nueve episodios de devaluación en países en vías de desarrollo, entre 1962 y 1983. Comparando sus resultados con un grupo de países que habían mantenido fijas sus paridades durante, al menos 10 años, concluyó que en los años en los que las devaluaciones se producían, las políticas macroeconómicas de esos países habían experimentado una tendencia expansiva, su tipo de cambio real se había apreciado, el saldo de balanza por cuenta corriente había empeorado y, finalmente, las reservas habían ido decreciendo.

Klein y Marion (1994) utilizan datos de ochenta devaluaciones producidas en dieciseis países de América Latina y Jamaica, entre 1957 y 1991. Sus resultados indican que la probabilidad mensual de abandonar la paridad era mayor, cuanto mayor fuera la apreciación del tipo de cambio real y menor, cuanta mayor cantidad de reservas extranjeras tuviera el Banco Central[37].

Los ataques especulativos de los años 90, a demás de actualizar el interés político y académico por los problemas de crisis de balanza de pagos, han aportado nuevos datos y experiencias que han permitido otros desarrollos empíricos aplicados al estudio de tormentas monetarias y financieras. Los modelos empíricos de crisis monetarias surgidos en la última década de los años 90, han adoptado, como los anteriores, metodologías estructurales y no estructurales.

Meese y Rose (1996) y Melick (1996) son ejemplos de estudios que utilizan

[37] Analizaron algunas otras variables como el grado de apertura al exterior de la economía en cuestión, variables políticas, como cambios en el gobierno, o el tiempo que había permanecido fija la paridad.

una metodología estructural. En el caso de los primeros, calibran dos modelos estructurales de ataques especulativos sobre monedas, utilizando datos trimestrales para ocho países europeos. Su objetivo es predecir el régimen de tipo de cambio que prevalecerá en el siguiente periodo (en su caso, un trimestre). Sin embargo, los resultados del ejercicio no fueron demasiado alentadores.

Melick (1996) estima un modelo de ataque especulativo sobre el tipo de cambio, con datos mexicanos. Los resultados de probabilidades de colapso, generadas por su modelo, no se corresponden con los resultados reales observados, al contrario de lo que ocurría en el modelo de Blanco y Garber (1986).

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Los modelos no estructurales de crisis monetarias se han basado, principalmente, en dos métodos. Aquellos que han utilizado test no paramétricos para la contrastación de resultados, y aquellos otros que se han apoyado en regresiones, tipo Probit o Logit.

La primera categoría de test no paramétricos[38] se han fundamentado en el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994). Utilizan datos de periodicidad trimestral, entre los años 1967 y 1992, de veintidos países (casi todos pertenecientes a la OCDE) y los agrupan en dos muestras diferentes, una de ellas para los miembros del Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, y la otra para países fuera del mismo, comparando el comportamiento de ciertas variables macroeconómicas[39]. La idea es que si existen diferentes comportamientos de las variables entre unos periodos y otros, es porque las variables fundamentales no han tenido un buen comportamiento y, por tanto, las políticas macroeconómicas, inconsistentes con el mantenimiento de la paridad, son responsables de las crisis. Sin embargo, el que no se encontraran diferencias significativas entre el comportamiento de las variables entre ambos

[38] En el caso de Eichengreen et al. (1994) se utilizan el test de Kolmogorov-Smirnov para la igualdad de las funciones de distribución y el test de Kruskal-Wallis para la igualdad de poblaciones. También, utiliza el tradicional test de la t de Student para la igualdad de primeros momentos.

[39] Entre las variables utilizadas están: tipos de interés a corto plazo, déficit del Estado, tipo de cambio efectivo real, ratio de exportaciones-importaciones, crédito doméstico, inflación, crecimiento de la cantidad de dinero y de las reservas.

periodos, sugeriría la idea de una reversión en las expectativas o "ataques autorrealizables", como origen de las crisis.

Una de las novedades de este trabajo, que más influencia ha tenido en la literatura posterior, es la definición de un índice de presión especulativa[40]. Ese índice es una media ponderada de los cambios experimentados por el tipo de cambio, por los diferenciales de tipos de interés entre el país nacional y el extranjero y las variaciones porcentuales en las reservas. La definición del índice es la siguiente:

$$IPE_t = \omega_1 \%\Delta S + \omega_2 \Delta(i - i^*) + \omega_3 \%\Delta R_t > T$$

donde IPE_t es el índice de presión especulativa, ω_j son las ponderaciones y T es un valor crítico a partir del cuál se considera que hay crisis[41]. Cuando el índice alcance valores extremos, se considera que existe una crisis. Las ponderaciones de esas variables son necesarias ya que se observa que la volatilidad condicionada de los cambios porcentuales en las reservas, es varias veces superior a la asociada al tipo de cambio, y ésta superior también, a la volatilidad condicionada del cambio porcentual en el diferencial de tipos de interés. Con las ponderaciones se consigue que las contribuciones de los cambios en esas variables sean iguales.

Su concepto de crisis es muy amplio, e incluye tanto ataques "exitosos" con resultado de devaluación, como episodios que se saldan con un incremento en los tipos de interés o una considerable pérdida de reservas.

Los resultados de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994) son diferentes si se trata del grupo de países no pertenecientes al Sistema Monetario Europeo o si se refieren al grupo de países pertenecientes al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención. Para los primeros, los autores encuentran diferencias significativas

[40] Se basan en el concepto de presión especulativa de Girton y Roper (1977) y versiones de ese índice han sido utilizadas por Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996), Frankel y Rose (1996), Sachs, Tornell y Velasco (1996), Kaminsky y Reinhart (1996)

[41] El valor crítico es dos por la desviación estandar sobre la media. Kruger, Osakwe y Page (1998) utilizan el valor 1.5 por la desviación estandar sobre la media. Kaminsky y Reinhart (1996) utilizan el valor tres de la desviación estandar sobre la media para medir los episodios de crisis.

en el comportamiento de la mayoría de las variables analizadas, en los periodos de pre-ataque y cualquier otro periodo. Estos resultados son coherentes con las predicciones de los modelos tradicionales o *modelos de primera generación*, que hemos analizado.

Sin embargo, los resultados para el conjunto de países pertenecientes al MTC, son radicalmente diferentes. Existe una casi total, ausencia de diferencias entre las variables, en momentos de crisis y periodos de tranquilidad. Para casi ninguna de las variables, pueden rechazar la hipótesis nula de igualdad de distribuciones, y cuando estadísticamente es posible el rechazo, los resultados son los contrarios a los que se esperarían según las predicciones de los *modelos de primera generación* Esta igualdad en el comportamiento de las variables es consistente con las predicciones de los *modelos de segunda generación*, que enfatizan la posibilidad de múltiples equilibrios y ataques autorrealizables[42].

Moreno (1995) aplica la misma técnica a las economías de la cuenca del pacífico, asociando los episodios de devaluación con grandes déficits fiscales y elevado crecimiento del crédito doméstico.

Sachs, Tornell y Velasco (1996) elaboran un índice de presión especulativa, similar al anterior, con datos de veinte países en vías de desarrollo, en el periodo 1994-1995. Los autores hacen una regresión del valor mensual del índice (que no incluye tipos de interés)[43] sobre una combinación no lineal del tipo de cambio real, una medida de la fragilidad del sistema bancario, y un ratio de cantidad de dinero, reservas, concluyendo que las tres variables son buenos predictores de los movimientos en el índice.

Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) desarrollan una metodología similar a la de Eichengreen, Rose y Wyplosz, pero con la denominación de "enfoque de señales". Intentan construir un sistema que controle la evolución de varios indicadores que tienden a mostrar un comportamiento anormal, en los periodos precedentes a una crisis. Cuando uno de estos indicadores exceda un cierto valor,

[42] Esta posibilidad ya fue señalada en Eichengreen y Wyplosz (1993)

[43] La definición de crisis se restringe al incluir, sólamente, ataques especulativos con resultado de devaluación.

se puede interpretar como una señal de aviso de que una crisis monetaria puede tener lugar en los veinticuatro meses siguientes. Estos autores encuentran que producción, exportaciones, desviaciones del tipo de cambio real de su tendencia, precios de equidad y el ratio de cantidad de dinero respecto a las reservas internacionales son buenos indicadores de crisis monetarias.

En los últimos años han aparecido algunos trabajos que utilizan regresiones Probit o Logit, en la determinación de crisis especulativas.

Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996) aplican esta metodología, utilizando datos de veinte países industrializados, para el periodo 1953-1993. Los autores demuestran que los ataques especulativos a monedas extranjeras, aumentan la probabilidad en un 8% de un ataque a la moneda nacional (efecto contagio).

Frankel y Rose (1996) utilizan un panel de datos, con periodicidad anual, de cien países en vías de desarrollo, desde 1971 hasta 1992, para caracterizar crisis monetarias[44]. Su trabajo muestra que altos tipos de interés extranjeros, un bajo crecimiento de la producción nacional, un ritmo creciente de crecimiento del crédito doméstico y un bajo ratio de inversión extranjera directa y deuda, están asociados a episodios de crisis. Un resultado llamativo de este trabajo es que ni el saldo de balanza por cuenta corriente, ni un elevado déficit presupuestario del gobierno, parecen ser relevantes, como podrían predecir los primeros modelos de crisis.

Kruger, Osakwe y Page (1998) examinan los determinantes de las crisis sufridas por diecinueve países en vías de desarrollo latinoamericanos, asiáticos y africanos[45]. en el periodo 1977-1993. Para ello utilizan un panel de datos anuales y consideran el papel de los fundamentos económicos y el efecto contagio en los ataques especulativos, sufridos por estos países. Su definición de crisis coincide con la de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994) en el sentido de incluir tanto

[44] En este caso se trata de ataques especulativos con éxito, es decir, que se saldan con una devaluación o cambio de régimen.

[45] Los países incluidos en el análisis son: Brasil, chile, Perú, Venezuela, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Honduras, Panamá, México, Tailandia, Filipinas, Malasia, Corea, Sri Lanka, Kenya, Mauritania y Ghana.

ataques que terminan en devaluaciones como aquellos otros que se saldaron con un incremento en los tipos de interés o un descenso importante en el nivel de reservas. Por esta razón utilizan un índice de la presión del mercado de cambios semejante al utilizado también, por Sachs, Tornell y Velasco (1996) y Kaminsky y Reinhart (1996). Puesto que la volatilidad de las reservas y del tipo de cambio es diferente, los autores asignan pesos o ponderaciones distintos a cada variable, para evitar que la variación de una de las series domine el índice. Y, finalmente, excluyen en la construcción del índice el diferencial de tipos de interés, ya que consideran que en estos países en vías de desarrollo, el mercado monetario no se encuentra lo suficientemente desarrollado.

Los resultados de este trabajo son que las principales variables, que incrementan la probabilidad de los ataques especulativos considerados, son la debilidad del sistema bancario, un tipo de cambio real sobrevaluado, y un bajo nivel de reservas. También, encuentran cierto apoyo a la idea de que las crisis pueden ser contagiosas[46].

Hemos de señalar que, en el caso español, los trabajos relativos a crisis moentarias son escasos y enfocados a la extracción de la probabilidad de realineamiento. Los trabajos de Alberola, López y Orts (1994), Ayuso y Pérez Jurado (1997) y el de Ledesma, Navarro, Pérez y Sosvilla (1999) utilizan metodologías no estructurales. En el siguiente capítulo de este trabajo nos referiremos a alguno de ellos, como punto de partida de nuestro propio estudio.

Finalmente, en los últimos años, buena parte del estudio de los procesos especulativos sobre una moneda y sus causas se han realizado, como ya hemos comentado, mediante la aplicación de modelos de Markov con Saltos de Régimen. Sobre todo, con la incorporación de la posibilidad de permitir a las probabilidades entre los estados de variar en el tiempo, con alguna de las variables básicas de la economía, la capacidad explicativa de este método se ha visto potenciada. Este tipo de modelos y su aplicación empírica al caso de las turbulencias monetarias sufridas por la Peseta en los años de pertenencia

[46] Sobre todo, en el caso de la crisis de los países del sudeste asiático.

al SME, son las cuestiones que se abordarán en los siguientes capítulos de este trabajo.

2.5 Un Indice de Presión Especulativa

Puesto que una de las contribuciones más relevantes en la literatura reciente de crisis monetarias es la elaboración de un índice de presión especulativa que mida el grado de tensión sobre una moneda determinada, nuestra intención es construir un índice aplicado a la moneda española desde su incorporación al mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del Sistema Monetario Europeo y hasta diciembre de 1998, fecha en la que España pasa a formar parte de la Unión Monetaria Europea.

Al tratarse de una medida de presión especulativa, no sólo intentaremos recoger aquellos ataques que se saldaron con una devaluación, sino también aquellos otros procesos que pudieron necesitar de una intervención activa de las autoridades monetarias de nuestro país en defensa de la moneda y que, de cierta manera, se reflejarán en alguno de los componentes del índice.

2.5.1 Fundamentación teórica

No existe acuerdo entre los expertos sobre el tipo de modelo que se debe utilizar para generar un índice de Presión Especulativa. La cuestión de la dependencia o independencia del índice respecto a los modelos monetarios es todavía una cuestión que preocupa a los investigadores. Weymark (1998) propuso una definición de presión en los mercados de cambio, independiente de cualquier modelo, para construir un índice compuesto por las variaciones en el tipo de cambio y en las reservas oficiales extranjeras. Otros, como Piard (1999), señalan que, a pesar de la consistencia de su índice con un modelo de equilibrio de cartera, la independencia del mismo respecto a cualquier modelo es una característica atractiva pues provee buenas interpretaciones del mismo.

En todo caso, la mayoría reconocen que cualquier indicador de presión especulativa en los mercados de cambios es defendible, independientemente del modelo teórico que lo genera. De esta forma, ni los componentes del índice ni las ponderaciones que se asignen a las variables derivan de la estimación de un marco estructural de la economía.

Como la mayor parte de los investigadores que lo han utilizado señalan, un índice de estas características debería ser derivado de la estimación de excesos de demanda de fondos extranjeros, en un modelo de determinación del tipo de cambio. Sin embargo, la mayoría de esos intentos[47] han indicado la falta de adecuación de modelos que relacionen variables, como los flujos de reservas y los tipos de interés, con los tipos de cambio.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Postulamos el índice de presión especulativa como una función paramétrica de los fundamentos de la economía, tales como la ratio de crecimiento del crédito doméstico, el nivel de producción o renta y el diferencial de tipos de interés. Siguiendo a Girton y Roper (1977), quienes introdujeron el concepto de presión especulativa para referirse a la magnitud del desequilibrio del mercado monetario, nosotros proponemos una función estándar de demanda de saldos reales, para deducir una relación entre el índice de presión especulativa y los fundamentos de la economía. Dicha función se expresa como sigue:

$$\frac{M}{P} = \frac{Y^{\alpha}}{I^{\beta}}$$

De esta forma, porcentajes de variación de la base monetaria se pueden expresar como porcentajes de variación de los precios, P, del nivel de renta real M y de los tipos de interés nacionales, I. Las potencias α y β son la elasticidad y la semi-elasticidad de la demanda de dinero a la renta y a los tipos de interés, respectivamente.

Si aplicamos logaritmos y diferenciamos respecto al tiempo, se puede obtener:

$$m_t = p_t + \alpha y_t - \beta i_t \qquad (2.5.1.1)$$

[47] Ver Meese y Rogoff (1983) como referencia clásica

Por otra parte, la cantidad de dinero de una economía se puede descomponer en dos elementos básicos:

$$M = D + sR$$

donde D es el nivel de crédito doméstico, s es el tipo de cambio (pesetas por unidad de moneda extranjera) y R representa la cantidad de reservas extranjeras en el Banco Central. Aplicando incrementos y dividiendo por M:

$$\frac{\Delta M}{M} = \frac{\Delta D}{M} + s\frac{\Delta R}{M}$$

de manera que:

$$m_t = d_t + r_{s_t} \tag{2.5.1.2}$$

BIBLIOTECA VIRTUAL

Igualando las dos ecuaciones anteriores, se obtiene, para el país nacional y el extranjero[48]:

$$\begin{aligned} 0 &= d_t + r_{s_t} - p_t - \alpha y_t - \beta i_t \\ 0 &= d_t^* + r_{s_t}^* - p_t^* - \alpha y_t^* - \beta i_t^* \end{aligned}$$

Y restando:

$$[r_{s_t} - r_{s_t}^*] + [d_t - d_t^*] = [p_t - p_t^*] + \alpha\,[y_t - y_t^*] - [i_t - i_t^*] \tag{2.5.1.3}$$

Por otra parte la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) determina

$$\frac{SP^*}{P} = 1$$

Aplicando logaritmos y diferenciando:

$$\frac{\hat{\mathrm{S}}}{S} + \frac{\hat{\mathrm{P}}^*}{P^*} - \frac{\hat{\mathrm{P}}}{P} = 0$$

de manera que:

$$s = [p - p^*] \tag{2.5.1.4}$$

[48] El asterisco denota variables extranjeras

Sustituyendo esta última ecuación en la anterior, sumando $[i_t - i_t^*]$, y operando:

$$[d_t - d_t^*] - \alpha [y_t - y_t^*] + (1-\alpha)[i_t - i_t^*] = \underbrace{[i_t - i_t^*] - [r_{s}t - r_{s}^*{}_t] + s}_{IPE} \quad (2.5.1.5)$$

De esta manera, el índice de presión especulativa, compuesto por el diferencial de los tipos de interés entre el país nacional y el extranjero, el diferencial de reservas nacionales y extranjeras y el tipo de cambio, se puede expresar como función paramétrica de los fundamentos de la economía. Este es el enfoque utilizado por Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994), seguido por la mayor parte de la literatura empírica de índices de presión especulativa. Esta es, de hecho, nuestra aproximación[49].

Además de la discusión relativa al tipo de enfoque utilizado para fundamentar el índice, otro punto de debate ha sido la elección de las ponderaciones aplicadas en el cálculo del índice. Debido a que la volatilidad de los tipos de cambio, de los tipos de interés y de las reservas puede ser muy diferente, es necesario asignar a cada uno de esos componentes del índice un peso o ponderación específico. Se ha señalado que esa es una elección ad-hoc, y por tanto, arbitraria.

En la literatura empírica de crisis monetaria esas ponderaciones han sido obtenidas de forma bastante intuitiva. De hecho no existe una guía clara sobre qué ponderaciones hay que asignar a cada una de las series. Así, Piard (1999) utiliza como pesos el inverso de la desviación típica de cada serie en todo el período. Eichengreen et al. (1994) utilizan una medida de precisión que pretende conseguir que los tres componentes del índice tengan varianzas iguales[50] En nuestro estudio vamos a utilizar ambos tipos de ponderaciones, lo que dará lugar al Indice de Presión Especulativa 1, si usamos el primer tipo, y al Indice de Presión Especulativa 2, utilizando el segundo.

[49] No utilizamos el diferencial de reservas entre el país nacional y el extranjero, sino la variable flujo, variación de las reservas netas internacionales en el país analizado.

[50] Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994,1995), Sachs, Tornell y Velasco (1996) y Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) ponderan los componentes del índice de forma que sus varianzas igualen a las dadas por una medida de precisión relativa. Se define precisión relativa como el inverso de la varianza sobre las suma del inverso de las varianzas de las series que componen el índice.

2.5.2 Contrucción e interpretación de los índices de presión especulativa

En el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1994), los autores utilizan tres variables para la construcción del índice, la serie de tipo de cambio de la moneda para la que se intentan capturar los episodios de crisis, la serie de diferenciales de tipos de interés entre el país nacional y el extranjero y la serie del diferencial de reservas nacionales entre los dos países. Otros estudios de la literatura empírica sobre el tema, como el de Sachs, Tornell y Velasco (1996) o el de Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) no han incluido la serie de diferenciales de tipos de interés por falta de datos para el conjunto de países que componen su estudio. La fórmula utilizada para la construcción del índice de presión especulativa para la peseta española es la siguiente:

$$IPE_t = \omega_1 \%\Delta S + \omega_2 \Delta(i - i^*) + \omega_3 \%\Delta R_t$$

Donde S es el tipo de cambio spot nominal de la moneda nacional frente a la moneda extranjera, la segunda de las variables consideradas es el diferencial de tipos de interés entre el país nacional y extranjero y, finalmente, incluimos la variación de las reservas nacionales netas de moneda extranjera.

El tipo de cambio es una variable determinante en la construcción del índice, al capturar no sólo los cambios de paridad de la moneda, es decir cada una de las cuatro devaluaciones que sufrió la peseta en el periodo que se extiende desde junio de 1989 hasta Diciembre de 1998, sino también los momentos de depreciación o apreciación en el tiempo de pertenencia a las bandas de fluctuación del SME.

El diferencial de tipos de interés y el porcentaje de variación de las reservas netas extranjeras son las variables elegidas para que, en ausencia de reajustes oficiales de las paridades, recojan la intervención de las autoridades monetarias en defensa de la moneda. Un incremento del diferencial de tipos de interés o una reducción del nivel de reservas netas, expresarían de forma indirecta, una elevación del índice de presión especulativa. Nos parece adecuado incluir la serie

de variación de reservas netas porque mide cuánto están dispuestos a intervenir los responsables de política monetaria ante un ataque especulativo. Se trata de una variable fundamental en los *Modelos de Primera Generación*, al definir el tipo de cambio sombra, o tipo de cambio después del abandono del sistema de tipos de cambio o del reajuste de la paridad, como aquel tipo para el cual las reservas han alcanzado su nivel mínimo.

Realmente, el índice de presión especulativa se compone de dos elementos básicos. Por una parte $[i_t - i_t^*] + s_t$ es, en términos logaríticos y si hay paridad de arbitraje, un Tipo de Cambio a Plazo o Forward, f_t^{t+n}. Cualquier desviación de esos dos elementos resulta en una prima de Riesgo que los agentes privados asignan a la peseta:

$$PR = f_t^{t+n} - [i_t - i_t^*] + s_t$$

Por otra parte, las variaciones en las reservas son otra forma de evaluar:

$$PR = \left(E_t s_{t+n} - f_t^{t+n}\right)$$

De esta forma los componentes del índice pueden ser considerados una forma, probablemente sofisticada, de medir la prima de riesgo[51]. Cuando el Indice de Presión especulativa alcance valores extremos, podremos obtener que los agentes asignaban una prima de Riesgo elevada y positiva a la Peseta frente a otras monedas, en este caso, frente a la moneda alemana porque el estudio se realiza para la cotización Peseta/Marco.

2.5.3 Indice de presión especulativa 1

Denominamos índice de presión especulativa 1 a la medida de presión que se ha construído con las ponderaciones calculadas como el inverso de las desviaciones típicas para cada una de las variables a lo largo del periodo considerado, es decir: $\omega_i = \frac{1}{\sigma_i}$

[51] Ridruejo (1987)

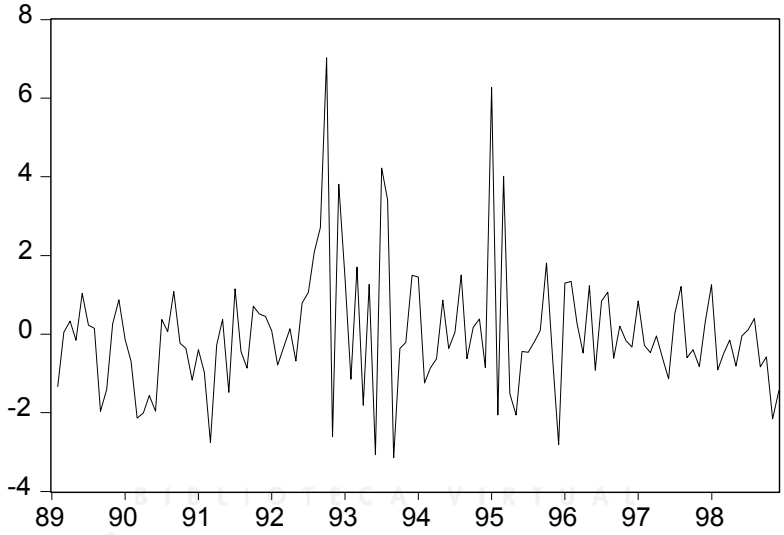


Figura 2.6: Índice de presión especulativa 1

Esta medida señala varios episodios de fuerte presión especulativa contra la peseta. Como era previsible, no todos esos episodios coinciden con reajustes de paridad de la moneda española, ya que algunos de ellos sólo requirieron intervenciones vía reservas o vía tipos de interés, para sofocar las tensiones, (Figura 2.6).

En cualquier caso, se detectan dos periodos principales de inestabilidad. El primero, coincidente con la crisis monetaria del Sistema Monetario Europeo que afectó a la mayor parte de las monedas integrantes del mismo. Ese periodo se extiende desde el verano de 1992 hasta la ampliación de las bandas en Agosto de 1993. El segundo de los episodios más relevantes, coincide con la devaluación de la peseta en Marzo de 1995.

A continuación, se intentará identificar, cuál de esos momentos puede considerarse crisis especulativa. Podemos utilizar varios valores críticos , T. En nuestro caso y con el fin de recoger, de la mejor manera posible, esos momentos,

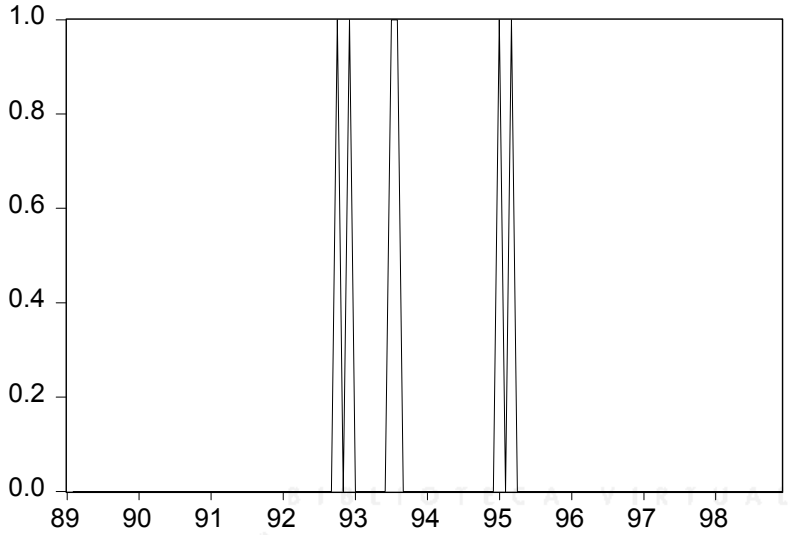


Figura 2.7: Resultados de la función indicador (a)

utilizaremos la siguiente función indicador[52]:

$$T_{índice_1} \begin{cases} 1 & \text{si índice} > 2\sigma_1 \\ 0 & \text{si índice} < 2\sigma_1 \end{cases}$$

donde σ_1 es la desviación típica del índice. El resultado de aplicar el intervalo de confianza es el de Figura 2.7:

En dicha figura se recogen los momentos más relevantes de tensiones que han afectado a la peseta en este período. Obtenemos la existencia de presiones para las siguientes observaciones: Octubre y Diciembre de 1992, Julio y Agosto de 1993 y, finalmente, en Enero y Marzo de 1995. Sorprendentemente, la devaluación de Mayo de 1993 no resulta como valor de crisis o inestabilidad y sí lo hace la devaluación de Marzo del 95 que fue calificada como "reajuste técnico". En el perfil del índice este periodo entre finales de 1992 y la ampliación de las bandas, se caracteriza por una evolución o intensidad semejante a la que muestra al comienzo de la muestra, cuando la peseta se incorporó al Sistema.

[52] El intervalo de confianza es del 95%. También se ha calculado al nivel de confianza del 90%, siendo los resultados prácticamente los mismos.

Cuando la moneda española se incorporó a la disciplina del SME, sufrió ciertas perturbaciones, que en ningún caso se convirtieron en reajustes de paridad, pese a las presiones que en algunos momentos hubo de soportar. Es probable que el reajuste de Mayo estuviera ya descontado por los agentes o bien que la oleada especulativa en otoño del 92 y el verano del 93, haya mitigado la intensidad y la magnitud de este realineamiento. Ratificando esta última idea apuntada, efectivamente si la función indicador se construye a un nivel de confianza menor (85%) ésta recoge momentos de turbulencias o presiones anteriores a la devaluación de Mayo de 1993, a demás de otros momentos especulativos posteriores, pero no las turbulencias debidas a la incorporación al Mecanismo de Cambios del Sistema.

BIBLIOTECA VIRTUAL

$$T_{índice_1} \begin{cases} 1 & \text{si índice} > \sigma_1 \\ 0 & \text{si índice} < \sigma_1 \end{cases}$$

A la vista de los resultados de la figura 2.8, se puede decir que a pesar de ser capaz de señalar las principales perturbaciones, esta primera medida, encuentra los mayores momentos de presión en fechas posteriores a cada una de las devaluaciones, resultando complicada la identificación de algunos momentos que realmente supusieron crisis especulativas graves para la Peseta, como la devaluación de Mayo de 1993. Sólo si el intervalo se construye a niveles de confianza muy bajos, este período resulta en un valor de crisis.

2.5.4 Indice de presión especulativa 2

Una medida alternativa se ha construído asignando otras ponderaciones a las series componentes del índice, intentando igualar sus varianzas. En este caso, los pesos se han calculado: $w_i = \frac{\frac{1}{\sigma_i^2}}{\sum \frac{1}{\sigma_i^2}}$.

El índice de presión especulativa con las nuevas ponderaciones muestra una evolución semejante al primero, (Figura 2.9). Los periodos especulativos fundamentalmente se concentran, como en el caso anterior, en dos periodos, la tormenta monetaria de 1992 y 1993, que terminaron con la ampliación de las

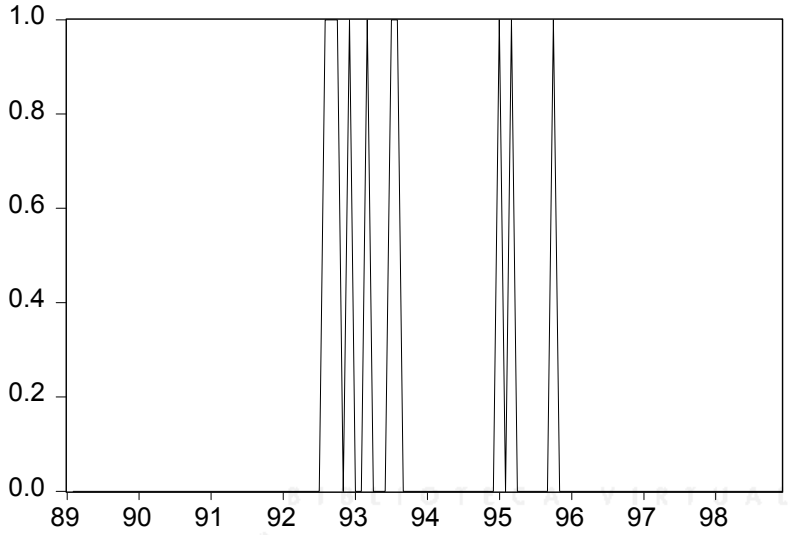


Figura 2.8: Resultados de la función indicador (b)

bandas de fluctuación al ±15%, y en los primeros meses de 1995. Con esta nueva medida, las perturbaciones derivadas de la incorporación son equiparables a la devaluación de Mayo de 1993.

De forma análoga al análisis realizado para la primera medida de presión, construimos la función indicador, cuyos resultados se muestran en la Figura 2.10.

En este caso, con la función indicador al 95% de nivel de confianza, se pueden hallar algunas diferencias respecto a la anterior. En primer lugar, las presiones al comienzo de la muestra después de la incorporación al Sistema, se recogen más claramente ahora, sobre todo al final del año 1989, cuando se generaron rumores sobre un posible paso de la peseta a la banda estrecha (±2.5%), acompañando a la Lira Italiana.

Como para el índice 1, la tormenta especulativa de otoño de 1992 y 1993 se señala de forma explícita, aunque los meses en los que el índice es mayor

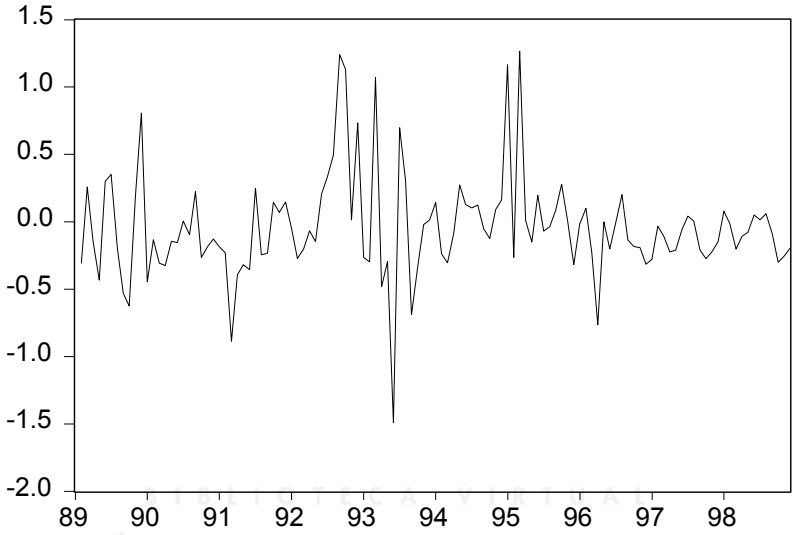


Figura 2.9: Índice de presión especulativa 2

que el valor crítico, según la función indicador, no son los mismos que en el caso anterior, siendo el mes de Septiembre la fecha que marca el comienzo de las perturbaciones. Los meses a los que se les asigna un valor de crisis son: Diciembre de 1989, Septiembre y Octubre de 1992, Marzo de 1993 y Enero y Marzo de 1995. El paso a la banda del $\pm 15\%$, en Agosto del 93 no se corresponde con un momento de presión especialmente relevante a este nivel de confianza. La función indicador sólamente señala este mes si se construye a niveles de confianza del 90 o del 85%.

Con este índice hemos sido capaces de recoger las perturbaciones previas a cada devaluación con cierta antelación, lo que nos parece coherente con los hechos y la evolución de los acontecimientos descritos al comienzo de este capítulo. A demás, las fuertes perturbaciones que, al comienzo del periodo de pertenencia al SME, sacudieron a la moneda española, aparecen en esta nueva medida, siendo equiparables a los cambios de paridad que se produjeron posteriormente. Incluso, parece razonable que la ampliación de las bandas de fluctuación no se recoja a niveles de confianza elevados del 95%, que la harían

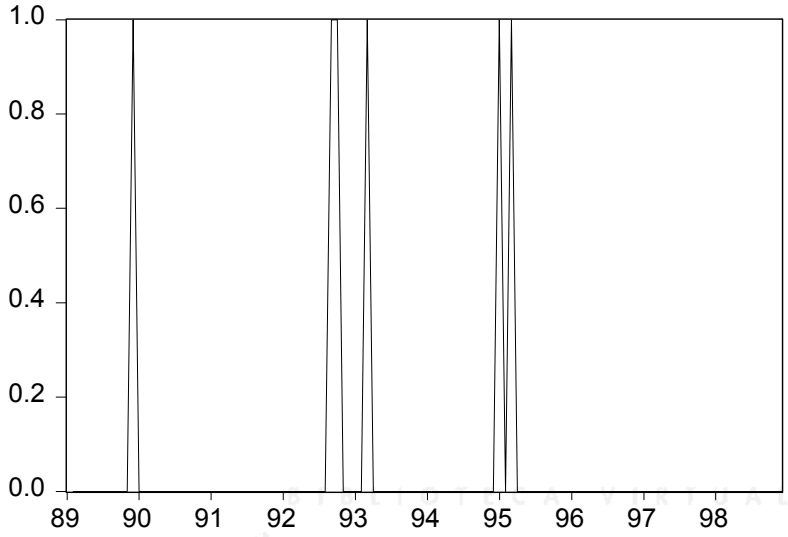


Figura 2.10: Resultados de la función indicador

comparable con las presiones especulativas de las tres devaluaciones anteriores cuando, realmente, la ampliación no supuso un realineamiento sino el paso efectivo a bandas más amplias y a un Sistema cuasi-flexible, en la práctica, para casi todas las monedas pertenecientes al MCI.

Por otro lado, la devaluación de Marzo del 95 es valor de crisis, aunque la presión especulativa parece estar ubicada al inicio de 1995, o incluso, en Diciembre de 1994. Esto parece demostrar la influencia que la crisis del Peso mexicano ejerció en este último reajuste de la Peseta.

2.6 Relevancia de los Indices Aplicados

Los principales resultados extraídos de este ejercicio, muestran en primer lugar la capacidad relativa de los Índices de Presión Especulativa construídos para la peseta española. Por una parte se ha demostrado que se pueden recoger los principales momentos de turbulencias, aunque existen diferencias relevantes

entre los índices construídos para diferentes ponderaciones.

Sólamente la tormenta monetaria de otoño de 1992 y el nuevo periodo de crisis, al comienzo de 1995 se pueden ilustrar a través de las dos medidas y cualquiera que sea el nivel de confianza escogido como valor crítico, T. Los momentos de turbulencias al comienzo del periodo muestral, después de la incorporación de la peseta, toman un valor unitario en la función indicador al utilizar la segunda medida. Con el primer índice las presiones derivadas de la incorporación a la disciplina de cambios del Sistema no parecen relevantes.

Además, las perturbaciones de la primera mitad de 1993, también son, relativamente menos importantes. Con el índice 1, sólo si el nivel de confianza es del 85% conseguimos que la función indicador tome un valor unitario en fechas cercanas a la devaluación de Mayo, y con el segundo índice y al mismo nivel de confianza se consigue que el dato mensual de la ampliación de las bandas sea relevante en la función. Por esta razón, se podría concluir que las turbulencias fueron más intensas en otoño de 1992, que en la primera mitad del 93.

Por otro lado, nos parece reseñable el hecho de haber conseguido identificar algunos momentos de presión que no se saldaron con devaluaciones de la divisa española, como por ejemplo, el mes de Diciembre de 1989. Esto parece demostrar que no todos los momentos de presión especulativa finalizaron con realineamientos de la moneda española. Previsiblemente los ajustes del mercado, en esos casos se realizaron vía reservas o vía tipos de interés.

En cualquier caso, a pesar de la evidente capacidad explicativa de las medidas de presión especulativa construídas, las divergencias entre ellas y la imposibilidad de conseguir un único indicador apropiado, plantean ciertas dudas, no tanto respecto a su posible posterior aplicación empírica, sino respecto al umbral a considerar, para que los momentos de crisis especulativas sean correctamente reflejados.

2.7 Conclusiones

El estudio de la literatura teórica y empírica de crisis monetarias nos permite identificar dos grupos de trabajos diferenciados por contenido y conclusiones y por momento temporal en el que se elaboran.

Los primeros modelos de crisis monetarias, a partir del estudio de Flood y Garber (1984b), se centraron en la inconsistencia de las políticas llevadas a cabo por los países en desarrollo, que conducían finalmente al colapso de sus regímenes cambiarios.

- Por un lado, los primeros modelos no incorporan incertidumbre alguna sobre la evolución de las variables económicas del sistema, de manera que el momento y la magnitud del ataque es prefectamente previsible.
- La incorporación del carácter estocástico en el ritmo de crecimiento del crédito doméstico, amplía los resultados, añadiendo elementos de incertidumbre sobre la probabilidad de un ataque a la moneda en cuestión.

Sin embargo, las crisis del SME y del Peso mexicano, en la década de los noventa, cuestionan la validez de las predicciones de estos modelos. Las condiciones económicas de estos países no se adecuaban a los parámetros de los *modelos de primera generación*. Los nuevos trabajos surgidos para explicar estos fenómenos, *modelos de segunda generación*, incluyen la posibilidad de que el ataque a una moneda, empuje a un país a abandonar el tipo de cambio fijo, si con ello, se produce un cambio futuro de política económica. De esta manera, el ataque induce a adoptar políticas expansionistas que terminan validando ese ataque.

La existencia de ataques autorrealizables ha sido incorporada en esta revisión de la literatura a través de una doble vía:

- Por un lado, mediante la ampliación del modelo clásico de crisis monetarias, que introduce la posibilidad de cambios en la política del

gobierno hacia una senda inflacionista y que se realiza utilizando una formulación de la norma del crecimiento del crédito doméstico que permite relacionar estos nuevos modelos con los primeros e incorporar funciones de comportamiento de los especuladores no líneales.

- A través de funciones de comportamiento no líneales del gobierno. Estos modelos permiten abordar los incentivos que pueden tener las autoridades económicas para devaluar o abandonar el sistema de cambios fijo.

En los siguientes capítulos de este trabajo, abordaremos la cuestión de qué variables pueden ser determinantes o influyentes en la probabilidad de una crisis. La existencia de estos dos grupos de modelos nos va a permitir la elección de estas variables. De esta forma, supondremos que una preocupante evolución de las variables reales de la economía, puede ser suficiente razón para abandonar el acuerdo cambiario o, al menos relajarlo mediante una devaluación.

Finalmente, la literatura empírica relativa a este tema, ha aportado diferentes metodologías, siendo una de las más relevantes, actualmente la elaboración de índices de presión especulativa que permitan conocer los momentos o períodos en los que una moneda determinada se ha encontrado sometida a fuertes perturbaciones. Estos índices aplicados al caso español, han mostrado evidente capacidad explicativa aunque, ciertamente, se han hallado algunas dificultades respecto al umbral a considerar para identificar correctamente los momentos de crisis.

Parte III

Modelos de Markov con Saltos de Régimen

BIBLIOTECA VIRTUAL

Capítulo 3

Modelo Probabilidades de Transición Ctes

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

3.1 Introducción

Una de las cuestiones más relevantes en la literatura actual de crisis monetarias es, además de la identificación de procesos de crisis especulativas, la explicación de tales procesos. En nuestro marco de estudio de las crisis de la Peseta en el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo, se pretende conocer la posible influencia de los desequilibrios macroeconómicos que se han analizado al comienzo de este trabajo, sobre las perturbaciones monetarias de la economía española. Hasta la tormenta monetaria de otoño de 1992, las políticas de la mayoría de los países miembros parecían adecuadas y consistentes con el compromiso cambiario adquirido, la cuestión relevante es saber si esos ataques especulativos tuvieron su origen en ciertas variables fundamentales de la economía o bien respondieron a expectativas autorrealizables.

La respuesta a esa pregunta tiene evidentes e importantes consecuencias si el objetivo es prevenir o anticipar tales procesos. Si pudiéramos concluir que la inconsistencia de las políticas económicas articuladas por los países, y en este caso España, está relacionada de alguna forma con las crisis de credibilidad, entonces podríamos extrapolar las condiciones en las que se formalizaron e intentar evitar los desequilibrios macroeconómicos y promover la convergencia hacia países más virtuosos. Si por el contrario, la extrema volatilidad del tipo de cambio en momentos de turbulencias, no se puede asociar a ninguna de las variables fundamentales de la economía, podríamos argumentar que las crisis se producen por expectativas autorrealizables de los agentes. La única solución en ese caso sería la introducción de controles de capital que redujeran los flujos especulativos o al menos los penalizaran.

El objetivo es es, pues, averiguar si la crisis del SME, en el caso español, puede considerarse resultado de desequilibrios fundamentales de la economía. En concreto, se analizará si las expectativas de devaluación, aproximadas através de diferentes variables, pueden ser explicadas por presiones en el sector real o monetario del Sistema Económico. De esta manera, si encontramos

que las variables reales (o alguna de ellas) son significativas, podríamos estar encontrando apoyo empírico a la literatura de "cláusula de escape". Encontrar que las variables del sector monetario son significativas ratificaría la idea de crisis que responde a los parámetros de los primeros modelos de crisis de Balanzas de Pagos. En éstos, la inconsistencia de las políticas económicas compatibles con el mantenimiento de la paridad del tipo de cambio, desencadenan el proceso especulativo.

3.2 Marco de Estudio y Objetivos Planteados

En los trabajos relativos a crisis monetarias o financieras y en los estudios de credibilidad de diferentes monedas, uno de los principales problemas planteados es la estimación de la variable dependiente o probabilidad de devaluación. En concreto, el cálculo de una medida de las creencias de los agentes económicos privados como "proxi" de las expectativas de devaluación. Uno de los métodos más conocidos y empleados para el cálculo de esas expectativas de realineamiento en modelos de zonas Monetarias" ha sido el ajuste de la deriva o "Drift Adjustment Method" desarrolado por Svensson (1993) y Bertola y Svensson (1993). Este método distingue entre las expectativas del tipo de cambio dentro de la banda de fluctuación y la probabilidad de realineamiento de la paridad central. Además de su limitación por tratarse de una metodología aplicable solamente a "Target Zones", la asunción de paridad de intereses no cubierta y la consideración de los valores pasados de las variable fundamentales de la economía lo han hecho una aproximación empírica poco aplicable a las crisis experimentadas por economías emergentes. Además, como señalan Gómez-Puig y Montalvo (1997) y el Ajuste de la Deriva se basa en el conocimiento "ex-post" de las fechas en las que se produjeron los realineamientos y ello conduce a una distribución condicionada diferente a la distribución "ex-ante"[1]

Por esas razones se hace necesario buscar un método que nos permita

[1] Ver Rose y Svensson (1994) y Chen y Giovannini (1993) para una aplicación del Método de Ajuste de la Deriva a la crisis del SME del 92-93. Branson (1994) realiza una compendio de las posibles críticas a este procedimiento.

considerar la mixtura de distribuciones generadas por dos posibles estados de la economía: realineamiento y no realineamiento. En este contexto, es plausible el uso de la metodología propuesta por Hamilton (1989, 1994), Modelos de Markov con Saltos de Régimen. Este enfoque ha sido ya aplicado en diferentes estudios empíricos, sobre todo en el análisis de la crisis del Sistema Monetario Europeo. Nuestra intención es conseguir identificar los distintos momentos de ataque especulativo que han afectado a la Peseta española en su pertenencia al Mecanismo de Cambios e Intervención del SME. Para ello realizaremos varios ensayos con la utilización de distintas variables para el cálculo de las expectativas de devaluación y diversas metodologías estructurales y no estructurales.

Por un lado, vamos a utilizar, en primer lugar, el diferencial del tipo de interés español y alemán como variable "proxi" de las expectativas de devaluación. Esta variable ya ha sido utilizada con esta finalidad en trabajos anteriores[2]. Psaradakis, Sola y Tronzano (1999) justifican su elección a la vista de la similitud en los resultados obtenidos a través del ajuste de la deriva y del diferencial de tipos de interés. De las dos medidas es la última, la que nosotros utilizamos en este trabajo, en primer lugar por las razones anteriormente expuestas y en segundo lugar, por cuanto es ésta la que puede provocar menores efectos adversos sobre las propiedades de los estimadores y los tests aplicados a los modelos de Markov con saltos de régimen.[3] En trabajos anteriores de credibilidad de la peseta en las bandas del Sistema[4], la utilización del método del ajuste de la deriva, resultó conveniente al dividir la muestra en la fecha de ampliación de la banda de fluctuación (2 Agosto de 1993). El posible sesgo introducido al tomar dos periodos muestrales nos ha llevado a la utilización de esta variable en un modelo de Markov con saltos de régimen, que no hace necesaria la división por cambio estructural ya que precisamente el objetivo es la separación de regímenes.

Por otra parte, un grupo importante de trabajos empíricos han elaborado

[2] Collins, S. (1993), Psaradakis, Sola y Tronzano, (1999)
[3] Psaradakis, Z., Sola, M (1998, a, b)
[4] Campos, M, (1999), Campos, M, Rodríguez, A. (2000)

índices de presión especulativa siguiendo una metodología no estructural[5]. En un análisis comparado, anteriormente expuesto, se construyó un índice de presión especulativa para la Peseta española, cuyos resultados serán utilizados como una más de las variables relevantes para calcular la probabilidad de devaluación en un Modelo de Markov con saltos de Régimen. La intuición detrás de esta medida es que, cuando un proceso especulativo se produce sobre una moneda, un gobierno tiene la opción o bien de devaluar (o permitir la depreciación dentro de la banda), bien de aumentar los tipos de interés o, finalmente, hacer frente al ataque utilizando sus reservas, con la posibilidad de que éstas se agoten. El índice de presión especulativa puede ser una medida adecuada de la agresividad o virulencia de los proceso especulativos que no finalizan con la devaluación de la moneda en cuestión, así como de aquellos otros que sí lo hacen.

Una vez obtenidos los resultados con estas dos variables en el modelo Markov-Switching con probabilidades constantes, en el capítulo cuatro aplicaremos el modelo de Markov con probabilidades de transición variables, con la intención de estudiar qué variables fundamentales de la economía incidieron en la probabilidad de devaluación de la moneda española en el periodo de pertenencia a una Zona Monetaria. Posteriormente, como parte final de este trabajo, (capítulo cinco), se desarrollará un estudio empírico utilizando también funciones logísticas, en un Modelo Binario de Elección Discreta, Logit. Esta puede ser una aportación que permita comparar resultados al aplicar funciones logísticas, tanto en el Modelo de Markov con Saltos de Régimen, como en el modelo Logit, siendo, por otro lado, aproximaciones econométricas de diferente etiología.

3.3 Modelo Econométrico

En nuestro estudio vamos a utilizar el modelo de Hamilton (1989, 1990), en el que una variable puede seguir diferentes procesos de serie temporal

[5] Eichengreen, Rose y Wyploszz (1996) y Sachs, Tornell y Velasco (1996)

dependiendo del periodo que estemos considerando.

En primer lugar, intentaremos identificar los dos posibles estados o regímenes de nuestra variable proxi de expectativas de devaluación. El objetivo es separar en dos posibles estados la evolución de las variables que utilizamos para aproximar las expectativas de devaluación, uno de los cuales estará asociado a una media y una varianza altas, estado de tormenta, y el otro régimen se asociará a valores de los parámetros bajos, en el caso de existencia de estado de calma en los mercados monetarios[6]

La variable de estado m_t, va a ser una variable aleatoria, no observable, que sigue una cadena de Markov de dos posibles regímenes. De esta forma, el cambio de estado o de régimen es también una variable aleatoria. Si $m_t = 0$, entonces el proceso está en el régimen de calma, sin perturbaciones y podemos hablar de un estado de alta credibilidad. Si $m_t = 1$, el proceso está en el régimen con perturbaciones, y entonces, podremos calificar el proceso de tormenta monetaria o, falta de credibilidad.

Es posible modelizar la dinámica de las variables exógenas mediante una especificación autorregresiva $AR(R)$[7], y donde la media y la varianza se hacen depender del estado en el que se encuentre la economía en el momento t. De esta forma:

$$y_t - \mu_{m_t} = \sum_{j=1}^{R} \varphi_j \left(y_{t-j} - \mu_{m_{t-j}} \right) + \sigma_{m_t} \nu_t \qquad t = 1...T \qquad (3.1)$$

donde y_t representa la variable diferencial de tipos de interés o bien el índice de presión especulativa, m_t es la variable que indica el estado en el que está la economía en el momento t, ν_t son las perturbaciones que se suponen independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza unitaria

[6] la variable será analizada como un proceso estocástico cuya realización depende de una mixtura de dos distribuciones normales o idénticamente distribuidas.

[7] En nuestro caso, la especificación autorregresiva para el diferencial de tipos de interés es de orden $R = 4$, mientras que cuando la variable "proxi" de las expectativas de devaluación es cualquiera de los índices de presión especulativa construidos, utilizamos una especificación AR (1).

$\rightsquigarrow N(0,1)$. La media y la desviación típica de la variable dependiente del estado se parametrizan de la siguiente manera:

$$\begin{cases} \mu_{m_t} = \alpha_0 + \alpha_1 m_t \\ \sigma_{m_t} = \sigma_0(1 - m_t) + \sigma_1 m_t \end{cases}$$

Puesto que la economía puede encontrarse en dos regímenes posibles, suponemos que la probabilidad de que estar en uno de ellos depende solamente del valor que haya tomado en el periodo anterior, $t-1$:

$$P\{m_t = i \mid m_{t-1} = j, m_{t-2} = k, ...\} = P\{m_t = i \mid m_{t-1} = j\} = p_{ij} \qquad (3.2)$$

Esta ecuación describe una cadena de Markov con dos estados y probabilidades de transición $p_{i\ j} = 0,1$ que indican la probabilidad de que al estado j le siga el estado i . Con solo dos estados posibles, la matriz de probabilidades de transición viene dada por[8]:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix}$$

donde, $(1 - p_{00}) = p_{01}$, y $(1 - p_{11}) = p_{10}$.

3.3.1 Inferencia óptima

Sea y_t el vector $(T-1)$ de observaciones de cualquiera que sea nuestra variable "proxi" de las expectativas de devaluación, es decir, diferencial de tipos de interés mensuales entre España y Alemania o bien uno de los índices de presión especulativa que hemos construido.

Si el proceso en el momento presente, t está gobernado por el estado $m_t = j$, la densidad condicionada de y_t, viene dada por:

$$f(y_t \mid m_t,\ \Omega_{t-1};\ \alpha) \qquad (3.3)$$

[8] Asumimos que la cadena de Markov es *irreducible*, es decir: $0 < p_{00},\ p_{11} < 1$. Si una de las probabilidades de transición es 1, la matriz P es triangular y el estado correspondiente sería el estado absorbente o permanente y la cadena de Markov reducible. Hamilton (1994) y Avesani y Gallo (1996), pg 12.

donde $\Omega_t = (\Omega_t, \Omega_{t-1}, ..., \Omega_1)$ es el vector que contiene toda la información disponible hasta el momento t, y $\alpha\left(\mu_0,\ \mu_1,\ \Phi,\ \sigma_0^2,\ \sigma_1^2\right)$ el vector de parámetros que caracterizan la función de densidad condicionada, y donde Φ es el conjunto de parámetros autorregresivos necesarios para la estimación del proceso. En nuestro caso, tenemos solamente dos funciones de densidad condicionadas, una para cada estado de la naturaleza:

$$\eta_t = \begin{cases} f\left(y_t \mid m_t = 0, y_{t-1}; \alpha\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} \exp\left\{ \frac{-\left[(y_t - \mu_0) - \sum_{j=1}^{R} \varphi_j \left(y_{t-j} - \mu_{m_{t-j}}\right)\right]^2}{2\sigma_0^2} \right\} \\ f\left(y_t \mid m_t = 1, y_{t-1}; \alpha\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{ \frac{-\left[(y_t - \mu_1) - \sum_{j=1}^{R} \varphi_j y_{t-j} - \mu_{m_{t-j}})\right]^2}{2\sigma_1^2} \right\} \end{cases} \tag{3.4}$$

Los parámetros que describen la serie de tiempo son los recogidos en el vector α y en las probabilidades de transición $p_{i\ j}$. De esta forma, definimos un nuevo vector $\Psi\left(\mu_0,\ \mu_1,\ \Phi,\ \sigma_0^2,\ \sigma_1^2,\ p_{00},\ p_{11}\right)$ con todos los parámetros que vamos a estimar condicionados a la información disponible en el momento t,

Supongamos inicialmente que el valor de Ψ es conocido, aun hemos de saber en qué régimen está t, o en concreto, si pertenece al estado de calma o al de tormenta. El método para conocerlo será inferir la probabilidad del estado, dependiendo de toda la información disponible en t a partir del filtro propuesto por Hamilton. Esa inferencia va a tomar la forma de una probabilidad condicionada a la posibilidad de que la observación t sea generada por el régimen i. Es decir:

$$P\left\{m_t = i \mid \Omega_t;\ \Psi\right\} \qquad\qquad i = 0, 1 \tag{3.5}$$

Podemos recoger en un vector (2×1), denotado por $\hat{\xi}$, esas probabilidades condicionadas que el análisis asigna a la posibilidad de que la observación t sea

generada por el régimen i. La inferencia óptima para cada momento t se puede encontrar iterando la ecuación[9]:

$$\hat{\xi}_{t/t} = \frac{\left(\hat{\xi}_{t|t-1} \ominus \eta_t\right)}{1'\left(\hat{\xi}_{t|t-1} \ominus \eta_t\right)} \tag{3.6}$$

en la cuál 1 representa un vector (2×1) de unos, y $\ominus$ denota multiplicación elemento por elemento.

El log de la función de verosimilitud $L(\Psi)$ para la información disponible Ω_t y siendo el valor del vector de parámetros Ψ conocido, se puede calcular a partir de:

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^{T} \log\ f\left(y_t \mid \Omega_{t-1};\ \Psi\right) \tag{3.7}$$

donde:

$$f\left(y_t \mid \Omega_{t-1};\ \Psi\right) = 1'\left(\hat{\xi}_{t|t-1} \ominus \eta_t\right) \tag{3.8}$$

La estimación máximo verosímil de los parámetros se obtiene iterando la ecuación 3.6, para todos los datos de la muestra. De esta forma, es posible hallar el valor del logaritmo de la función de verosimiltud mediante 3.7. Los valores de los parámetros de Ψ que maximizan el valor de esa función se obtienen por optimización numérica, utilizando en nuestro caso el algoritmo de *Newton-Raphson.*[10]

3.4 Estimación del Modelo

3.4.1 Variable diferencial de tipos de interes entre España y Alemania

Como ya hemos indicado, en primer lugar se mostrarán los resultados obtenidos utilizando la variable diferencial de tipos de interés nominales entre

[9] Dando un valor inicial a $\hat{\xi}_{1/0}$ y suponiendo conocido el vector de parámetros Ψ

[10] Hamilton (1994), Capítulo 5, pg 132-142

Tabla 3.1: Modelo de Markov con Saltos de Régimen sobre el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania

Parámetros	**Coeficientes**
α_0	0.033940068 (0.2783)
α_1	0.68700332 (0.3206)
ϕ_1	0.70890458 (0.1098)
ϕ_2	0.44692713 (0.1368)
ϕ_3	-0.0044881105 (0.0877)
ϕ_4	-0.25243512 (0.0790)
σ_0	0.23902801 (0.0098)
σ_1	1.2689882 (0.5683)
c_0	4.7433535 (0.0234)
c_1	2.0354765 (0.1083)
Log Verosimilitud	48.546150
P_{00}	0.95744573
P_{11}	0.80556718

España y Alemania, como medida de la probabilidad de devaluación de la moneda española. Se han empleado datos de periodicidad y maduración mensual para evitar solapamientos indeseables[11]. Por otra parte, hemos de añadir que la serie de diferenciales de tipos de interés ha sido filtrada mediante el procedimiento de Hodrick-Prescott ya que presentaba una acusada tendencia decreciente debido al proceso de convergencia nominal operado desde la incorporación al sistema y en los casi diez años de pertenencia al mismo[12].

La muestra se extiende desde Junio de 1989, fecha en la que la peseta se incorporó al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, y Diciembre de 1998, momento en el que se pone en marcha la fase de Unión Monetaria. Como aconsejaban los correlogramas de la serie, que mostraban

[11] Los datos pertenecen a la base "Datastream", facilitada en el centro de proceso de datos del Birkbeck College de Londres.

[12] Se escogió un "parámetro de alisado" igual a 14.400. Hodrick y Prescott (1997). Agradezco esta sugerencia a los profesores John Driffill y Martin Sola del Birbeck College de Londres.

correlación de los residuos hasta el cuarto retardo, hemos trabajado con un AR (4). Los resultados de la estimación se presentan en la tabla 3.1.

Todos los parámetros son significativos y efectivamente el procedimiento parece adecuado al conseguir la separación de dos posibles regímenes, calma y tormenta.

Los resultados gráficos del filtro de Hamilton, (figura 3.1), representan las probabilidades precibidas por los agentes económicos privados o especuladores de estar en el estado crisis o tormenta monetaria (falta de credibilidad), condicionada a la información pasada de los diferenciales de interés. Se trata de probabilidades "ex-ante" ya que utilizamos la información disponible hasta el momento en el que los agentes forman sus expectativas[13].

Se observa, al comienzo de la muestra, un periodo de alta inestabilidad de la peseta. Los tres primeros saltos se corresponden al periodo de inestabilidad posterior a la incorporación de la peseta en el Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME. Los acontecimientos en el seno del propio sistema, como el paso a la banda estrecha de fluctuación ($\pm 2.25\%$)de la Lira italiana en Enero de 1990, o la incorporación de la Libra inglesa en Octubre provocaron tensiones de diferente magnitud.

Por otra parte, algunos factores externos contribuyeron a un cierta desasosiego, sin provocar en ningún caso realineamientos en el sistema, entre los que se pueden destacar la inestabilidad bursátil en Japón, el estallido del conflicto del golfo pérsico, el proceso de reunificación alemana o la caída del dólar estadounidense. Como sabemos a este primer periodo se le ha calificado de paradógico ya que las monedas más fuertes del Sistema eran aquellas cuyas economías representaban tasas de inflación o déficits corrientes más elevados. Esta situación afectó especialmente a la peseta cuyos desequilibrios macroeconómicos eran preocupantes, situación muy condicionada por la posición de otras monedas como el Franco francés o la Libra esterlina, que

[13] Esta es una de las diferencias básicas con las probabilidades que consideran toda la información contenida en la muestra o "Full sample probabilities, [Smooth]" y que son, por lo tanto, probabilidades "ex-post".

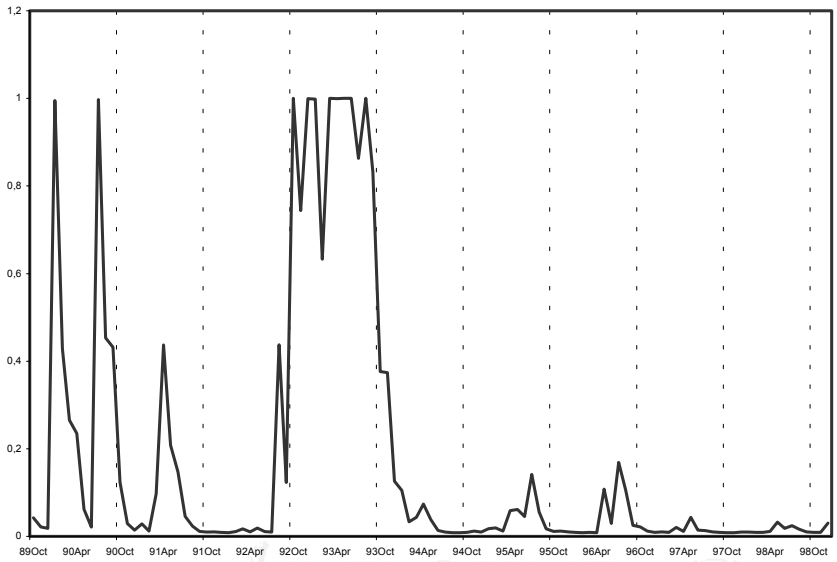


Figura 3.1: Probabilidad de que el estado actual sea el estado de crisis

colocaron a la moneda española en más de una ocasión en su límite máximo de apreciación dentro de la banda. Esos periodos de tensión ente la Libra esterlina y el Franco francés y la Peseta se manifiestan también en la figura.

La segunda fase de turbulencias coincide con la tormenta monetaria del 92-93. Al igual que otros trabajos anteriores han mostrado[14], en nuestros resultados se puede comprobar que, antes del comienzo oficial de la tormenta del SME en Septiembre de 1992, la probabilidad de que la economía saltara al estado de alta volatilidad (estado de crisis) era elevada ya en Agosto de 1992. Efectivamente, los agentes anticipaban la crisis de la moneda española antes de que esta comenzara en los primeros días de Septiembre ante el temor de un nuevo resultado negativo en Francia. La crisis, que afectó de forma virulenta y con diferente intensidad a las monedas del Sistema Monetario Europeo, se saldó en España con tres devaluaciones, el día 16 de Septiembre de 1992 la peseta fue devaluada en un 5%, en un 6% el 21 de Noviembre y un nuevo

[14] Gómez- Puig y Montalvo (1997)

reajuste en su paridad se produjo el 13 de Mayo de 1993, esta vez de un 8%. La relativa estabilidad creada con este último realineamiento duró solo hasta finales de Junio; Una nueva ola de presiones especulativas llevó a los ministros de Economía y finanzas y a los gobernadores de los Bancos Centrales de la UE a tomar la decisión de ampliar las bandas de fluctuación a ±15% para todas las monedas pertenecientes al MCI, excepto el Marco alemán y el Florín holandés.

La devaluación de Marzo de 1995, que las autoridades calificaron de "reajuste técnico", se puede igualmente apreciar con una nueva elevación de la probabilidad de crisis, aunque parece implicar una menor reducción de la credibilidad de la peseta que los anteriores realineamientos. El reajuste se realizó antes de que el tipo de cambio se situara en niveles próximos al margen de fluctuación de la banda[15]. La medida, que no parecía necesaria desde el punto de vista de los fundamentos, resultaba necesaria para evitar que el tipo de cambio se situara en niveles próximos al margen superior. Una de las lecciones de las anteriores devaluaciones, y en general de la crisis del SME del 92-93, fue que en algunas ocasiones, a medida que los ataques especulativos presionan una moneda, se ponía en funcionamiento un proceso sin que los gestores de la política cambiaria pudieran hacer nada para evitarlo.

Un nuevo salto, que se observa en la primavera de 1996, ilustra la incertidumbre política creada después de las elecciones generales del 3 de Marzo, fecha en la que las urnas otorgaron una mínima victoria al Partido Popular, lo cuál provocó ciertas dificultades para la formación de un ejecutivo estable. El último y más tímido aumento de la probabilidad de salto al estado de crisis se produce en el verano de 1997, recogiendo de alguna manera la tormenta monetaria y financiera de los países asiáticos.

Es evidente que el filtro aplicado muestra todos los momentos de inestabilidad que la Peseta española sufrió en los casi diez años de pertenencia al SME. La identificación de los periodos de crisis parece completa y satisfactoria, al contrario de lo que ocurría en los análisis realizados con anterioridad en este

[15] Ver Banco de España, Informe Anual 1995, pg. 46

trabajo, al aplicar modelos de volatilidad condicionda del tipo de cambio o elaborar índices de presión especulativa, en los que los niveles de confianza elegidos se revelaron determinantes en la identificación de las tormentas monetarias.

3.4.2 Variable índice de presión especulativa

Existen algunos trabajos previos que han analizado la probabilidad de cambio de regímen, empleando un índice de presión especulativa como variable exógena del modelo. Martínez-Pería (1998) y Piard (1999) emplean esta variable como medida identificativa de ataques especulativos, modelizando tipos de cambio, reservas y diferenciales de tipos de interés como series de tiempo, sujetas a cambios de régimen.

De forma similar, vamos a utilizar el índice de presión especulativa construído para la peseta española durante el periodo de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo, y cuyos resultados han sido mostrados en el capítulo segundo. Nuestra medida de presión en el mercado de cambios de la Peseta ha sido capaz de hallar las diferentes fases de crisis o ataques a la moneda española de Junio de 1989 a Diciembre de 1998, aunque la identificación de los periodos que deberían calificarse de crisis, resultó variable con el porcentaje de confianza aplicado.

La utilización de diferentes ponderaciones de las series componentes del índice para evitar el predominio de la más volátil, nos llevaron a dos medidas diferentes de presión especulativa, índice 1 e índice 2. Por esta razón, en principio, no se ha despreciado ninguno de los dos índices, con el fín de comprobar cuál de ellos se muestra más efectivo, aplicando un modelo de Markov con Saltos de Régimen[16].

[16] El primer Indice se construyó ponderando las series con el inverso de las desviaciones típicas para cada una de las variables a lo largo del periodo considerado, es decir: $\omega_i = \frac{1}{\sigma_i}$. Por otro lado, el segundo, se calculó ponderando las series componentes del índice, de manera que se igualaran sus varianzas: $w_i = \frac{\frac{1}{\sigma_i^2}}{\sum \frac{1}{\sigma_i^2}}$.

Tabla 3.2: Modelo de Markov con Saltos de Régimen sobre los Índices de Presión Especulativa 1 y 2

	Indice1	Indice2
Parámetros	**Coeficientes**	**Coeficientes**
α_0	-0.21937934 (0.1110)	-0.080958389 (0.0228)
α_1	1.1197877 (0.7656)	0.098554502 (0.1386)
ϕ_1	0.064979156 (0.0968)	0.18962891 (0.0781)
σ_0^2	0.93038196 (0.1462)	0.024594445 (0.0046)
σ_1^2	9.2580591 (3.2088)	0.44253326 (0.1171)
c_0	6.2343388 (0.0184)	3.6431538 (0.0326)
c_1	2.6403345 (0.0805)	2.3088886 (0.0738)
Log Verosimilitud	-87.907841	86.076176
P_{00}	0.97491659	0.92993553
P_{11}	0.87455099	0.84204623

Los resultados de aplicar un modelo de Markov-Switching con una especificación autorregresiva de orden uno, AR(1), en los dos casos, se muestran[17] en la tabla 3.2.

Como en el caso anterior hemos conseguido la separación de los estados de calma y ataque especulativos. Sin embargo, en el primer caso, el parámetro autorregresivo no es significativo por lo que hemos realizado la estimación suponiendo que la variable Índice no contiene especificación autorregresiva siendo los resultados prácticamente los mismos.[18] En las figuras 3.2 y 3.3, se ilustra la probabilidad del estado de crisis.

Las principales etapas de especulación o falta de credibilidad de la moneda española dentro de las bandas de fluctuación del SME, se presentan claramente también, utilizando el índice 1 y el índice 2. como "proxies" de las expectativas

[17] En este caso, los correlogramas de las series aconsejaban el uso de una especificación autorregresiva de orden uno. Si bien, para el índice 1 la evidencia no era totalmente concluyente.

[18] Los resultados son similares, mejorando el modelo al obtener un valor de la función máximo verosímil más elevado.

de devaluación. A pesar de que los episodios de inestabilidad coinciden con los obtenidos con el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania, existen algunas diferencias relevantes. Al comienzo de la muestra, desde Junio de 1989 y hasta la tormenta de Septiembre de 1992, se detectan, como en el caso anterior, los problemas derivados de la incorporación de la peseta a la disciplina el Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME, cualquiera que sea nuestra medida. Sin embargo, el índice 1 atenúa las perturbaciones en este primer periodo, como ya ocurría al intentar calcular los periodos de crisis a través de una función indicador construída a diferentes niveles de confianza. Como ya sabemos por los resultados obtenidos anteriormente, el índice 1 se muestra relativamente más volátil que el segundo, por lo que las perturbaciones iniciales, que en ningún caso supusieron más que episodios de inestabilidad, sin devaluaciones, se han visto atenuadas. Sin embargo, si analizamos los resultados del índice 2, y al igual que ocurría en el análisis realizado en el capítulo II de este trabajo, se observan perturbaciones importantes traducidas en saltos de la probabilidad de crisis al comienzo del periodo. Sobre todo es destacable el momento de incorporación de la Lira italiana a la banda estrecha del Sistema, en Enero de 1990, y que se manifiesta en una fuerte alteración de las expectativas cambiarias de la Peseta española. También parecen relevantes las medidas de liberalización de los movimientos de capital adoptadas por las autoridades españolas en Abril de 1991[19], y una súbita depreciación de la Peseta en Junio del mismo año como consecuencia de nuevos rumores sobre la reducción de su banda de fluctuación.

Por otra parte, la crisis del SME de otoño de 1992 y 1993, se observa y detecta con cierta antelación a su comienzo en Septiembre. Desde Junio de 1992, fecha del referemdum danés, la probabilidad de crisis presenta un incremento que se intensifica en los meses considerados tradicionalmente de crisis (desde Septiembre). Aunque la credibilidad se recupera a partir de Agosto de 1993, no se consolida hasta finales de ese año. Esta cuestión parece indicar que las

[19] Esas medidas de liberalización consistieron en la autorización a los residentes de constituir depósitos en moneda extranjera en entidades residentes y en incrementar las facilidades para préstamos a no residentes.

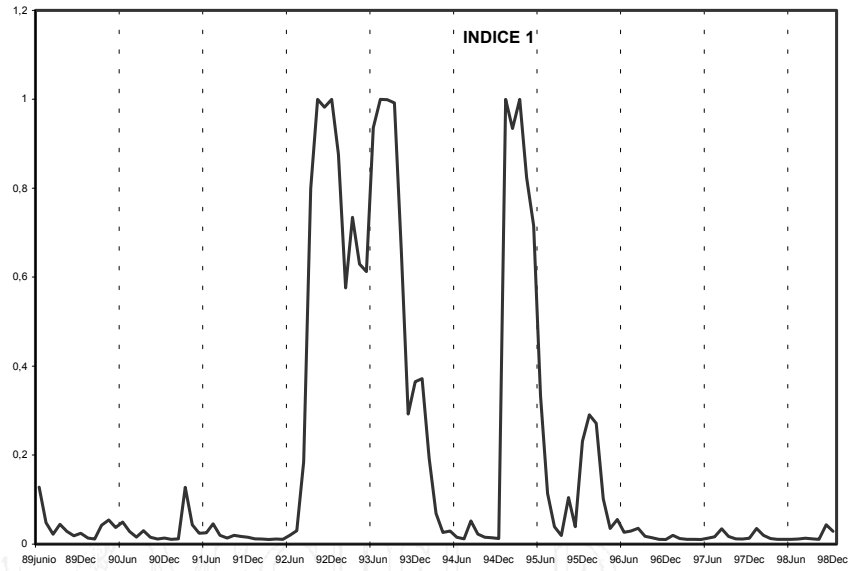


Figura 3.2: Probabilidad de que el estado actual sea el estado de crisis. Índ.1

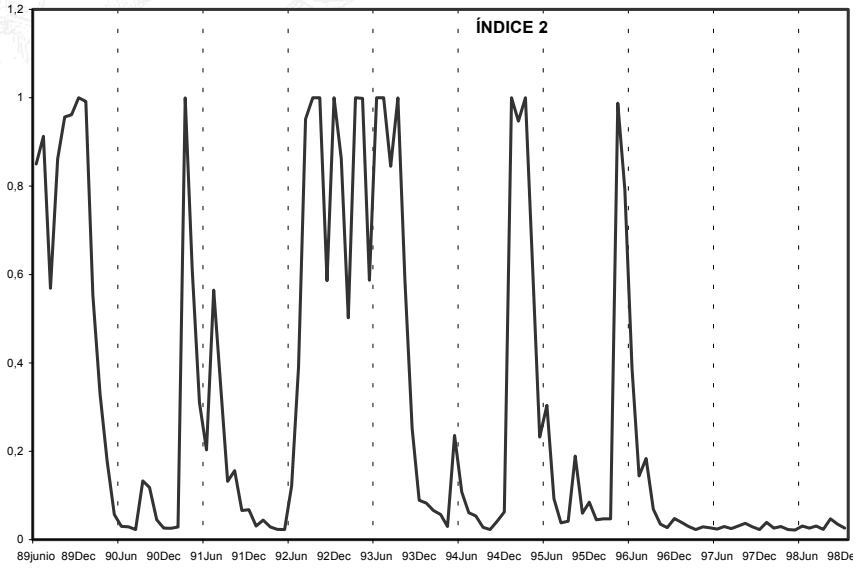


Figura 3.3: Probabilidad de que el estado actual sea el estado de crisis. Índ.2

turbulencias se prolongaron, probablemente debido a la convocatoria de una huelga general para el mes de Enero de 1994, el desacuerdo de los agentes sociales en las negociaciones salariales, y en los últimos días del año la crisis de Banesto

Durante todo el año 94, al igual que se había obtenido ya, la estabilidad parece la nota predominante. Sin embargo, en los primeros meses de 1995, el salto en la probabilidad es tan intenso como el correspondiente a las anteriores devaluaciones con las dos medidas del índice, a diferencia de lo que ocurría al utilizar el diferencial de tipos de interés, como medida de las expectativas de devaluación. La diferencia entre ambos tipos de medidas, posiblemente señale que el ajuste no se realizó vía tipos de interés, sino vía reservas y, por supuesto, variación del tipo de cambio, aunque éste no llegara al límite máximo permitido dentro de su banda de fluctuación.

Finalmente, la incertidumbre política de la primavera de 1996, se refleja en un incremento en la probabilidad de crisis, que es mucho más intensa con el índice 2, más sensible.

3.5 Conclusiones

En este capítulo, nuestra intención ha sido identificar los posibles y diferentes episodios de crisis especulativas que la Peseta española en el periodo de pertenencia y vigencia del Sistema Monetario Europeo. Hemos utilizado tres diferentes aproximaciones de las expectativas de devaluación. Por un lado el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania y en segundo lugar los dos índices de Presión especulativa construídos con distintas ponderaciones.

Los resultados muestran:

- La capacidad del modelo para diferenciar entre periodos de calma y de inestabilidad o especulación. Con las tres medidas de expectativas de devaluación se han conseguido identificar las principales perturbaciones

que han afectado a la peseta en el periodo entre bandas. A modo de resumen, se pueden diferenciar tres periodos:

- El primero de ellos se caracteriza por una clara inestabilidad y se corresponde con el comienzo de nuestro período muestral, desde la incorporación de la Peseta española al SME, en Junio de 1989. Diferentes acontecimientos dentro y fuera del Sistema provocaron tensiones de diferente magnitud, sin causar, en ningún caso realineamientos o reajustes de la moneda española. El análisis de los resultados del Modelo de Markov con Saltos de Régimen nos lleva a la conclusión de que saltos en la credibilidad no se han traducido necesariamente en devaluaciones de la Peseta. Este periodo de perturbaciones se ha manifestado señaladamente al utilizar el diferencial de tipos de interés y la segunda definición del índice.
- La segunda etapa coincide con la tormenta monetaria que afectó a la mayor parte de las monedas pertenecientes al Mecanismo de Tipos de cambio e Intervención, desde Septiembre de 1992. Para la peseta, la ola especulativa se saldó con tres devaluaciones, el 16 de Septiembre y 21 de Noviembre de 1992 y el 13 de Mayo de 1993, quedando recogidas cada una de ellas en saltos o caídas bruscas e intensas de la credibilidad o probabilidad de calma. A pesar de que el final oficial de la crisis se ha considerado Agosto de 1993, en España las turbulencias se prolongaron prácticamente hasta finales de año, como han mostrado los resultados cercanos a uno de la probabilidad de crisis durante el último trimentre del año.
- El tercer periodo de falta de credibilidad de la Peseta española comenzó en Enero de 1995, después de la crisis del Peso mexicano, lo que señala las interacciones entre los mercados de cambios y la posible relación entre la peseta y, en general, las monedas del SME y la evolución del Dólar estadounidense, así como, los posibles efectos de redistribución y contagio de crisis monetarias. Cuando se utilizan los Índices, el salto es de mayor intensidad que al utilizar la variable

diferencial de tipos de interés, lo que podría indicar que las medidas para controlar el nuevo ataque especulativo contra la peseta no se realizaron a través de aumentos de variaciones al alza en los tipos españoles, en un periodo en el que la convergencia nominal se había convertido en objetivo básico.

- Nos parece reseñable enfatizar la capacidad del Modelo de Saltos de Markov para reflejar ciertos acontecimientos derivados de la incertidumbre política como causa de presión especulativa. Los problemas derivados de periodos electorales o post-electorales son una fuente más de perturbaciones. Es destacable el salto que reflejan las medidas de los índices en la primavera de 1996 después de la tímida victoria electoral del Partido Popular el día 3 de Marzo de 1996.

  - En el último periodo muestral, desde mediados de 1996, se constata un alto grado de estabilidad, sin saltos de credibilidad y sin periodos de turbulencias monetarias. En el caso de España esta etapa se corresponde con una mayor austeridad fiscal, control de la inflación y la deuda pública y convergencia de los tipos de interés, todo ello acompañado por la percepción de los agentes económicos de que España formaría parte del grupo inicial de países integrantes de la Unión Monetaria.

- Después de la utilización de tres aproximaciones distintas de las expectativas de devaluación de la moneda española, los resultados parecen más adecuados al utilizar los diferenciales de tipos de interés y la segunda definición del índice de presión especulativa. El índice 1 erró al intentar identificar las turbulencias al comienzo del periodo muestral, que si bien no se tradujeron en cambios de paridad, supusieron conocidas fuentes de inestabilidad.

Capítulo 4

Modelo Probabilidades de Transición Variables

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

4.1 Introducción

Una vez que hemos conseguido identificar correctamente los dos posibles estados en los que se encontraba la economía, nuestra intención es encontrar qué variables pudieron influir en las probabilidades de salto y, por lo tanto, la determinación de los fundamentos macroeconómicos relevantes en los procesos de crisis de la peseta española durante el periodo de pertenencia al Sistema Monetario Europeo.

Una de las limitaciones que se han encontrado al modelo de Hamilton, cuyos resultados han sido expuestos en la sección anterior, es, precisamente, el que las probabilidades de transición se consideran constantes a lo largo del tiempo. Las probabilidades p_{00}, y p_{11}de salto de un estado o régimen a otro (o la persistencia de uno de ellos), deben de poder variar haciéndolas depender de los valores de otras variables potencialmente influyentes en el fenómeno objeto de estudio.[1].

4.2 Ampliación del Modelo Econométrico

Teniendo en cuenta la variable de estado, $\{m_t\}$, vamos a asumir que la naturaleza selecciona el régimen en el momento actual t, con una probabilidad que dependerá del régimen en el que se encontraba la economía en el momento anterior, $t-1$. De esta forma, el proceso estocástico $\{m_t\}$, se especifica a través de una cadena de Markov no homogénea en el espacio de estados $\{0,1\}$ con el siguiente mecanismo de transición:[2]

$$P(m_t = 0 \mid m_{t-1} = 0, \chi_{t-1}) \equiv q_t = \frac{\exp(c_0 + \beta_0 \chi_{t-1})}{1 + \exp(c_0 + \beta_0 \chi_{t-1})}$$

[1] La extensión del modelo para incluir la posibilidad de probabilidades variables ha sido realizada por: Filardo (1994), Diebold et al. (1994) y Durland y Mc Curdy (1994).

[2] La parametrización de las probabilidades de transición se realiza através de una función logística. Diebold et al. (1994)

$$P(m_t = 1 \mid m_{t-1} = 1, \chi_{t-1}) \equiv p_t = \frac{\exp(c_1 + \beta_1 \chi_{t-1})}{1 + \exp(c_1 + \beta_1 \chi_{t-1})}$$

$$P(m_t = 1 \mid m_{t-1} = 0, \chi_{t-1}) = 1 - q_t$$

$$P(m_t = 0 \mid m_{t-1} = 1, \chi_{t-1}) = 1 - p_t \tag{4.1}$$

donde, χ_t es la variable que afecta a las probabilidades de estado; q_t y p_t son, respectivamente, las probabilidades de transición variables del estado de calma, $m_t = 0$, y del estado o régimen de tormenta, $m_t = 1$; Por otra parte, c_0 y c_1 son constantes y β_0 , β_1 son los parámetros de dichas probabilidades.

De esta forma la extensión del modelo permitirá a la media y a la varianza condicionada de la variable exógena considerada, y_t, ser función del régimen (elegido de forma estocástica) que controla el proceso en el momento t. Puesto que $dp_t/d\chi_{t-1}$ tiene el mismo signo que β_1, entonces si $\beta_1 > 0$, esto implicará que un incremento en χ_{t-1}, aumenta la probabilidad de permanecer en el estado de crisis y viceversa. De la misma forma si $\beta_0 > 0$, esto supondrá que un aumento en los valores de la variable que entra en la probabilidad, χ_t, incrementará la probabilidad de permanecer en el estado creíble o estado de calma[3].

La inclusión de las variables fundamentales en las probabilidades de transición, se lleva a cabo, en nuestro caso[4], con las variables retardadas un periodo, χ_{t-1}, con ello evitamos los posibles problemas de exogeneidad que se pudieran derivar al incluirlas en el mismo periodo temporal que la variable exógena, y_t. Incluyendo y_t y χ_t y estar determinadas conjuntamente en el tiempo, los resultados de la inferencia que realizaremos harían la interpretación

[3] Si imponemos al nuevo modelo $\beta_0 = \beta_1 = 0$ nos encontraríamos en el modelo anterior con probabilidades de transición constantes.

[4] Piard (1999), sin embargo, reemplaza en la ecuación 4.1, las variables fundamentales, χ_t en el mismo periodo temporal que la variable exógena, y_t

de los resultados compleja y poco fiable ya que sin poder asegurar estrictamente la exogeneidad sería difícil argumentar que χ_t ayuda a predecir la transición entre los estados.

En la línea del capítulo anterior, aplicamos el modelo de Markov con saltos de régimen a las variables elegidas como "proxis" de las expectativas de devaluación. Es decir, diferencial de tipos de interés entre España y Alemania y los índices de presión especulativa ya especificados. Para la introducción de probabilidades de transición variables, debemos, en primer lugar, seleccionar las variables macroeconómicas que hayan podido afectar a la credibilidad del tipo de cambio Peseta/Marco alemán en el periodo de estudio de pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo.

BIBLIOTECA VIRTUAL

4.3 Selección de las Variables Macroeconómicas

Algunos trabajos utilizando diferentes enfoques y metodologías, ya han analizado los nexos de unión entre la credibilidad de una zona monetaria y ciertas variables macroeconómicas o "fundamentos" de la economía [5]. Nuestra elección descansa en la existencia de las dos principales aproximaciones teóricas a la explicación de los fenómenos de crisis monetarias. Utilizaremos variables nominales que, si son relevantes, ratificarían la idea de ataques especulativos en la línea de los primeros modelos de crisis monetarias. Por otro parte, comprobaremos la significación de ciertas variables reales que de ser influyentes en la probabilidad de crisis nos llevarían a pensar en procesos especulativos con explicación cercana a los modelos de "claúsula de escape" o *Modelos de Segunda Generación.* Si ninguna de las variables monetarias o reales fueran estadísticamente significativas en los saltos o cambios de régimen hacia el estado de tormenta, una posibilidad sería sugerir la existencia de

[5] Utilizando el Metodo de Ajuste de la Deriva, la relación entre credibilidad y Fundamentos es analizada por: Caramazza (1993), Lindberg et al. (1993), Halikias (1994), Rose y Svensson (1994) y Thomas (1994). Utilizando otros enfoques, los principales estudios son: Drazen y Masson (1994), Edin y Vredin (1993), Chen y Giovannini (1993), Tronzano (1999), Jeanne (1997), Masson (1995), Mizrach (1995), Siklos y Tarajos (1996), Jeanne y Masson (1998), Martínez-Pería (1998) y Piard (1999)

"crisis autorrealizables" ("Self-fulfilling") como explicación de los ataques especulativos.

Las variables utilizadas se pueden clasificar, según lo anterior, en dos grupos. Por una lado, entre las variables reales se emplea el Índice de Producción Industrial español (IPI), el saldo de la Balanza por Cuenta Corriente (Bcc), Tipo de Cambio Real (Tc) y Tasa de Desempleo (U). Por otra parte, entre las variables monetarias se utiliza la variación de Reservas Extranjeras en el Banco de España (R), la ratio de crecimiento de la Cantidad de Dinero[6] (M), el diferencial de la Cantidad de Dinero entre España y Alemania (M-M*), la tasa de Inflación en España (P), el diferencial de las Tasas de Inflación entre los dos países considerados (P-P*) y la variación de la Deuda Pública española[7].

En el caso de las variables reales, se consideran además, las desviaciones de su tendencia a largo plazo[8]. De esta manera, al eliminar el componente tendencial, la variable nos muestra más fielmente su perfil cíclico y, por ende, es previsible que nos permita recoger las desviaciones coyunturales. Con su introducción adicional en el análisis, pretendemos comprobar la existencia de efectos sobre las probabilidades de transición entre los estados de los shocks o perturbaciones a corto plazo que esas variables hayan podido sufrir. Estas variables se denotan utilizando el prefijo "HP" antes del nombre de la variable.

Por último, se han tenido en cuenta, algunas variables relativas a la existencia de la banda de fluctuación, como ya hicimos en secciones anteriores de este estudio. No se debe ignorar que los agentes económicos, al formar sus expectativas, es posible que tengan en cuenta la banda de fluctuación a la que está sometida la moneda. Los nexos de unión entre la literatura de crisis monetarias y la relativa a Zonas Objetivo son muy estrechos, sobre todo en este caso, al producirse los ataques a la moneda española durante el periodo de

[6] Consideramos la variable en primeras diferencias.

[7] Las variables inflación en España y en Alemania se calculan a partir de los índices de precios al consumo.

[8] La tendencia de la series se ha obtenido a partir de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott, con un "parámetro de alisado" igual a 14.400. Hodrick y Prescott (1997).

pertenecia al Mecanismo de Tipos de Cambio e Intervención del SME. Por estas razones, parece imprescindible la inclusión en el análisis de algunas variables relativas al tipo de cambio de la peseta dentro de las bandas, como variables posiblemente relevantes en la probabilidad que los agentes económicos asignaban a la existencia de crisis especulativas. Así, forman parte del conjunto de variables que entrarán en las probabilidades de transición, el diferencial del tipo de cambio nominal Peseta/Marco alemán respecto a la paridad central (DPC) y la misma variable respecto al límite máximo (máximo de depreciación) de fluctuación permitido (DBM).

Su inclusión viene motivada, como en trabajos precedentes, porque se ha demostrado en modelos de Zonas Objetivo con credibilidad imperfecta, los diferenciales de tipos de interés están positivamente correlacionados con los movimientos del tipo de cambio hacia el límite superior de la banda de fluctuación[9]. De hecho muchos realineamientos en el SME se han producido cuando la moneda estaba muy alejada de su paridad central. Con ello se pretende capturar los "sentimientos del mercado" sobre la credibilidad de la Zona Monetaria posiblemente no correlacionados con las variables estandar "fundamentales" de la economía. También, hemos analizado la relevancia del tipo de cambio Peseta/Dólar estadounidense sobre todo teniendo en cuenta la estrecha relación de la economía norteamericana con las economías europeas e intentando capturar la influencia de la crisis del Peso mexicano sobre la credibilidad de la Peseta española.

4.4 Estimación del Modelo.

4.4.1 Variable diferencial de tipos de interés

Los resultados del modelo ampliado para permitir probabilidades de transición variables, siendo la variable que salta entre estados el diferencial de tipos de interés, se muestran en la tablas 4.1 y 4.2. Las estimaciones

[9] Bertola y Caballero (1992), Caramazza (1993), Thomas (1994), Chen y Giovannini (1994), Mizrach (1995) y Werner (1995)

máximo verosímiles se han realizado suponiendo coeficientes autorregresivos de orden cuatro, ($R = 4$), como en el modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades de transición constantes. Con el fin de conocer la significación estadística incluímos la razón t-student entre paréntesis bajo cada parámetro estimado, obtenida através de los "cuasi-máximo verosímiles errores estandar"[10]. Se muestran, además, para comprobar la correcta identificación del modelo, los test de dependencia en el tiempo, líneal y no líneal de los residuos del modelo estimado basados en el estadístico Q de Ljung-Box para las 20 y 50 autocorrelaciones de los residuos estandarizados y sus cuadrados, así como los p-valores, entre paréntesis, para comprobar la no correlación entre los residuos de la estimación[11].

BIBLIOTECA VIRTUAL

Como muestra la tabla 4.1, ninguno de los β estimados son significativos para variables reales. Tan sólo el β_0 estimado de la desviación del tipo de cambio efectivo real parece tener un valor más elevado del estadísitico t, en relación a los que presentan las otras variables reales (aunque menor al 5%). Tampoco las probabilidades p_t y q_t [12] variables en el tiempo representan volatilidades acusadas como podría evidenciarse en los gráficos de las mismas. Las figuras 4.1 y 4.2, ilustran las probabilidades de transición estimadas, p_t y q_t, poco variables en el tiempo. Se representan tan sólo las relativas a la desviación del Tipo de Cambio efectivo real, Tc, (que muestra cierta variabilidad de la probabilidad del estado de calma exactamente al comienzo de la tormenta monetaria de otoño de 1992), así como las referentes a la desviación del saldo de Balanza por cuenta corriente respecto a su tendencia. Éste último es el resultado típico y extrapolable al resto de las variables reales analizadas.

Por tanto, se podría concluir que existe poca o casi nula evidencia de influencia de las variables reales sobre la credibilidad de la peseta en el periodo de bandas de fluctuación. Estos resultados parecen estar en consonancia con los del trabajo de Psaradakis, Sola y Tronzano (1999) en el que no se hallan

[10] Hamilton 1994 capítulo 5. Pg. 142-145.
[11] Ljung y Box (1979) y McLeod y Li (1983)
[12] p_t y q_t son las probabilidades de permanecer en el estado de tormenta y calma, respectivamente

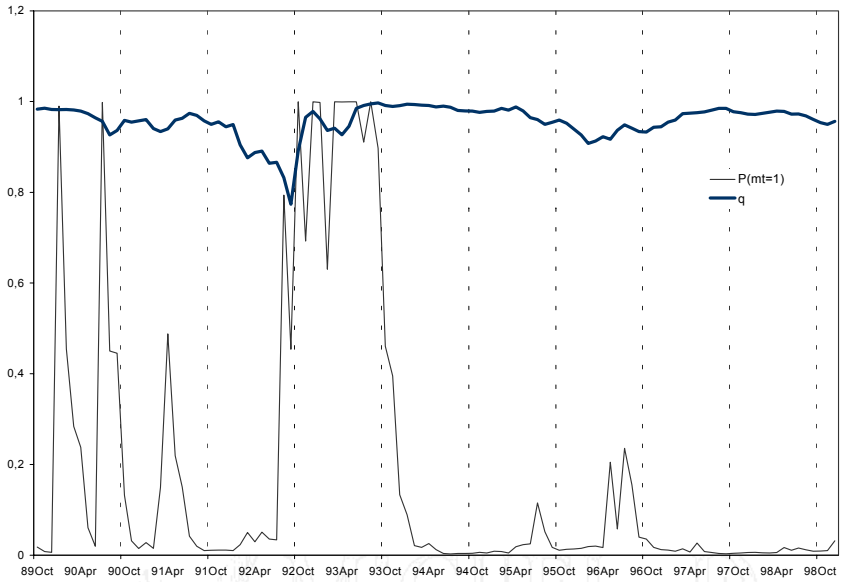


Figura 4.1: Desviaciones del Tipo de Cambio Efectivo respecto a su tendencia

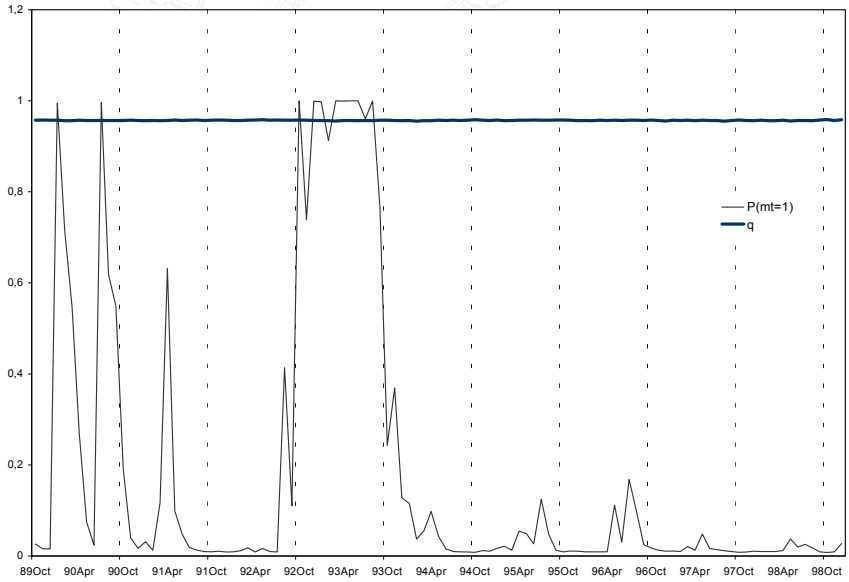


Figura 4.2: Desviaciones de la Balanza$_{cte}$ respecto a su tendencia

vínculos evidentes de crisis monetarias y fundamentos macroeconómicos reales de la economía en relación a la credibilidad del Franco francés (periodo Junio de 1991 a Septiembre de 1998)[13].

Las estimaciones máximo verosímiles del modelo de Markov con saltos de régimen y probabilidades de transición variables con "fundamentos nominales" se recogen en la tabla 4.2. La variable más influyentes[14] en las probabilidades de transición entre los estados (ver la tabla 4.2 y la figura 4.3) es la serie de variación de reservas extranjeras, cuyo β_0 es positivo y significativo, lo que implica que un incremento en las reservas supone un incremento en la probabilidad de permanecer en el estado de calma (o viceversa). En la figura 4.3 se muestra q_t, es decir, la probabilidad de permanecer en el estado de calma. La primera y más tímida caída de q_t (en el periodo de tormenta del SME, en otoño de 1992) se produjo en Julio, sufriendo un nuevo, fuerte y contínuado descenso en Septiembre. La interpretación de estos resultados parece ilustrar la influencia de la variación que experimentan las reservas sobre la probabilidad de que la economía salte al régimen $m_t = 1$ o estado de tormenta. Los primeros modelos de crisis monetarias predicen que la cantidad de reservas internacionales, en poder del Banco Central, determina el momento del tiempo en el que se desencadena un ataque y la magnitud del mismo. Este resultado pone de manifiesto el carácter monetario y su adaptación teórica a los *modelos de Primera Generación,* de las turbulencias de la peseta española en el periodo, 1992-93[15].

Es llamativa la variación que experimenta la probabilidad de permanecer en el estado de calma, q_t, en los últimos meses de 1994 y primeros de 1995. Esto

[13] Estas conclusiones están en franco contraste con otros trabajos empíricos precedentes Caramazza (1993), Chen y Giovannini (1994), Isard (1994), Thomas (1994), Jeanne (1997) y Mizrach (1995).

[14] También, la ratio de crecimiento de la cantidad de dinero (M) muestra un coeficiente significativo, sin embargo los resultados de los estadísticos Q y los p- valores señalan ciertos problemas de autocorrelación en los residuos.

[15] "Una crisis de balanza de pagos es aquel acontecimiento en el que el gobierno observa como sus reservas disminuyen paulatinamente hasta un momento, anterior al que determina que las reservas se han agotado, en el que un ataque súbito elimina el resto de reservas. En ese momento, el Banco Central es incapaz de mantener fija la paridad del tipo de cambio ya que carece de reservas". Krugman (1979)

podría conducirnos a cuestionar la calificación de "técnica" de la devaluación de Marzo del 95. Desde la crisis del Peso mexicano, en Diciembre del 94, la probabilidad de permanecer en el estado de calma disminuye. Es posible que el proceso especulativo que comenzaba, aconsejase un temprano y disuasivo reajuste de la paridad, en un intento, por otro lado exitoso, de detener a tiempo una nueva tempestad en el mercado de cambios.

Finalmente, se ha de señalar la significación de las variables que hemos considerado teniendo en cuenta la existencia de la banda de fluctuación, distancia del tipo de cambio a la banda máxima y a la paridad central. Se trata, en realidad de variables que recogen el mismo tipo de información ya que cuanto mayor sea la segunda, mayor puede ser la primera[16]. La más relevante es la distancia del tipo de cambio a su banda máxima de depreciación con un $\beta_0 > 0$ y estadísticamente significativo lo que implica que cuanto mayor sea la distancia, (mayor apreciación de la moneda), mayor es la probabilidad de permanecer en el estado de calma o credibilidad. El resultado se muestra gráficamente en la figura 4.4.

[16] No se puede olvidar que un alejamiento de la paridad central puede implicar apreciación o bien, depreciación del tipo de cambio.

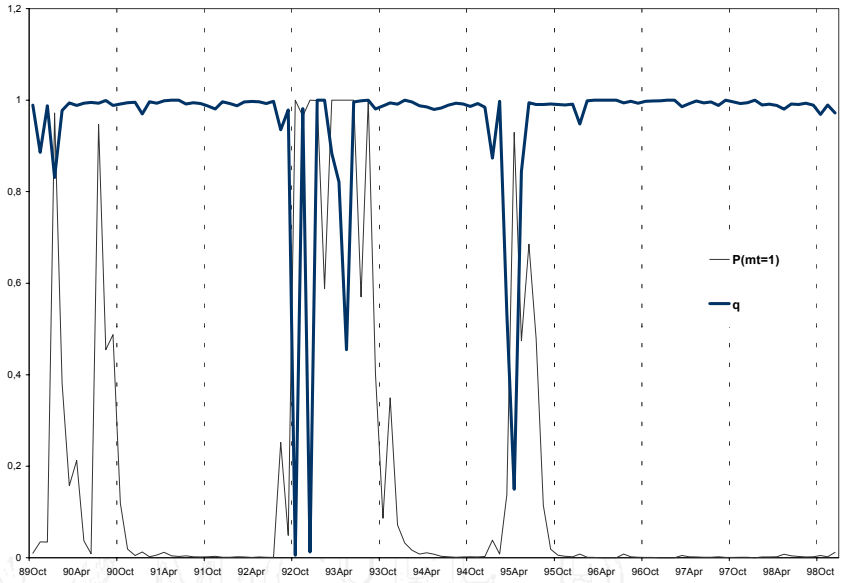


Figura 4.3: Variación de las Reservas Extranjeras

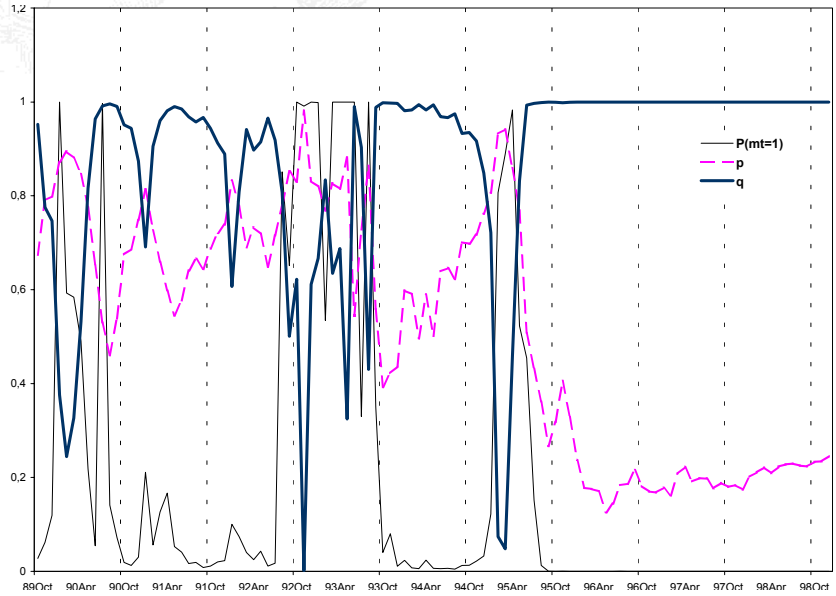


Figura 4.4: Distancia del Tipo de Cambio a su Banda Máxima

Tabla 4.1: MSM [Diferenciales de tipos de interés]. Variables reales

	$B_{c/c}$	$hpB_{c/c}$	IPI	hpIPI	Tc	hpTc	U	hpU
α_0	0.23796 (0.6626)*	0.0797 (0.2799)	0.0296 (0.1164)	0.0569 (0.2051)	0.0056 (0.0202)	0.0359 (0.1266)	0.0422 (0.1777)	0.111 (0.0407)
α_1	0.6478 (3.5857)	0.6150 (2.6580)	0.6929 (3.8960)	0.6307 (3.8095)	0.6409 (4.3092)	0.6527 (3.7196)	0.6974 (4.2249)	0.6662 (3.9025)
σ_0	0.2423 (11.911)	0.2401 (12.0135)	0.2397 (11.5548)	0.2399 (11.8984)	0.2410 (12.7329)	0.2378 (11.6451)	0.2355 (11.8863)	0.2391 (11.6882)
σ_1	1.4193 (4.4932)	1.2580 (6.2842)	1.2970 (5.7991)	1.2747 (5.8657)	1.2649 (5.6755)	1.2546 (6.1833)	1.2848 (6.1833)	1.2817 (5.9061)
c_0	4.0362 (0.8318)	3.1023 (5.0754)	−6.8864 (−0.2752)	3.0150 (5.1533)	3.2298 (2.9823)	3.4118 (5.1824)	9.2012 (1.1073)	3.2665 (4.9644)
c_1	2.4584 (0.5480)	1.2689 (1.0841)	5.4509 (0.3668)	1.1003 (1.1294)	1.3434 (1.0615)	1.4805 (1.5627)	6.9092 (0.3990)	1.4090 (1.5108)
β_0	48.7670 (0.2649)	−0.3043 (−0.0192)	97.5394 (0.3817)	0.0516 (0.1596)	−72.9179 (−0.4135)	−3.4071 (−1.6208)	−41.8296 (−0.7837)	103.5904 (1.2921)
β_1	67.8540 (0.3096)	21.7003 (0.8088)	−45.2625 (−0.2916)	−0.2705 (−0.8827)	−82.5242 (−0.8220)	−0.2499 (−0.0812)	−37.2032 (−0.3428)	−60.4497 (−0.3314)
φ_1	0.7212 (8.75)	0.6875 (7.5427)	0.7132 (9.0333)	0.6826 (7.6656)	0.6758 (7.3726)	0.6981 (8.7123)	0.7166 (9.5290)	0.7163 (9.2903)
φ_2	0.4371 (5.5592)	0.4778 (5.5762)	0.4245 (5.2716)	0.4785 (5.2188)	0.5072 (5.4609)	0.4597 (5.2451)	0.4194 (5.3350)	0.4383 (5.4749)
φ_3	−0.0125 (−0.1365)	−0.0098 (−0.1091)	0.0172 (0.1795)	−0.0045 (−0.0492)	−0.0002 (−0.0031)	0.0020 (0.0234)	0.0368 (0.3993)	−0.0012 (−0.0130)
φ_4	−0.2314 (−3.8334)	−0.2537 (−4.0360)	−0.2643 (5.7991)	−0.2571 (−3.7732)	−0.2792 (−4.0015)	−0.2569 (−4.0245)	−0.2878 (−4.5218)	−0.2533 (−4.1274)
Log verosimilitud	49.5224	49.2531	50.3536	49.3823	50.5552	49.3729	48.9277	49.1593
$Q(20)$	27.7854 (0.1146)**	24.6352 (0.2157)	24.6984 (0.2132)	25.0568 (0.1993)	22.7868 (0.2994)	20.4603 (0.4295)	23.9583 (0.2442)	21.5272 (0.3667)
$Q(50)$	54.8478 (0.2959)	49.6605 (0.4869)	57.3143 (0.2222)	54.9380 (0.2930)	54.1082 (0.3205)	53.5421 (0.3400)	56.4568 (0.2464)	55.5723 (0.2730)
$Q_2(20)$	36.1701 (0.0147)	32.6401 (0.0369)	12.8750 (0.8827)	15.7505 0.7320)	11.4387 (0.9340)	11.5093 (0.9319)	12.9863 (0.8780)	10.4871 (0.9585)
$Q_2(50)$	54.6150 (0.3035)	52.6496 (0.3719)	48.0684 (0.5512)	49.0813 (0.5102)	45.2999 (0.6621)	47.8373 (0.5606)	47.0142 (0.5939)	46.5354 (0.6132)

Nota: Un asterisco muestra el valor del estadístico t (asintótico). Dos asteriscos muestra los p-valores. El nivel de significación es del 5%.

Tabla 4.2: MSM [Diferencial de tipos de interés]. Variables nominales

	R	M	M-M*	P	P-P*	PPP	Deuda	Tc$	DPC	DBM
α_0	−0.1408 (−0.6024)*	0.0248 (0.0925)	0.0005 (0.0021)	0.0911 (0.3384)	0.0278 (0.1030)	0.0282 (0.1040)	0.0669 (0.2487)	0.0342 (0.1252)	0.0221 (0.0816)	−0.0702 (−0.2908)
α_1	0.7679 (3.3646)	0.6591 (3.4741)	0.7803 (4.8198)	0.7076 (3.6968)	0.6199 (3.8885)	0.6568 (3.8102)	0.6417 (3.6710)	0.6592 (3.9406)	0.6648 (3.3974)	0.6501 (3.2425)
σ_0	0.2484 (10.7404)	0.2439 (12.1529	0.2428 (11.6917)	0.2416 (12.4146)	0.2340 (12.7129)	0.2399 (11.5529)	0.2356 (11.9347)	0.2397 (11.4199)	0.2403 (12.3538)	0.2276 (11.5383)
σ_1	1.4958 (6.3000)	1.2930 (5.8506)	1.3081 (5.1733)	1.4363 (5.3361)	1.2247 (6.8785)	1.2831 (5.9129)	1.2517 (5.2942)	1.2831 (5.9508)	1.2997 (5.3102)	1.2055 (7.4207)
c_0	4.5752 (3.0768)	4.2869 (3.4268)	2.8330 (4.7904)	11.7602 (1.7509)	3.1773 (4.5894)	−10.4557 (−0.1983)	2.9902 (4.7892)	−8.1348 (−0.2777)	4.1943 (3.0796)	−8.4897 (−1.4558)
c_1	1.4480 (2.3064)	1.3348 (1.4190)	0.2652 (0.3113)	10.6231 (1.1313)	2.2352 (1.5003)	−5.5155 (−0.1225)	1.1448 (1.1231)	0.6161 (0.0152)	1.7572 (1.5515)	4.6656 (1.0998)
β_0	55.8932 (1.7579)	−44.9024 (−1.7885)	19.8547) (0.4404)	−154.1535 (−1.4846)	2.7992 (1.0996)	−3.2187 (−0.2497)	0.2189 (0.1423)	23.2696 (0.3685)	58.5687 (1.4207)	121.0471 (1.7139)
β_1	1.1595 (0.0881)	−16.5293 (−0.6724)	−90.5075 (−1.1346)	−183.1255 (−0.9816)	−1.9255 (−0.8945)	−1.6434 (−0.1519)	1.0841 (0.6821)	1.2643 (0.0148)	24.3809 (0.5936)	−41.5295 (−0.9491)
φ_1	0.9651 (11.6709)	0.7025 (8.6523)	0.7134 (8.1166)	0.7904 (9.0597)	0.6888 (8.1081)	0.7115 (9.0949)	0.6978 (7.5194)	0.7069 (9.3523)	0.7200 (9.6450)	0.7920 (9.4744)
φ_2	0.1407 (1.3928)	0.4621 (5.5136)	0.4360 (4.4394)	0.3146 (3.3392)	0.4892 (5.6045)	0.4426 (5.2641)	0.4499 (4.8523)	0.4471 (5.4675)	0.4262 (5.0782)	0.3578 (3.8463)
φ_3	−0.0893 (−1.0355)	−0.0153 (−0.1616)	0.0565 (0.5708)	−0.0030 (−0.0317)	−0.0048 (−0.0603)	−0.0042 (−0.0476)	0.0038 (0.0414)	0.0010 (0.0116)	−0.0061 (−0.0700)	0.0172 (0.2072)
φ_4	−0.1369 (−2.1328)	−0.2930 (−3.7804)	−0.3186 (−4.7518)	−0.2057 (−3.2844)	−0.2703 (−4.3403)	−0.2508 (−3.9755)	−0.2531 (−3.8171)	−0.2560 (−4.1612)	−0.2395 (−3.7251)	−0.2772 (−5.1886)
Log verosimilitud	51.9829	50.1735	49.7422	53.1829	50.4785	50.0632	49.1021	50.0281	50.8862	54.0935
$Q(20)$	30.5993 (0.0607)**	35.3126 (0.0185)	24.3613 (0.2270)	25.0363 (0.2000)	20.9368 (0.4009)	23.1236 (0.2828)	27.1910 (0.1300)	22.4012 (0.3191)	24.5244 (0.2202)	25.7296 (0.1749)
$Q(50)$	62.3534 (0.1128)	55.0924 (0.2880)	48.0799 (0.5508)	57.8884 (0.2071)	51.5044 (0.4147)	55.4815 (0.2758)	51.5772 (0.4119)	55.6305 (0.2712)	58.5920 (0.1894)	60.7797 (0.1413)
$Q_2(20)$	20.1071 (0.4512)	54.7080 (0.0000)	4.3505 (0.9999)	15.6448 (0.7384)	16.3526 (0.6945)	14.1208 (0.8243)	29.9880 (0.0700)	13.2308 (0.8673)	12.8887 (0.8821)	25.4796 (0.1837)
$Q_2(50)$	48.7124 (0.5251)	62.1012 (0.1171)	8.7746 (1.0000)	43.6486 (0.7247)	48.5214 (0.5329)	47.5710 (0.5714)	42.7140 (0.7580)	48.0541 (0.5518)	52.9006 (0.3628)	54.5730 (0.3049)

Nota: Un asterisco muestra el valor del estadístico t (asintótico). Dos asteriscos muestra los p-valores. El nivel de significación es del 5%.

4.4.2 Variables índices de presión especulativa

Debido a que los resultados de las estimaciones del Modelo con probabilidades de transición constantes arrojaron mejores predicciones utilizando el segundo índice, las estimaciones con probabilidades de transición variables se han realizado sólamente para la segunda especificación del índice de presión especulativa. Hemos de recordar que tanto a través del ejercicio realizado en el capítulo II como en el anterior, el índice 2 se mostró más apropiado y sus caracterísiticas econométricas más adecuadas. Como se ha señalado, el coeficiente autorregresivo, en el modelo con las ponderaciones iniciales no era significativo por lo que se realizaron las estimaciones suponiendo la no existencia de este parámetro. Efectivamente al analizar el modelo con probabilidades variables entre los estados, de nuevo, el coeficiente autorregresivo no es significativo.

Los resultados del modelo de Markov con probabilidades de transición variables sobre el índice 2 se muestran en las tablas 4.3 y 4.4. La especificación del modelo es la misma que la de sección anterior, utilizando el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania[17].

Por otro lado, las variables que se han utilizado para hacer variar las probabilidades de transición entre los estados de crisis y calma, son también las mismas que en aquel caso, aunque se ha de tener en cuenta, que uno de los componentes del índice de presión especulativa es la serie de variación de reservas internacionales, por lo que esta variable será la única que no podemos introducir en este ejercicio.

Como demuestran los coeficientes de los parámetros de la tabla 4.3, tampoco en este caso ninguno de los β estimados para variables reales es significativo, a la vista de los estadísticos t asíntoticos que se muestran entre paréntesis. Las probabilidades p_t y q_t, que se muestran gráficamente en la figura 4.6, para las desviaciones de la balanza por cuenta corriente respecto a su tendencia y

[17] En este caso no ha sido necesario un modelo autorregresivo de orden 4 sino sólamente de orden uno. Los correlogramas de las series que entran en las estimaciones como variables endógenas muestran significación de los coeficientes autorregresivos sólo en el primer retardo.

extrapolable al resto de las variables utilizadas, tampoco cambian a lo largo del periodo considerado, lo que denota la irrelevancia de estas variables en los saltos del estado de calma al estado de tormenta. Sin embargo, como en el caso del epígrafe anterior, y a pesar de no ser los coeficientes significativos, la probabilidad de permanecer en el estado de calma, q_t, de la variable desviación del tipo de cambio efectivo real respecto a su tendencia, (figura 4.5), muestra un descenso exactamente en el último trimestre de 1992, coincidiendo con la tormenta monetaria de esos meses, y en Abril de 1993, antes de la devaluación de Mayo y la ampliación de las bandas de fluctuación[18].

En lo referente a las variables nominales, ninguna de ellas es significativa. Hay que tener en cuenta que al utilizar el diferencial de tipos de interés como "proxi" de las expectativas de devaluación, la única variable influyente en las probabilidades de transición fueron los flujos de reservas internacionales en poder del Banco Central. En este caso, esta variable no se ha incluído, y el resto de los fundamentos monetarios no revelan ninguna influencia en la probabilidad de cambio de régimen de la economía.

De nuevo, las variables incluídas para tener en cuenta la banda de fluctuación en las expectativas de devaluación, distancia a la paridad central, DPC, (figura 4.7), y distancia al límite máximo de fluctuación, DBM, (figura 4.8) son aquellas más significativas. Este hallazgo ratifica nuestros resultados anteriores y los amplía al mostrarse significativa también la distancia a la paridad central, lo que parece lógico tratándose de dos variables interrelacionadas. En el caso de DPC, β_0 es menor que cero lo que indica que un incremento en la distancia a la paridad central reduce la probabilidad de permanecer en el estado de tranquilidad, pero β_1 es también menor que cero por lo que implicaría que incrementos en la variable, reducirían la probabilidad de permanecer en el estado de tormenta. A la vista de la figura 4.7, sin embargo, la evolución de p_t y q_t parecen más lógicos y coherentes con la realidad, disminuyendo q_t cuando se incrementa p_t.

[18] También p_t, presenta cierta variabilidad, (aumentos), exactamente en las mismas fechas.

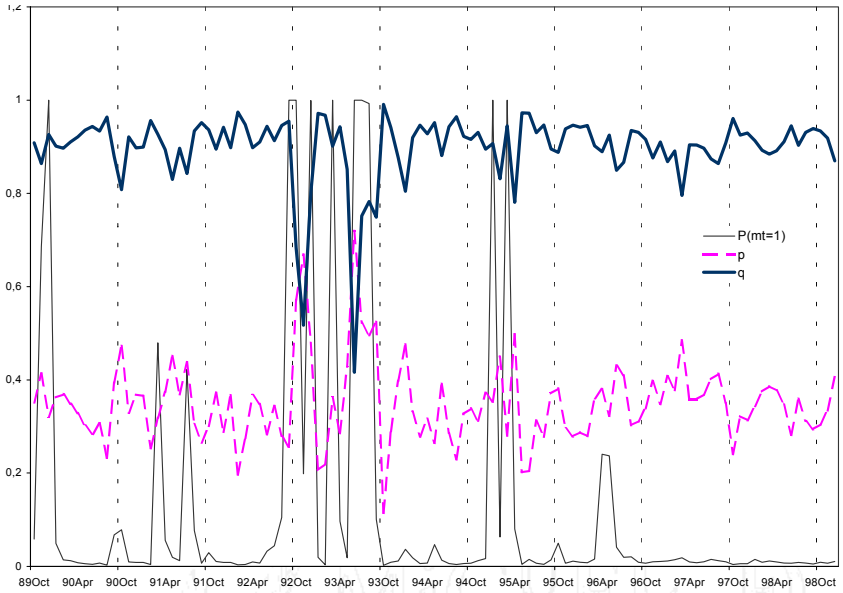


Figura 4.5: Desviaciones del tipo de Cambio Real respecto a su tendencia

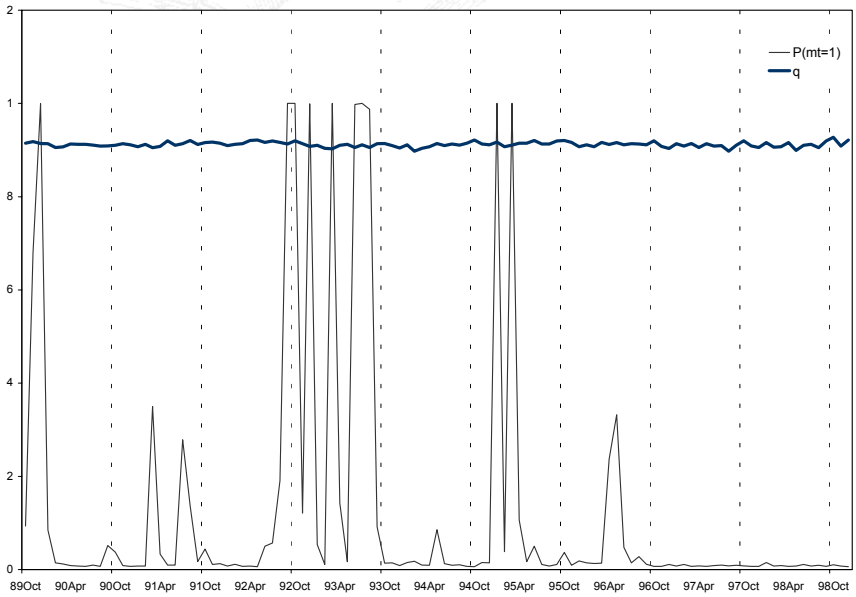


Figura 4.6: Desviaciones de la Balanza$_{cte}$ respecto a su tendencia

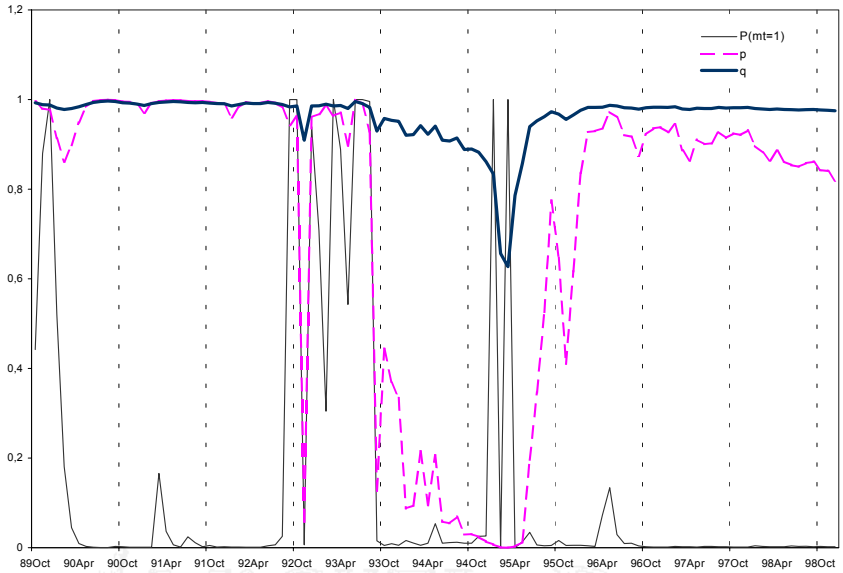


Figura 4.7: Desviaciones de la Paridad Central

Al analizar los resultados con la variable DBM, los resultados son los mismos que los que se obtuvieron para la variable diferencial de tipos de interés. Tan sólo β_0 es significativo y su signo positivo indica que incrementos en la distancia al límite superior de la banda de fluctuación, incrementan la probabilidad de permanecer en el estado de calma.

Podemos concluir que los resultados utilizando cualquiera de las variables "proxi" de las expectativas de devaluación de la moneda son muy similares. De este último estudio, podríamos haber obtenido una nueva variable influyente en las probabilidades de transición entre los estados, la distancia a la paridad central, pero el resultado de la estimación ha ofrecido cierta incoherencia en el signo de los parámetros estimados. Sin embargo, la intuición al considerarla parece correcta.

Tabla 4.3: MSM [índice 2] Variables reales

	$\mathbf{B}_{c/c}$	$\mathbf{hpB}_{c/c}$	**IPI**	**hpIPI**	**Tc**	**hpTc**	**U**	**hpU**
α_0	−0.0719 (−2.1201)*	−0.0732 (−2.0983)	−0.0722 (−1.9833)	−0.0750 (−2.0795)	−0.0723 (−2.0378)	−0.0714 (−2.0089)	−0.0767 (−2.1868)	−0.0788 (−2.3539)
α_1	1.3992 (8.0507)	1.3719 (7.6581)	1.3305 (7.5120)	1.2858 (6.7691)	1.3439 (7.6568)	1.3469 (7.5903)	1.3868 (7.1678)	1.4308 (7.4544)
σ_0	0.1659 (11.3885)	0.1676 (11.2229)	0.1691 (10.6584)	0.1684 (11.0321)	0.1687 (11.1304)	0.1682 (10.8893)	0.1682 (11.2304)	0.1668 (11.5968)
σ_1	1.0297 (5.7031)	1.0233 (5.3976)	1.0051 (5.1711)	0.9548 (4.2031)	1.0259 (5.0292)	1.0295 (4.5994)	−1.0285 (−5.5918)	1.0531 (5.6232)
c_0	2.1593 (1.4144)	2.3400 (5.2105)	−9.1311 (−1.0878)	2.5080 (5.0399)	2.3982 (5.3788)	2.3405 (5.2920)	10.2819 (1.3210)	2.3903 (5.5711)
c_1	−3.3112 (−1.5190)	−0.0662 (−0.1027)	3.3083 (0.2286)	0.2413 (0.3762)	−0.6852 (−0.7126)	−0.6418 (−0.6345)	7.9150 (0.5220)	−0.1659 (−0.2384)
β_0	−9.4652 (−0.1238)	−1.3142 (−0.1431)	114.5819 (1.3432)	−0.1084 (−0.7844)	65.0386 (1.3174)	6.3607 (1.1699)	−51.4603 (−1.0625)	−0.2297 (−0.2788)
β_1	−155.5600 (−1.5035)	−12.5884 (−0.6943)	−37.2482 (−0.2478)	−0.1582 (−0.6746)	−30.8908 (−0.7385)	−3.7606 (−0.7364)	−50.9083 (−0.5309)	−2.7020 (−1.6053)
φ_1	0.4367 (6.0668)	0.4379 (6.0549)	0.4444 (5.8616)	0.4504 (5.9364)	0.4430 (6.3507)	0.4404 (6.1584)	0.4261 (5.9675)	0.4211 (6.0720)
Log verosimilitud	82.2961	81.9427	83.5428	82.1245	83.6361	83.3798	83.7171	83.5174
$Q(20)$	19.1222 (0.5139)**	21.1494 (0.3884)	22.5525 (0.3113)	20.5367 (0.4248)	21.4375 (0.3718)	22.1594 (0.3319)	19.2922 (0.5029)	20.4609 (0.4295)
$Q(50)$	75.0211 (0.0125)	78.0976 (0.0067)	75.5692 (0.0112)	77.8404 (0.0071)	75.2873 (0.0119)	76.6788 (0.0090)	65.2619 (0.0723)	74.7404 (0.0133)
$Q_2(20)$	15.8086 (0.7284)	17.7488 (0.6040)	12.4593 (0.8994)	19.7483 (0.4738)	10.7712 (0.9519)	12.9586 (0.8792)	12.9203 (0.8808)	14.0162 (0.8297)
$Q_2(50)$	46.7016 (0.6065)	48.7052 (0.5254)	41.5705 (0.7961)	54.1557 (0.3189)	25.1496 (0.9987)	28.4028 (0.9940)	38.3830 (0.8846)	42.1638 (0.7767)

Nota: Un asterisco muestra el valor del estadístico t (asintótico). Dos asteriscos muestra los p-valores. El nivel de significación es del 5%.

Tabla 4.4: MSM [índice 2] Variables nominales

	M	**M-M***	**P**	**P-P***	**Deuda**	**Tc$**	**DPC**	**DBM**
α_0	−0.0764 (−2.1416)*	−0.0721 (−2.1049)	−0.0714 (−2.0639)	−0.0760 (−2.1742)	−0.0682 (−1.8822)	−0.0738 (−2.0531)	−0.1006 (−2.6453)	−0.0849 (−2.2101)
α_1	1.2910 (6.1411)	1.4004 (7.6836)	1.3708 (8.2187)	1.3294 (7.5200)	1.3625 (8.0243)	1.3301 (7.3204)	1.2035 (4.9661)	1.3075 (6.9195)
σ_0	0.1685 (11.2099)	0.1678 (11.4703)	0.1656 (10.7859)	0.1676 (11.4149)	0.1706 (10.5862)	0.1683 (10.7894)	0.1939 (16.9115)	0.1858 (14.6758)
σ_1	0.9764 (4.1267)	1.0458 (5.3606)	1.0228 (5.6940)	0.9990 (5.3357)	−1.0528 (−4.7261)	1.0011 (5.0867)	0.8446 (4.3230)	0.8776 (4.8715)
c_0	2.4049 (3.8474)	2.3421 (5.5290)	3.6310 (1.9702)	2.2949 (5.0034)	2.2165 (4.8904)	−8.2827 (−0.5234)	3.6889 (4.8750)	−7.9578 (−1.9318)
c_1	0.7429 (1.2204)	−1.1828 (−0.7831)	−4.5219 (−1.0818)	−0.0053 (−0.0075)	−1.5423 (−0.9666)	1.4576 (0.0604)	1.5534 (1.2833)	−2.3853 (−0.5970)
β_0	15.0885 (0.2303)	−5.3429 (−0.1638)	−2.8009 (−0.7747)	0.6496 (0.5362)	0.9868 (1.2596)	22.2476 (0.6667)	−33.6109 (**−2.5638**)	115.9985 (**2.1110**)
β_1	−55.7866 (−1.0632)	−94.0465 (−1.4049)	8.0907 (1.0798)	0.0614 (0.0367)	2.2821 (0.8619)	−2.7729 (−0.0547)	−105.2892 (−2.2373)	26.3950 (0.5294)
φ_1	0.4502 (6.3569)	0.4355 (6.1474)	0.4361 (6.0914)	0.4414 (6.3975)	0.4452 (6.0491)	0.4447 (5.9507)	0.4488 (5.7366)	0.4686 (6.1685)
Log verosimilitud	82.013289	83.1632	83.2233	81.8003	83.8745	82.6397	85.8146	90.3773
$Q(20)$	37.6163 (0.0099)**	17.8474 (0.5975)	25.4351 (0.1853)	25.2852 (0.1907)	37.0343 (0.0116)	22.2365 (0.3278)	26.2541 (0.1576)	15.0477 (0.7737)
$Q(50)$	106.9636 (0.0000)	67.8506 (0.0471)	84.5954 (0.0016)	86.0338 (0.0012)	74.0171 (0.0153)	80.3346 (0.0042)	82.5972 (0.0025)	50.4360 (0.4561)
$Q_2(20)$	51.8675 (0.0001)	14.2879 (0.8156)	25.9558 (0.1673)	19.7547 (0.4734)	67.2853 (0.0000)	18.6737 (0.5431)	13.6865 (0.8460)	6.9645 (0.9968)
$Q_2(50)$	87.1649 (0.0009)	43.8664 (0.7167)	43.8946 (0.7156)	50.6296 (0.4485)	88.9090 (0.0006)	50.8453 (0.4401)	43.1182 (0.7438)	33.6191 (0.9635)

Nota: Un asterisco muestra el valor del estadístico t (asintótico). Dos asteriscos muestra los p-valores. El nivel de significación es del 5%.

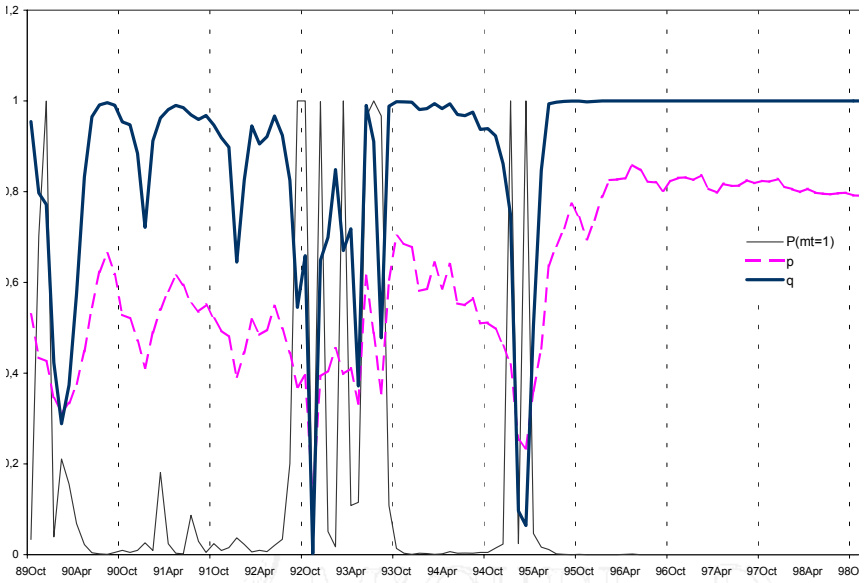


Figura 4.8: Distancia a la Banda Máxima de Fluctuación

4.5 Conclusiones

Mediante la aplicación del Modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades de transición variables, se ha logrado la identificación de algunas de las variables fundamentales más influyentes en los procesos de crisis experimentadas por la moneda española.

- Los resultados del modelo sobre la variable diferencial de tipos de interés, han revelado la importancia de la variación de reservas. Como comentamos anteriormente, los primeros modelos de crisis de balanza de pagos ya apuntaban la relación entre ésta y el tiempo y la magnitud de los ataques especulativos.
  - La probabilidad de permanecer en el estado de calma se reduce al considerar la influencia de esta variable, ya en Julio de 1992, algunas semanas antes del comienzo oficial de la tormenta monetaria de otoño.
  - La última devaluación de la Peseta, en Marzo de 1995, y calificada por

los responsables monetarios, como "reajuste técnico", es cuestionada como tal. La probabilidad de cambio de estado y, en concreto al de tormenta, se incrementa en los primeros meses de 1995, inmediatamente antes a la devaluación. Este resultado pone en duda la inexistencia de elementos que aconsejaran el realinamiento.

- Por otra parte, también se ha obtenido que la distancia a la banda máxima de fluctuación es variable determinante en los procesos de crisis. Este hallazgo ratifica la intuición de incluir las variables relativas a la naturaleza censurada del tipo de cambio.

- La aplicación del modelo sobre el segundo índice de presión especulativa limita de alguna forma nuestro análisis en el sentido de tener que excluir la variaciónde reservas del análisis, una de las variables que con la otra "proxi" de las expectativa de devaluación, se mostró significativa. Sin embargo, hemos conseguido confirmar la importancia de la otra variable exógena que se mostraba significativa también, la distancia del tipo de cambio a la banda máxima de fluctuación.

- La evidencia empírica encontrada nos conduce al rechazo de la idea propuesta por los modelos más recientes de crisis monetarias, porque en nuestro análisis se desestima la importancia de las variables reales en la probabilidad de saltos del estado de calma al de tormenta. Esto nos lleva a poder pensar que las crisis monetarias que han azotado a la Peseta española en el período muestral analizado, parecen estar más en consonancia con los problemas e ideas sugeridas por los primeros modelos teóricos, planteados en el segundo capítulo.

Parte IV

Bandas de Oscilación y Cambios de Régimen

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL CERVANTES

Capítulo 5

Un Logit a partir de un Markov-Switching

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

5.1 Introducción

En esta parte del trabajo, intentamos realizar, una vez más, el estudio de los periodos de crisis de la peseta española, utilizando una síntesis de metodologías econométricas que, hasta la fecha no se han aplicado conjuntamente. Por un lado, los trabajos sobre credibilidad de una *"Zona Monetaria"* han ido perfeccionando y sofisticando el método para extraer las expectativas de devaluación de una moneda. Los primeros trabajos sobre este tema se encuadran en lo que se ha denominado *"Tests Clásicos de Credibilidad"* e incluyen el *"Test Simple de Credibilidad"* o *"Test Simple de Svensson"*[1] y el *"Ajuste de la Deriva"* o *"Drift-Adjustment Method"*.[2]. Desde la edición de estos trabajos se han desarrollado nuevos métodos, como los trabajos de Mizrach (1995), Gómez Puig and Montalvo (1997), Söderlind y Svensson (1997) o Bekaert and Gray (1998). Todos ellos han estudiado modelos de *"Target Zones"* con riesgo de devaluación estocástico. De hecho, en secciones anteriores, se ha empleado el procedimiento de Hamilton, *"Markov- Switching"* con el fín de extraer las expectativas de realineamiento de la banda de fluctuación, a través de diferentes "proxies", como el diferencial de tipos de interés entre el país nacional y el extranjero o los distintos índices de presión especulativa construídos en este trabajo. Estos análisis, incluído el aquí realizado, intentan diferenciar entre el tamaño y el salto de la probabilidad de devaluación o realineamiento, que puede ser constante o variable en el tiempo y se han enmarcado en el contexto de la literatura de *"Currency Crises"*. En los anteriores capítulos, utilizando la línea de investigación del procedimiento econométrico de Modelos de Markov con Saltos de Régimen, hemos conseguido, no sólo identificar los periodos de crisis o tormentas que han sacudido a la Peseta española en el tiempo en el que perteneció a las bandas del Sistema, sino también abordar la cuestión sobre cuáles son las variables macroeconómicas que han podido desencadenar o, al menos, anticipar de alguna manera, las perturbaciones monetarias sufridas.

[1] Svensson (1991), is una versión abreviada de artículo publicado con el mismo título en *NBER, w.p.*, 3394, Junio, 1990.

[2] Svensson (1992) and Bertola and Svensson (1993) evalúan las expectativas de realineamiento introduciendo en el modelo básico de zonas Monetarias (Krugman, 1991), el riesgo estocástico de realineamiento en tiempo contínuo.

En este caso, nuestra intención es relacionar las crisis de credibilidad con los condicionantes relativos a la existencia de las bandas.

En el modelo de Markov con probabilidades de transición variables que hemos aplicado en el capítulo cuatro, se ha empleado una función logística para incluir las variables "fundamentales" en las probabilidades. En esta parte del trabajo, también utilizaremos funciones logísticas para comprobar la influencia de las variables relativas a bandas de fluctuación, pero, en esta ocasión, la función de distribución se aplica con posterioridad al Modelo de Markov con Saltos de Régimen, ya que el procedimiento econométrico que usaremos es un modelo binario de elección discreta, logit. Es decir, en vez de aplicar la función logística para hacer que las probabilidades de transición sean variables con los "fundamentos", calculamos las expectativas de realineamiento, como función del cambio de estado o régimen de la economía para a continuación, introducir un modelo no estructural, de elección discreta, que nos permita conocer el grado de relación de la probabilidad de cambios del estado de calma al estado de tormenta, con variables relativas a la litaratura de *"Target Zones"*.

Intentamos comprobar si un mecanismo más sencillo, en el sentido econométrico y estadístico, que el Modelo de Markov-Switching con probabilides de transición variables es tan útil como aquel, al seleccionar las variables relevantes a considerar si queremos predecir o evitar crisis monetarias.

Por otra parte, el elemento diferencial de esta sección, en relación al análisis que venimos realizando es, básicamente, que con esta síntesis de procedimientos, se están intentando conciliar y aunar los esfuerzos realizados por dos campos de la literatura económica tan conectados por contexto de trabajo, como separados por los métodos y las variables empleadas por cada uno de ellos. El procedimiento econométrico de Hamilton, nos permitirá separar las observaciones dependiendo de su pertenencia al estado de calma o al estado de tormenta. Aplicando el modelo logit, propondremos las variables relevantes relativas a Modelos de Bandas que debemos considerar si queremos caracterizar, modelizar o, simplemente, conocer qué elementos son relevantes en la génesis y

evolución de una tormenta monetaria.

5.2 Datos y Especificación Econométrica

La variable dependiente del modelo logit se va a obtener a partir de un modelo de Markov con saltos de régimen (y probabilidades de transición constantes), sobre el diferencial de tipo de interés entre España y Alemania. En este nuevo estudio, se van a emplear datos diarios de todas la variables, es decir, tipos de cambio Peseta/Marco y Peseta/Dólar estadounidense, tipo de interés del interbancario a tres meses en España y Alemania y los datos de la paridad central del SME para la moneda española. La muestra incluye 2326 observaciones diarias desde el 19 de Junio de 1989 hasta el 30 de Diciembre de 1998[3].

La aplicación de un modelo binario de elección discreta obliga a especificar los momentos en los que la variable dependiente asuma los dos posibles valores $\{1, 0\}$, así definimos j_t la variable dependiente, donde $j_t = 1$ si existe crisis o falta de credibilidad y, por tanto una alta probabilidad de reajuste, (falta de credibilidad, en términos de la literatura de *"Target Zones")*, y $j_t = 0$ si el periodo es de calma.

La función de distribución $F(\varkappa, \beta)$, utilizada es la siguiente:

$$\Pr ob(j_t) = F(\varkappa, \beta) = \frac{\exp\left[\beta' \varkappa\right]}{1 + \exp\left[\beta' \varkappa\right]} \tag{5.1}$$

donde $\Pr ob(j_t = 0) = 1 - \Pr ob(j_t = 1)$, y $\varkappa$ es el vector de variables exógenas que se emplearán en el análisis, siendo β el vector de parámetros.

El procedimiento de optimización numérica se basa en la estimación máximo verosímil a través del algoritmo iterativo de *"Newton-Raphson"*. La función del

[3]Los datos de tipo de cambio se obtuvieron del Banco de España. La serie de tipos de interés diarios en Alemania fue facilitada por el Bundesbank y la publicaciones del BE, *Cuentas Financieras de la Economía Española* [*Estadísticas Complementarias*], es la fuente del resto de las series.

logaritmo de verosimilitud viene dada por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^{n} j_t \ \ln F(\varkappa, \beta) + \sum_{t=1}^{n} (1 - j_t) \ \ln [1 - F(\varkappa, \beta)] \tag{5.2}$$

La elección de las variables exógenas consideradas en la estimación debería conducir, como en los estudios anteriores, a la consideración de variables monetarias y reales, si se continúa en la línea de trabajos de la literatura de "Crisis Monetarias". Sin embargo, el deseo de relacionar las perturbaciones sufridas por la Peseta en el periodo de pertenencia al Mecanismo de Cambios e Intervención, con la existencia de la banda de fluctuación, conduce a la selección de las siguientes variables: tipo de cambio nominal Peseta/Marco, e_t, el tipo de cambio nominal Peseta/Dólar, s_t.desviaciones del tipo de cambio de su banda máxima, $(e_{\max} - e_t)$, desviaciones de la misma variable respecto a una banda máxima del $\pm 6\%$, durante todo el periodo, que denominaremos banda "suave" $(e_{\max}^{suave} - e_t)$. La justificación para incluir el tipo de cambio de la Peseta frente al Dólar norteamericano, se encuentra en las tradicionales relaciones entre esta moneda y las economías europeas y, sobre todo, en el intento de capturar las consecuencias de la crisis del Peso mexicano y sus efectos de arrastre sobre el Dólar, en el último periodo de perturbaciones sufrido por la Peseta y que se saldó con la devaluación de la moneda española, el día 6 de Marzo de 1995. Por otra parte, y en la misma línea, se ha considerado la variable desviación del tipo de cambio respecto a una banda del $\pm 6\%$ al intentar analizar el último realineamiento, en Marzo de 1995. Este reajuste fue, como sabemos, considerado un reajuste técnico. Sin embargo, parece existir la opinión de que las autoridades monetarias seguían considerando, en su compromiso cambiario de pertenencia al Sistema Monetario Europeo, la banda estrecha (que en el caso de la peseta era del $\pm 6\%$) y no la amplitud acordada el día 2 de Agosto de 1993, del $\pm 15\%$. De esta forma las autoridades debían intervenir cuando la moneda rozara los límites de las antiguas bandas de fluctuación.[4].

El primer paso en este análisis es el cálculo de los valores de la variable

[4] Instituto Monetario Europeo, Informe Anual, 1995, pg 18.

Tabla 5.1: Modelo Markov con Saltos de Régimen sobre el Diferencial de Interés Diario entre España y Alemania [Probabilidades Ctes] [19/06/1989 - 31/12/1998]

Parámetros	**Coeficientes**
α_0	0.0222 (0.0111)
α_1	0.0031 (0.0146)
ϕ	0.9193 (0.0083)
σ_0	−0.0389 (0.0001)
σ_1	0.2168 (0.0041)
c_0	4.9049 (0.0061)
c_1	2.0143 (0.0297)
Log Verosimilitud	5416.795
P_{00}	0.9601
P_{11}	0.8023

Nota: Los errores estándar asintóticos se muestran entre paréntesis.

dependiente que utilizaremos en el modelo binario de elección discreta o modelo logit.

5.3 Estimación de la Variable Dependiente

Como se ha comentado con anterioridad, la variable dependiente en el modelo logit que emplearemos se va a calcular a partir de un Modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades constantes, sobre el diferencial de intererés diario entre España y Alemania, desde la fecha de la incorporación al Mecanismo de Cambios e Intervención del Sistema el 19 de Junio de 1989 hasta el final del periodo de bandas, el 30 de diciembre de 1998.

Los resultados de la estimación son los que aparecen en la tabla 5.1.

Estos resultados del modelo de Markov con Saltos de Régimen y probabilidades de transición constantes, señalan que todos los parámetros estimados son significativos, como muestran los errores estandar asintóticos.

De esta manera podemos definir el criterio que se utilizará con el fín de elegir los valores de la variable dependiente del modelo de elección discreta, logit. Hacemos depender el criterio del porcentage de confianza que los agentes asignan a las expectativas de reajuste. Para ello se construye un intervalo de confianza al 95%, a través de un umbral del ±1.65 de la desviación típica de la serie filtrada[5]. Asignamos a la varible dependiente el valor $j_t = 1$ (crisis o alta probabilidad de realineamiento) tanto si el umbral está situado por encima como por debajo de cero. En los demás casos consideramos que la variable dependiente toma el valor de no crisis o valor de calma, $j_t = 0$.

5.4 Resultados de la Estimación

Se ha estimado la función del logaritmo de verosimilitud expresada en la ecuación (5.2), utilizando las variables exógenas definidas para este estudio anteriormente, tipo de cambio nominal Peseta/Marco, e_t, el tipo de cambio nominal Peseta/Dólar, s_t, desviaciones del tipo de cambio de su banda máxima de fluctuación, $(e_{\max} - e_t)$, y desviaciones del tipo de cambio de la banda hipotética del ±6%, $(e_{\max}^{suave} - e_t)$.

La evidencia empírica debe comenzar con la especificación de la relación que hemos de estimar. El test de variables omitidas nos permite evaluar el conjunto de variables significativas para explicar la variación de la variable dependiente. En la tabla 5.2, se expresa la ecuación final que, resulta ser aquella incluyendo las cuatro variables exógenas consideradas. Se han estimado los errores estandar utilizando el método de *modelo líneal generalizado* (GLM)[6] ya que esos errores estadard no serían robustos en presencia de heteroscedasticidad si se utiliza un método de estimación cuasi-máximo verosímil[7]. Por otra parte, el estadístico LR testa la hipótesis nula de que todos los coeficientes, excepto la constante, son cero, como mecanismo para comprobar la significación del modelo especificado.

[5] Como Lindberg, Svensson and Söderlind (1993) [pg. 1175], el intervalo de confianza es del 95% del ratio estimado de devaluación.

[6] Se ha realizado el test LM de heteroscedasticidad (ver la tabla 5.2), rechazando la hipótesis nula de homoscedasticidad.

[7] por ejemplo, el Huber/White.

Tabla 5.2: Probabilidad de Reajuste. Modelo Logit a partir de un Markov-Switching

	Modelo
Constante	-13.124^{*} (-10.307)
e_t	0.158^{*} (7.784)
s_t	0.026^{*} (3.070)
$(e_{\max} - e_t)$	-0.752^{*} (-15.455)
$\left(e_{\max}^{soft} - e_t\right)$	0.479^{*} (8.472)
Test LR	371.41 (0.000)
Estadístico LM	8.414 (0.003)
AIC	0.627

Nota: El valor entre paréntesis en los parámetros estimados es el estadísitico z; Este estadísitico tiene sigue una distribucion normal estandard. El asterisco * muestra que el valor del parámetro correspondiente es significativo al 1 por ciento. El valor entre paréntesis en ambos, el estadísitico LR y el test LM de heteroscedasticidad es el p-valor. El AIC es el Akaike, elegido como criterio de selección de modelos.

Tabla 5.3: Evaluación de la Predicción. Modelo Logit a partir de un Markov-Switching

	Modelo		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p\left(j_t = 1\right) \leq 0.3$	1903	154	2057
$p\left(j_t = 1\right) > 0.3$	114	154	268
Total	2017	308	2325
% Correctas	94.35	50.00	88.47

Nota: Correctas clasificaciones se obtienen cuando la probabilidad predicha es mayor que 0.3 y la observada $j_t = 1$, o cuando la probabilidad predicha es menor o igual a 0.3 y la observada $j_t = 0$.

El valor encontrado de este estadísitico LR, claramente rechaza esta posibilidad.

Además, añadimos una tabla (tabla 5.3) (2 x 2) de correcta e incorrecta clasificación de las observaciones, basada en una norma de predicción que elegida de antemano. Las observaciones han sido clasificadas tomando en nuestro caso, un valor umbral del 0.3[8]. De esta manera, es posible conocer una medida de la capacidad predictiva de nuestro modelo, indicando que éste predice correctamente el 88.47% de las observaciones (94.35% de las correspondientes al estado de calma ($j_t = 0$) y el 50.00% de las observaciones de crisis ($j_t = 1$)).

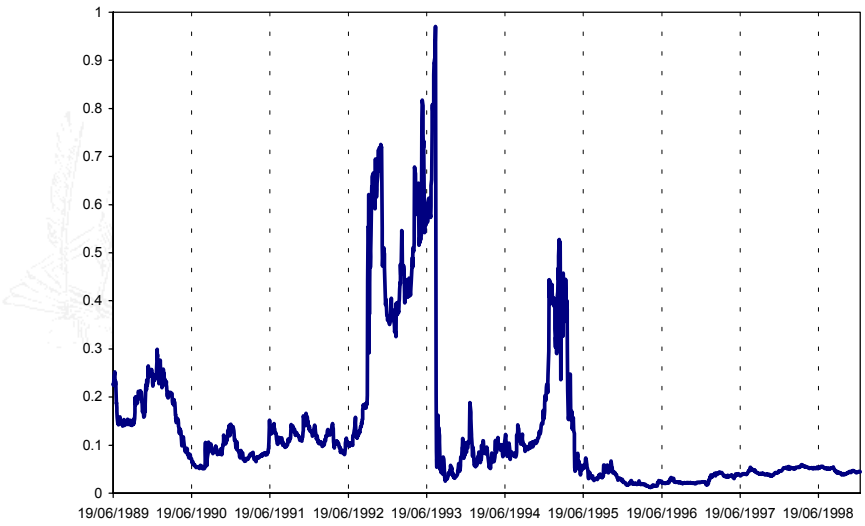


Figura 5.1: Probabilidad de Reajuste

La figura 5.1 ilustra la probabilidad de reajuste, entre periodos de ataque especulativo que finalizan con un realineamiento y aquellos otros que no se saldaron con una devaluación de la modeda española. Se puede observar la diferencia existente entre las tres primeras devaluaciones de la Peseta (Septiembre y Noviembre de 1992 y Mayo de 1993) y la última producida en

[8]Se ha elegido el valor 0.3, en vez del habitual 0.5, ya que la variable dependiente, j_t presenta muchos más valores de calma ($j_t = 0$) que de crisis ($j_t = 1$).

Mayo de 1995. Por otra parte, la ampliación de las bandas de fluctuación del SME al ±15%, el 2 de Agosto de 1993, es también reflejado correctamente y el salto de la probabilidad de reajuste es incluso mayor al que se produjo en cualquiera de las tres devaluaciones anteriores.

Aplicado también al caso español, Ledesma et al. (1999) utilizan también un modelo logit. En este trabajo, los autores estiman la probabilidad de credibilidad, teniendo en cuenta cuatro modelos alternativos considerando sólamente una variable exógena en cada estimación. Las variables son: el tipo de cambio Peseta/Marco alemán, desviación del tipo de cambio respecto a su banda máxima de fluctuación, desviación de la misma variable respecto a su paridad central y, por último, el diferencial de tipos de interés entre España y Alemania. Ellos sugieren este método como un método adecuado si se utilizan las desviaciones de la banda máxima y el tipo de cambio nominal Peseta/Marco como variables explicativas. Con el fin de comparar estos resultados con los nuestros, se han realizado las estimaciones tomando las variables una a una. Aunque no lo sean, (la especificación correcta es la del modelo que acabamos de exponer), asumimos que son esas las ecuaciones a estimar. En la tabla 5.4, se muestran estas estimaciones. En nuestro caso, debemos elegir las variables desviación del tipo de cambio respecto a la banda máxima $(e_{\max} - e_t)$ y desviación del tipo de cambio respecto a su banda suave del 6% $\left(e_{\max}^{soft} - e_t\right)$. Las cuatro figuras (de 5.2 a 5.5) y la tabla 5.5 confirman esos resultados. Nuestros modelos predicen correctamente el 87% de las observaciones, sin embargo, $\mathbf{Mod}_1$ y $\mathbf{Mod}_2$ que son aquellos que, respectivamente, incluyen el tipo de cambio Peseta/Marco, e_t, y el tipo de cambio Peseta/Dólar, s_t, no predicen correctamente ninguna de las observaciones de crisis.

Por lo tanto, podemos concluir de este ejercicio de comparación, que el modelo de elección discreta, logit puede ser un buen método si se utilizan como variables exógenas las desviaciones del tipo de cambio respecto a su banda máxima y respecto a la banda suave, y en contra de lo obtenido por Ledesma et al. (1999) no se debe incluir el tipo de cambio nominal Peseta/Marco. Por supuesto, este es un ejercicio que, sólo hemos realizado con

Tabla 5.4: Probabilidad de Reajuste. Modelo Logit

	Mod$_1$	**Mod**$_2$	**Mod**$_3$	**Mod**$_4$
Constante	0.066 (0.148)	0.089 (0.208)	0.435* (2.481)	−1.244* (−10.336)
e_t	−0.026* (−4.339)			
s_t		−0.016* (−4.570)		
$(e_{\max} - e_t)$			−0.302* (−12.310)	
$\left(e_{\max}^{soft} - e_t\right)$				−0.143* (−5.787)
Test LR	18.62 (0.000)	21.12 (0.000)	227.11 (0.000)	31.354 (0.000)
Estadístico LM	297.607 (0.000)	30.692 (0.000)	17.606 (0.000)	3.605 (0.057)
AIC	0.776	0.775	0.686	0.770

Nota: El valor entre paréntesis en los parámetros estimados es el estadísitico z; Este estadísitico tiene sigue una distribucion normal estandard. El asterisco * muestra que el valor del parámetro correspondiente es significativo al 1 por ciento. El valor entre paréntesis en ambos, el estadísitico LR y el test LM de heteroscedasticidad es el p-valor. El AIC es el Akaike, elegido como criterio de selección de modelos.

fines comparativos porque, como hemos demostrado anteriormente, el modelo correctamente especificado que mejor explica los periodos de crisis y credibilidad de la moneda española en el periodo de bandas, es el modelo en el que se incluyen las cuatro variables exógenas seleccionadas.

Tabla 5.5: Evaluación de la Predicción. Modelo Logit

	$\mathbf{Mod}_1$			$\mathbf{Mod}_2$		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0.3$	2017	308	2325	2017	308	2325
$p(j_t = 1) > 0.3$	0	0	0	0	0	0
Total	2017	308	2325	2017	308	2325
% Correctas	100.00	0.00	86.75	100.00	0.00	86.75
	$\mathbf{Mod}_3$			$\mathbf{Mod}_4$		
	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total	$j_t = 0$	$j_t = 1$	Total
$p(j_t = 1) \leq 0.3$	1954	228	2182	2001	293	2294
$p(j_t = 1) > 0.3$	63	80	143	16	15	31
Total	2017	308	2325	2017	308	2325
% Correctas	96.88	25.97	87.48	99.21	4.87	86.71

Nota: Las observaciones correctas con $j_t = 1$ se obtienen cuando la probabilidad predicha es mayor que 0.3 y con $j_t = 0$ cuando la probabilidad predicha es menor o igual a 0.3.

5.5 Conclusiones

El propósito de este análisis ha sido comprobar si un modelo de elección binaria, logit es un método apropiado para explicar de forma adecuada las turbulencias de la peseta española en el periodode pertenencia a las bandas de fluctuación del Sistema. En este caso, nos hemos centrado en la existencia de las bandas de oscilación para comprobar la verdadera relevancia de la evolución de las variables relativas a éstas. Los resultados obtenidos en el capítulo precedente sugerían la incorporación de la naturaleza censurada del tipo de cambio de la Peseta frente al Marco alemán.

- En primer lugar, la metodología utilizada puede considerarse una mezcla de enfoques entre la literatura de crisis monetarias y la literatura de bandas de fluctuación. Por una parte, se ha aplicado un modelo de Markov con saltos de régimen al diferencial de tipos de interés entre España y Alemania para separar las observaciones entre los dos estados posibles, calma y especulación y ser capaces de asignar valores al modelo binario de variable dependiente, logit. De esta forma, se han conseguido capturar tanto saltos del tipo de cambio dentro de la banda (alta volatilidad) como

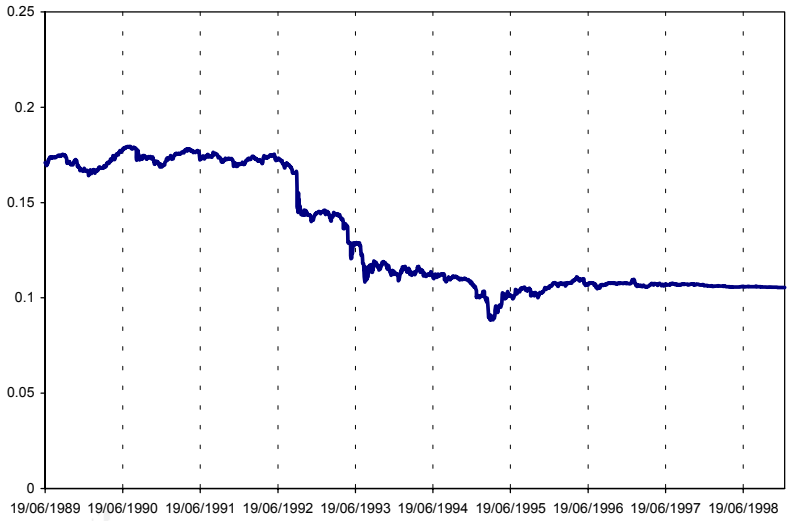


Figura 5.2: Probabilidad de Reajuste [T/c Pta/Marco]

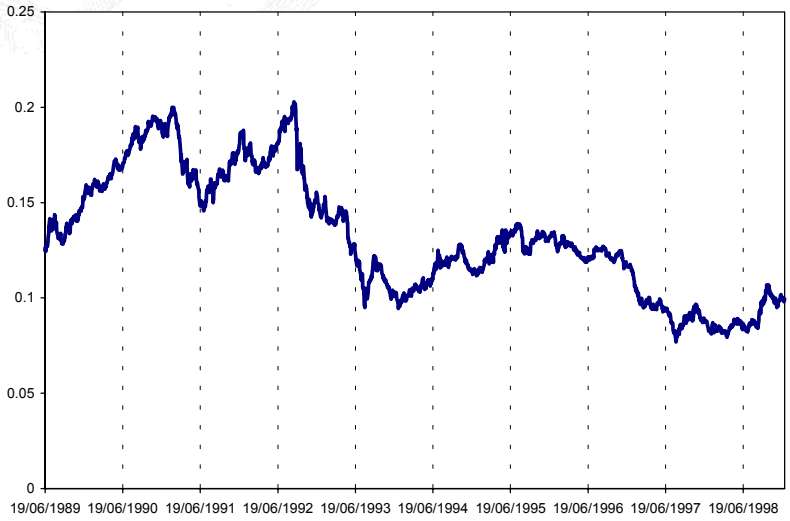


Figura 5.3: Probabilidad de Reajuste [T/C Pta/Dólar]

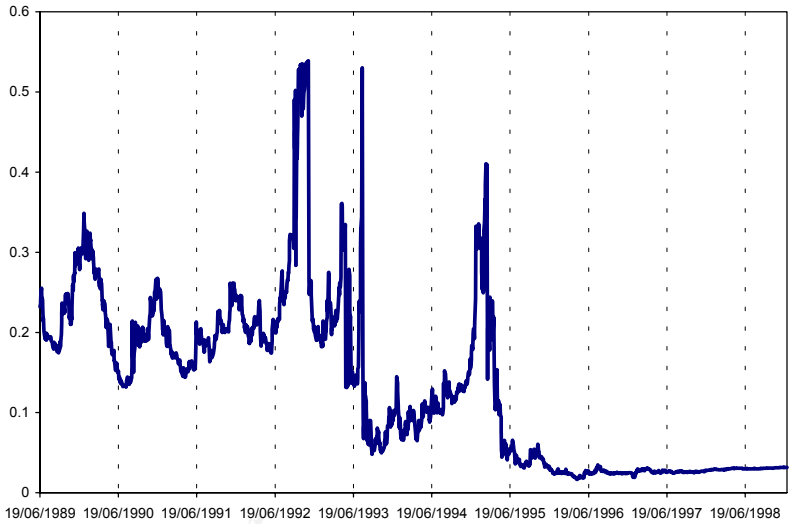


Figura 5.4: Probabilidad de Reajuste [DB]

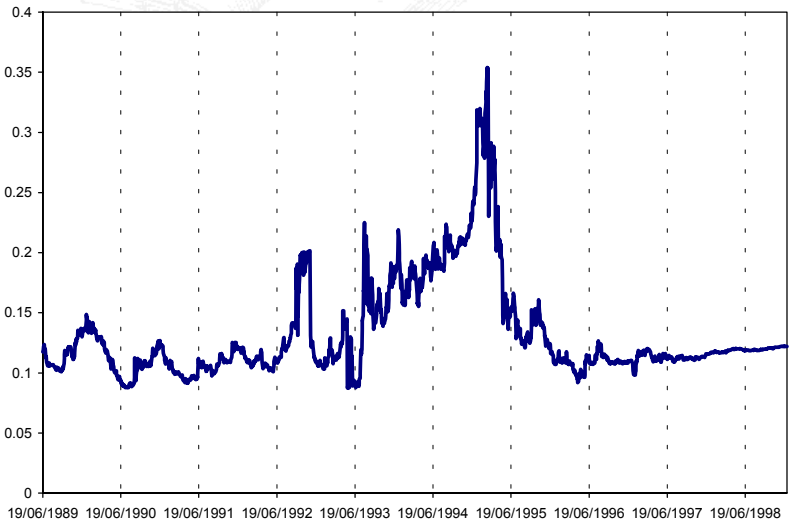


Figura 5.5: Probabilidad de Reajuste [DB-suave]

realineamientos de la paridad central.

- Por otro lado, los resultados de la estimación de la probabilidad de reajuste utilizando las variables exógenas sugieren que nuestro método es adecuado si se incluyen las cuatro variables seleccionadas, revelándose como aquellas más explicativas, una vez más, la desviación del tipo de cambio a su banda máxima de fluctuación y aquella incluida para comprobar el verdadero grado de compromiso de las autoridades monetarias después de la ampliación de los límites máximos de fluctuación y la calificación del útimo reajuste como "técnico", es decir, la desviación del tipo de cambio respecto a la banda suave del $\pm 6\%$.

- El análisis realizado en este capítulo aporta la capacidad explicativa de una metodología no estructural, relativamente más sencilla que la utilizada en el cuarto capítulo, que permite caracterizar, razonablemente bien, la evolución del tipo de cambio Peseta/Marco alemán.

BIBLIOTECA CERVANTES

Parte V

Conclusiones

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

Las respuestas a las cuestiones planteadas en este trabajo, al comienzo del mismo, nos han conducido, en primer lugar, a una descripción teórica de los acontecimientos internacionales, europeos y nacionales en los que se enmarca la evolución del tipo de cambio de la Peseta frente al Marco alemán.

Este trabajo descriptivo nos ha permitido dibujar diversos escenarios en los que se ha movido la moneda española:

- Una primera fase de estabilidad relativa, en el momento de la incorporación al Sistema Monetario Europeo, caracterizada por un tipo de cambio de la moneda nacional apreciado y sacudido, en diferentes momentos por perturbaciones derivadas de su relación con otras monedas, pertenecientes a éste.
- A finales del verano de 1992, se desencadena el proceso especulativo más intenso sufrido por la Peseta española. Este período se extiende desde Septiembre de 1992, hasta Agosto de 1993. Durante estos once meses, la Peseta fue devaluada tres veces y sufrió el paso a una banda de fluctuación de $\pm 15\%$.
- Una nueva sacudida azotó al Sistema y, particularmente a nuestra moneda, en los primeros meses de 1995. Estas perturbaciones se originaron a partir de la crisis del Peso mexicano, en Diciembre de 1994 y se saldaron, en España, con una devaluación, en Marzo de 1995.

Por otra parte, el estudio sobre la literatura de crisis monetarias, nos ha permitido diferenciar la existencia de dos tipos básicos de modelos, referentes a esta materia. Los primeros modelos de crisis, surgidos an los años ochenta, se centraron en la inconsistencia de la evolución de ciertas variables, con el mantenimiento del tipo de cambio fijo. La sofisticación de estos modelos introdujo algunas propiedades que permitieron adecuar estos modelos a las perturbaciones de conduce a la posibilidad de ataques autorrealizables, en los que la posibilidad del ataque genera dicho ataque.

La inclusión de la influencia de la evolución de variables reales sobre la probabilidad de una tormenta especulativa, se debe a la aparición de los denominados *modelos de segunda generación.* En estos modelos la existencia de un ciclo real desfavorable y, por tanto de una mala evolución de las variables reales "fundamentales" de la economía, induce a los agentes especuladores a creer en la imposibilidad del mantenimiento del tipo de cambio fijo al constreñir y limitar la capacidad operativa de las políticas coyunturales.

La evidencia empírica para el caso de la Peseta, se ha obtenido a través de la aplicación del modelo de Markov con Saltos de Régimen. La utilización de este modelo nos ha permitido realizar algunas aportaciones novedosas sobre la génesis y orígenes de los procesos especulativos de la moneda española.

- En primer lugar, se han conseguido identificar correcta y, en ocasiones, anticipadamente, las perturbaciones sufridas por la Peseta en el período de pertenencia al Mecanismo de Cambios e Intervención del SME.
- Por otro lado, se ha logrado avanzar en el conociminto de aquellas variables económicas más influyentes en esos procesos.

Los resultados del modelo ampliado para incorporar probabilidades de transición variables entre los estados de calma y crisis han encontrado la relevancia de:

- la variable básica y origen de las perturbaciones en los primeros modelos de crisis, que es la variación de las reservas internacionales en poder del Banco Central. Esta variable se ha mostrado determinante para explicar la posibilidad de ataques especulativos.
- la naturaleza censurada del tipo de cambio, sometido a las bandas de fluctuación del Sistema. En este sentido, la distancia del tipo de cambio respecto a su límite máximo de depreciación se ha revelado significativa en todos los ejercicios llevados a cabo.

Finalmente, la combinación de métodos econométricos, al aplicar un modelo de elección discreta binaria a partir de los resultados obtenidos de un modelo de Markov con cambios de régimen, es una cuestión novedosa y digna de mención en esta tesis doctoral. Por una parte, el procedimiento se ha mostrado adecuado al identificar y predecir los momentos de turbulencias y, por otra, al conseguir ratificar la intuición sobre la básica aportación de las variables relativas a la banda de oscilación.

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

Parte VI

Bibliografía

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Bibliografía

[1] Agenor, P.R. (1990), "Exchange Restrictions and Devaluation Crises", *IMF Working Paper* 90/94, Sept.

[2] Agenor, P.R., J.S. Bhandari, y R.P. Flood (1992), "Speculative Attacks and Models of Balance-of-Payments Crises", *IMF*, *Staff Papers,* Vol. 39, Junio, 357-94, *[NBER Working Paper* 3919].

[3] Alberola, E., J.H. López y V. Orts (1994), "An Application of the Kalman Filter to the Spanish Experience in a Target Zone (1989-92)", *Revista Española de Economía*, 11, 1: 191-212

[4] Argandoña, A. (1986), "Política de Tipo de Cambio y Política Monetaria en España, 1974-85", *Información Comercial Española*, 639, Noviembre

[5] Argandoña, A. (1991), "El Conflicto entre la Política Monetaria y la Peseta", *Política Monetaria e Inestabilidad Financiera*, FEDEA, Madrid.

[6] Avesani, R.G. y G.M. Gallo (1996), "The Hamilton's Treatment of Shifts in Regimes", *Background Paper* for a Series of Lectures given at MAD, University of Paris.

[7] Ayuso, J. (1991), "Los Efectos de la Entrada de la Peseta en el SME sobre la Volatilidad de las Variables Financieras Españolas", *Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo* 9106

[8] Ayuso, J. y M. Pérez Jurado (1997), "Devaluations and Depreciation Expectations in the EMS", *Applied Economics*, 29, 4, Abril, 471-484

[9] Bacchetta, P. (1990), "Temporary Capital Controls in a Balance-of-Payment Crisis", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 246-247

[10] Bajo, O. y S. Sosvilla (1993), "Teorías del Tipo de Cambio: Una Panorámica", *Revista de Economía Aplicada*, Vol.1, 2

[11] Banerjee, A. (1992), "A Simple Model of Herd Behaviour", *Quarterly Journal of Economics*, CVII, 797-817

[12] Barro, R., D.B. Gordon, (1983), "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy,* 91, 589-610

[13] Bekaert, G. y S.F. Gray (1998), "Target Zones and Exchange Rates: an Empirical Investigation", *Journal of International Economics*, 45, 1, June: 1-35.

[14] Begg, D., F. Giavazzi, L. Spaventa y C. Wyplosz, (1991), "European Monetary Union-The Macro Issues", *Monitoring European Integration: The Making of Monetary Union,* CEPR, London.

[15] Bera, A. K. y M. L. Higgins (1993), "A Survey of ARCH models: Properties, estimation and testing", *Journal of Economics Surveys,* 7, 305-366

[16] Bergsten, C. F. y J. Williamson (1983), "Exchange Rates and Trade Policy*", Trade Policy in the 1980 ´s.* W.R. Cline (ed.), Institute for International Economics, Washington

[17] Bertola, G. y R.J. Caballero(1992), "Target Zones and Realignments", *American Economic Review*, 82, 520-536

[18] Bertola, G. y L.E.O. Svensson (1993), "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models", *Review of Economics Studies*, 60, 3, Julio 689-712.

[19] Bikhchandani, S., D. Hirshleifer, y I. Welch (1992), "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades", *Journal of Political Economy* 992-1026

[20] Blanco, H. y P.M. Garber, (1986), "Recurrent Devaluation and speculative attacks on the Mexican Peso", *Journal of Political Economy*, 94 148-166

[21] Blackburn, K. M. Sola. (1993), "Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises", *Journal of Economic Surveys*, 7, 119-144

[22] Buiter, W.H. (1987), "Borrowing to Defend the Exchange Rate and the Timing and Magnitude of Speculative Attaks", *Journal of International Economics, 23, 221-139*

[23] Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-324

[24] Bollerslev, T. (1990), "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics,* 72, 498-505

[25] Bollerslev, T., R.Y. Chou, y K.F. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics* 52, 5-59

[26] Bollerslev, T., R. F. Engle y D. B. Nelson (1994), "ARCH Models", *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, North-Holland, Cap. 49.

[27] Bollerslev, T. y J.M. Wooldridge (1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances", *Econometric Reviews*, 11, 143-172

[28] Branson, W. (1994), "Comments to European Exchange Rate Credibility Before the Fall by Andrew Rose and Lars Svensson"*, European Economic Review, 38, 1217-1220*

[29] Calvo, S. y C. Reinhart, (1996), "Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?", en *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis*, G. Calvo, M. Goldstein y E. Hochreiter (eds), Washington: Institute for International Economics, 151-171

[30] Calvo, S. y E. Mendoza (1997), "Rational Herd Behaviour and Globalisation of Securities Markets" *Discussion Paper 120,* Federal Reserve Bank of Minneapolis.

[31] Campos, M.I. (1999a), "Un Modelo de Zonas Objetivo con Credibilidad Imperfecta", *Documento de trabajo FAE* 99/02, Departamento de Fundamentos del Analisis Económico. Universidad de Valladolid.

[32] Campos, M.I. J. Herrera y Z. Jiménez-Ridruejo (1999a), "Testing a Target Zones Model for the Peseta/Deutsche Mark Exchange Rate", *Documento de trabajo FAE* 99/06, Departamento de Fundamentos del Analisis Económico. Universidad de Valladolid.

[33] Campos, M.I. y M.A. Rodríguez (2000), "¿Explica un Modelo de Elección Discreta las Crisis de la Peseta en el Periodo de Bandas?", Mimeo, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid.

[34] Caramazza, F. (1993), "French-German Interest Rates Differentials and Time-Vaying Realignment Risk", *IMF Staff Papers*, 40, 567-583

[35] Chen, Z. y A. Giovannini (1993), "The Determinants of the Realignment Expectatons under the EMS-Some Empirical Regularities", *CEPR Discussion Paper* 790

[36] Chen, Z. y A. Giovannini (1994), "The Credibility of Adjustable Parities: the Experience of the European Monetary system", Kenen P.B., Papadia F., y F. Saccomanni (eds.), *The International Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge

[37] Cohen, D. y C. Wyplosz (1989), "The European Monetary Union: An Agnostic Evaluation", R. Bryant, J. Frenkel, P. Masson y R. Portes (eds), *Macroeconomics Policies in an Interdependent World*, CEPR y FMI

[38] Collins, S. (1988), "Inflaction and the EMS", F. Giavazzi, S. Micossi y M. Miller (eds), *The European Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge

[39] Collins, S. (1993), "The Expected Timing of EMS realignment: 1973-83", *NBER Working Paper 4068*

[40] Connolly, M. B. y D. Taylor (1984), "The Exact Timing of the Collapse of an Exchange Rate Regime and Its Impact on the Relative Price of Traded Goods", *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 194-207

[41] Connolly, M. B. y A. Fernández (1987), "Speculation Against the Pre-announced Exchange Rate in Mexico: January 1983 to June 1985", Connolly and C. González, (eds), *Economic Reform and Stabilization in Latin America (*Praeger Publishers, New York)

[42] Cumby, R.E. y S. Van Wijnbergen, S. (1989), "Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981", J*ournal of International Economics,* 27, 111-127

[43] Daniel, B.C. (1997), "Fiscal Policy and the Predictability of Exchange Rate Collapse", *IMF Working Paper* 97/113

[44] De Grauwe, P. (1989), "International Money: Post-War trends and Theories", Oxford University Press, Oxford.

[45] Del Castillo, G. (1992), "Policy Fundamentals, Interest Rates Differential and Expected Devaluation in the Presence of an Active Crawling Peg System", *Journal of International Money and Finance*, 11, 292-303

[46] Dellas, H. y A. Stockman (1988), "Self-Fulfilling Expectations, Speculative Attacks and Capital Controls", University of Rochester, *Working Paper* 138 [*NBER 2625*]

[47] Diebold, F.X. J.-H. Lee y G.C. Weinbach (1994), "Regimen Switching with Time-Varying Transition Probabilities", C. Hargreaves (ed.) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration,* Oxford University Press, Oxford

[48] Djajic, S. (1989), "Dynamics of the Exchange Rate in Anticipation of Pegging", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, 559-571

[49] Dornbusch, R. (1987), "Collapsing Exchange Rate Regimes", *Journal of Development Economics*, 27, 71-83

[50] Drazen, A., y P.R. Masson (1994), "Credibility of Policies Versus Credibility of Policy-Makers", *Quarterly Journal of Economics*, 109, 735-754.

[51] Durland J.M. y T.H. Mc Curdy (1994), *"Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S.. GNP Growth", Journal of Business and Economic Statistics,* 12, 279-88

[52] Edwards, S. (1989), "Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries", *Cambridge, Massachusetts: MIT Press*

[53] Edwards, S. y M. A. Savastano (1998), "The Morning After: The Mexican Peso in the Aftermath of the 1994 Currency Crisis", *NBER Working Paper* 6516

[54] Eichengreen, B., J. Tobin y C.Wyplosz, (1985), "Two Cases for Sand in the Wheels of International Finance*", The Economic Journal,* Vol. 105, 428

[55] Eichengreen, B., C.Wyplosz, (1993), "The Unstable EMS", *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 51-143

[56] Eichengreen, B., A.K. Rose, y C. Wyplosz (1994), "Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration With Special Reference to the European Monetary System", en M. Canzoneri, P. Masson, y V. Grilli (eds.), *The New Transatlantic Economy*, Cambridge University Press for CEPR, Cambridge.

[57] Eichengreen, B., A.K. Rose y C. Wyplosz, (1995), "Exchange Market Mayhem: The antecedents and aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy* 21, 249-312

[58] Eichengreen, B., A.K. Rose, y C. Wyplosz (1996), "Contagions Currency Crises", *NBER Working Paper*, 5681.

[59] Edin, P. y A. Vredin (1993), "Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries", *The Economic Journal*, 103: 161-175.

[60] Engel, C. (1992), "Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?", *NBER Working Paper* 4210

[61] Engel, C y C. Hakkio (1993), "Exchange Rate Volatility in the EMS", *Working Paper,* Federal Reserve Bank of Kansas City.

[62] Engel. R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica,* 50, 987-1008

[63] Engel. R. F. y Y.F. Gau (1997), "Conditional Volatility of Exchange Rates under a Target Zone", University of California, San Diego, *Discussion Paper* 97-06.

[64] Engle, R.F. y V. K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1022-1082.

[65] Evans, M.D.D. (1995), "Peso Problems: Their Theoretical and Empirical Implications", LSE Financial Market Group, *Discussion Papers Series,* 210

[66] Filardo, A.J (1994), "Business- Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics,* 12, 299-308.

[67] Flood, R.P., y P.M. Garber, (1983), "A Model of Stochastic Process Switching", *Econometrica*, 51, 3, Mayo, 537-551.

[68] Flood, R.P., y P.M. Garber, (1984a), "Gold Monetization and Gold Discipline", *Journal of Political Economy,* Vol. 92, 90-107.

[69] Flood, R.P., y P. M.Garber, (1984b), "Collapsing Exchange Rate regimes: Some Linear Examples" *Journal of International Economics,* 17, 1-13.

[70] Flood, R.P., P.M. Garber y C. Kramer, (1996), " Collapsing Exchange Rates regimes: Another Linear Example", *Journal of International Economics* 41, 223-234

[71] Flood, R.P., y R.J. Hodrick, (1986), "Asset price Volatility, Bubbles, and Process Switching", *Journal of Finance,* Vol. XLI , 4

[72] Flood, R.P., y N. Marion, (1997), "Policy Implications of "Second-Generation" Crisis Models", *IMF Working Paper* 97-16

[73] Flood, R.P., y N. Marion, (1998), "Speculative Attacks: Fundamentals and Self-fulfilling Prophecies", *NBER Working Paper* 5789

[74] Flood, R.P., y N. Marion, (1998), "Perspectives of The Recent Currency Crisis Literature", *NBER Working Paper* 6380

[75] Flood, R.P., y A. Rose, (1998), "Understanding Exchange Rate Volatility Without the Contrivance of Macroeconomics", *CEPR* 1944

[76] Frankel, J.A., y M.D. Chinn, (1993), "Exchange Rate Expectations and The Risk Premium: Test for a Cross Section of 17 Currencies", *Review of International Economics*1 (2) 136-144

[77] Frankel, J. y A. Rose (1995), "Empirical Research on Nominal Exchange Rates", en G. Grossman y K. Rogoff (eds.) *Handbook of International Economics*, Vol. III, Cap 33, pg. 1689-1729

[78] Frankel, J. y A. Rose (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 41, 351-366.

[79] Fratianni, M. y J. Von Hagen (1990a), "German Dominance in the EMS: The Empirical Evidence", *Open Economies Review*, 1, Enero, 67-87

[80] Fratianni, M. y J. Von Hagen (1990b), "The European Monetary System Ten Years After", Meltzer, A. y C. Plosser (eds), *Carnegie Rochester Confrence Series on Public Policy*, 32

[81] Fratianni, M. y J. Von Hagen (1991), "Asymmetries and Realignments in the EMS", P. De grauwe y L. Papademos (eds), *The European Monetary System in the 1990´s,* CEPS

[82] Froot, K.A, J.A. Frankel, (1989), "Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?", *Quarterly Journal of Economic*, Feb 89.

[83] Froot, K. A., y M. Obsfeld, (1991), "Exchange-rate Dynamics under Stochastic regime Shifts", *Journal of International Economics,* 31, 203-229

[84] Gale, D. (1982) "Money: in Equilibrium", Cambridge Economics Handbooks. Welwyn and Cambridge, U.K.: Nisbet/Cambridge, 1982. Cap. 3

[85] Gámez C. (1986), "El Papel de la Nueva Información y la Eficiencia del Mercado de Divisas a Plazo", *Cuadernos de Economía*, Vol. 14, 39

[86] Gámez C. y J.L. Torres (1996), "Zonas Objetivo para el Tipo de Cambio: Una Panorámica Teórica and Empírica", *ICE*, 758, Noviembre 131-155.

[87] Garber, P. M., y L. E. O. Svensson, (1994), "The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes", *NBER Working Paper* 4971

[88] Gerlach, S., y F. Smets, (1994), "Contagious Speculative Attacks", *CEPR Dicussion Paper* 1055

[89] Ghysels, E. (1993), " Time Series Model with Periodic Stochastic Regime Switching", *Discussion Paper* 9314, Universitè de Montrèal.

[90] Ghysels, E. (1994), "On the Periodics Structure of the Business Cycle", *Journal of Business and Economic Statistics,* 12, 289-98

[91] Giavazzi, F., y A. Giovannini, (1989), Limiting Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System. The MIT Press, Cambridge

[92] Giavazzi, F. y M. Pagano, (1988), "The Advantage of Tying One´s Hands: EMS Discipline and Cantral Bank Credibility", *European Economic Review,* 32, 5, 1055-1082

[93] Giavazzi, F., y L. Spaventa, (1991), "The "new" EMS", P. De grauwe y L. Papademos (eds.), *The European Monetary System in the 1990´s,* CEPS

[94] Girton, L. y D. Roper, (1977), "A Monetary Model of Exchange Rate Pressure Applied to Postwar Canadian Experience", *American Economic Review,* 76, 537-548

[95] Glick, R. y A. K.Rose, (1998), "Contagion and Trade: Why are Currency Crises Regional", *NBER Working Paper* 6806

[96] Goldberg, L. S. (1988), "Collapsing Exchange Rates Regimes: Shocks and Biases", *NBER Working Paper* 2702

[97] Goldberg, L. S. (1994), "Predicting Exchange Rates Crises: Mexico Revisited", *Journal of International Economics*, 36, 413-430

[98] Goldfajn, I. y R.O Valdés, (1997), "Are Currency Crises Predictable?", *IMF Working Paper* 97-159

[99] Gómez Puig, M. y J.G. Montalvo (1997), "A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS", *European Economic Review*, 41, 8, Agosto, 1511-1535.

[100] Green, W.H. (1998), "Análisis Econométrico", Tercera Edición. Prentice Hall.

[101] Grilli, V. (1986), "Buying and Selling Attacks on Fixed Exchange Rates Systems", *Journal of International Economics*, 20, 203-229

[102] Gross, D. (1987), "The Effectiveness of Capital Controls", *IMF Staff Papers*, 34

[103] Gutiérrez, E. (1994), "A Devaluation Model for the EMS", *Working Paper, CEMFI*, 9416.

[104] Halikias, I. (1994), "Testing the credibility of Belgium´s Exchange Rate Policy", *IMF Staff Papers*, 41, 350-366

[105] Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica,* 57: 357-384.

[106] Hamilton, J. D. (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", *Journal of Econometrics,* 45: 39-70.

[107] Hamilton, J. D. (1991), "A Quasi- Bayesian Approach to Estimating Parameters for Mixture of Normal Distributions", *Journal of Business and Economics Statistics* 9, 27-39

[108] Hamilton, J. D. (1993 a), "Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models", Mimeo. University of California, San Diego.

[109] Hamilton, J. D. (1993 b), "Estimation, Inference, and Forecasting of Time Series Subject to Changes in Regimen", en G. S. Maddala, C. R. Rao, y H. D. Vinod, (eds.), Handbook of Statistics, Vol. 11. New York: North-Holland.

[110] Hamilton, J. D. (1993 c), "State-Space Models", en Robert Engel and Daniel McFadden, (eds.), Handbook of Econometrics, Vol. 4. New York: North- Holland.

[111] Hamilton, J. D. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

[112] Hamilton, J. D. y R. Susmel, (1994), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, 64.

[113] Hodrick, R.J., y E. C. Prescott (1997), "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking,* 29, 1-16

[114] Ize, A., G. Ortiz, (1987), "Fiscal Rigidities, Public Debt, and Capital Flight", *Staff Papers IMF*, Vol. 34 311-332

[115] Isard, P. (1995), Exchange Rates Economics, Cambridge University Press, Cambridge UK.

[116] Jeanne, O. (1997), "Are Currency Crises self-fulfilling? A test", *Journal of International Economics,* 43 263-286

[117] Jeanne, O., P. Masson, (1998), "Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes", *CEPR Discussion papers*, 1990

[118] Jiménez-Ridruejo, Z. (1986), "Teoría y Política Macroeconómicas Internacionales, AC.

[119] Kaminsky, G. (1993), "Is there a Peso Problem?, Evidence from the Dollar/Pound Exchange Rate, 1996-1987", *American Economic Review,* Vol. 83, 3

[120] Kaminsky, G., S. Lizondo and C.M. Reinhart, (1998), "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers,* 45, 1-48.

[121] Kaminsky, G., y R.Peruga, (1990), "Can a Time Risk Premium Explain Excess Returns in the Forward Market for Foreign Exchange?", *Journal of International Economics,* 28, 47-70

[122] Kaminsky, G., C.M. Reinhart, (1996), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems", *International Finance Discussion Paper* 544, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, Marzo

[123] Kaskarelis, I.A. (1995), "Speculative Bubbles in the ff./DM Parity during the 1980s", *Applied Economics,* 27, 1167-1172.

[124] Kasker, W. (1980), "The Peso Problem in testing Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics,* Vol. 6, 268-76

[125] Kehoe, T; (1996), "Comment on Krugman, Are Currency Crises Self-fulfilling?", *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press

[126] Kenen, P.B. (1995), "Capital Controls, the EMS and EMU", *The Economic Journal,* Vol. 105, 428.

[127] Klein, M., N. Marion. (1994), "Explaining the duration of Exchange Rate Pegs", *NBER working Paper* 4651.

[128] Kruger, M., P.N. Osakwe y J. Page (1998), "Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis", *Working Papers,* 98-10, International Department, Bank of Canada.

[129] Krugman, P. (1979), "A Model of Balance of Payments Crises", J*ournal of Money, Credit and Banking,* 11, 311-325

[130] Krugman, P.R. (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics, 106, 3,* Agosto, 669-682.

[131] Krugman, P. (1996), "Are Currency Crises Self-fulfilling?", *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press

[132] Kydland, F., y E. Prescott, (1977), "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy*, 85, 473-491

[133] Ledesma, F.J., M. Navarro, J.V. Pérez y S. Sosvilla (1999), "Una Aproximación a la Credibilidad de la peseta en el SME", *Moneda y Crédito*, 209, 195-230.

[134] Lindberg, H., L.E.O. Svensson and P. Söderlind (1993), "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92", *The Economic Journal*, 103, 420, Septiembre, 1170-1179

[135] Lewis, K, K (1988), "The Persistence of 'Peso Problem' When Policy is Noisy", *Journal of International Money and Finance*, 7, 5-21

[136] Ljung, G. and G. Box (1979), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 66, 265-270.

[137] Malliaropoulos, D. (1995), "Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS", *Applied Economics,* 27 117-123.

[138] Manzano, D. (1991), "El Tipo de Cambio de la Peseta ante la Unión Monetaria Europea", FEDEA, *Documento de Trabajo, 91-23*

[139] Martínez-Peria, M. S. (1998), "A Regimen Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: A focus on the EMS Crises", Mimeo, Department of Economics, University of California, Berkley.

[140] Mastropascua, C. S. Micossi y R. Rinaldi. (1988), "Interventions, Sterilization and Monetary Policy in the EMS countries (1979-1987)", F. Giavazzi, S. Micossi y M. Miller (eds), *The European Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge

[141] McKinnon, R.I. (1982) "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard" *American Economic Review,* Junio*, 72 (3),* 320-333

[142] McKinnon, R.I. (1988) "Monetary and Exchange Rates Policies for International Financial Stability: A Proposal", *Journal of Economic Perspectives,* 2

[143] McKinnon, R.I. (1993) "The Rules of the Game: International Money in Historical Perspective", *Journal of Economic Literature,* Vol. XXXI, Marzo, 1-44

[144] Meese, R.A., y K. Rogoff, (1983), "Empirical Exchange Models of the Seventies: Do They Fit Out the Sample?, *Journal of International Economics* 14, 3-24

[145] Meese, R. A. y A.K. Rose, (1996), "Exchange Rate Instability: Determinants and Predictability", Mimeo, Haas School of Business, University of California.

[146] Melick W. R. (1996), "Estimation of Speculative Attack Models: Mexico Yet Again", Bank of International Settlements *Working Paper* 36

[147] Melitz, J. (1988), "Monetary Discipline and Cooperation in the EMS: A Synthesis", F. Giavazzi, S. Micossi y M. Miller (eds), *The European Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge

[148] Milesi-Ferreti, G. M., y A. Razin, (1998), "Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities" *NBER Working Paper* 6620

[149] Mizrach, B. (1995), "Target Zone Models with Stochastic Realignments: an Econometric Evaluation", *Journal of International Money and Finance*, 14, 5, Octubre: 641-657.

[150] Moreno, R. (1995), "Macroeconomic Behaviour During Periods of Speculative Pressure or Realignment: Evidence from Pacific Basin Economies", *Economic Review,* Federal Reserve Bank of San Francisco*,* n^{o}3, pg. 3-16.

[151] Morris, S., y H.S. Shin. (1995), "Informational Events That Trigger Currency Attacks"*,* Federal Reserve Bank of Philadelphia *Working Paper 95-24*

[152] Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 347-370.

[153] Obstfeld, M. (1984), "Balance of Payments Crisis and Devaluation", *Journal of Money, Credit and Banking* 16, 208-217

[154] Obstfeld, M. (1986), "Rational and Self-fulfilling Balance-of-Payments Crises", *American Economic Review* 76, pg. 72-81

[155] Obstfeld, M. (1991), "Desestabilizing effects of Exchange Rate Escape Clauses", *NBER Working Paper* 3603

[156] Obstfeld, M. (1994), "The Logic of Currency Crises", Banque de France Cahiers economiques et monetaries, 43, 189-213. [*NBER Working Paper* 4640].

[157] Obstfeld, M. (1996a), "Comment on Krugman, Are Currency Crises Self-fulfilling?", *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press.

[158] Obstfeld, M. (1996b), "Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features", *European Economic Review* 40, 1037-1047.

[159] Obstfeld, M., K. Rogoff (1983), "Speculative Hiperinflactions in Maximizing Models: Can We Rule Them Out?, *Journal of Political Economy*, Agosto, 91, 675-687.

[160] Obstfeld, M., K. Rogoff (1995), "The Mirage of Fixed Exchange Rates", *NBER Working Paper* 5119.

[161] Ortega, E. (1989), "Controles sobre los Movimientos de Capital. Situación Actual y Perspectivas de Liberación", *Boletín Económico del Banco de España*, Abril, 11-22

[162] Ozkan, F. G., A. Sutherland (1993), "A Model of ERM Crisis" CEPR Discussion Paper, 879.

[163] Ozkan, F. G., A. Sutherland (1995), "Policy Measures to Avoid a Currency Crisis", *Economic Journal,* Vol. 105, pg. 510-519.

[164] Pérez-Campanero, J. (1990), "El Problema de la Esterilización: Interacciones entre Política Monetaria e Intervenciones en los Mercados de Divisas", *Moneda y Crédito* 190, 97-132

[165] Pérez-Campanero, J. (ed.) (1991a), *"España ante la Unión Económica y Monetaria en Europa*", FEDEA, Madrid.

[166] Pérez-Campanero, J. (1991b), "La Peseta y El Sistema Monetario Europeo", *Papeles de Economía Española*, 49, 16-29

[167] Piard, S. (1999), "New Empirical Evidence on The French Currency Crises", Mimeo, Department of Economics, London Guildhall University. U.K.

[168] Pilbeam, K. (1995), "Exchange rate models and Exchange rate Expectations: an Empirical Investigation", *Applied Economics,* 27, 1009-1015.

[169] Portes, R. (1993), "El SME y la UEM después del desastre", *Revista del Instituto de Estudios Económicos*, 2, 113-140

[170] Psaradakis, Z., M. Sola y M. Tronzano (1999), "Finite-Sample Properties of the Maximum Likelihood Estimator in Autoregressive Models with Markov-Switching*", Journal of Econometrics,* 86, 369-386

[171] Psaradakis, Z., M. Sola y M. Tronzano (1999), "Generated Regressors and Markov-Switching Models", Mimeo, Department of Economics, Birkbeck College, University of London, U. K.

[172] Psaradakis, Z., M. Sola y M. Tronzano (1999), "Target Zone Credibility and Economic Fundamentals", Mimeo, Department of Economics, Birkbeck College, University of London, U. K.

[173] Roggoff, K. (1985), "Can Exchange Rate Predictability be Achieved without Monetary Convergence?", *European Economic Review*, 28, 93-115

[174] Rose, A. y Svensson, L.E.O. (1994), "European Exchange Credibility Before the Fall", *European Economic Review,* 38, 1185-1216

[175] Sachs, J., A. Tornell, y A.Velasco. (1995), "The Collapse of the Mexican Peso: What have We Learned?", *Economic Policy,* 22, 13-56

[176] Sach, J., A. Tornell, y A. Velasco (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995", *Brooking Papers on Economic Activity*, 16, 147-215.

[177] Salant, S., D. Henderson, (1978), "Market Anticipations of Government Gold Policies and the Price of Gold" *Journal of Political Economy*, Agosto

[178] Shepard, N.G. (1996) "Statistical Aspects of ARCH and Stochastic Volatily" en D.R.Cox, D.V. Hinkley y O.E. Barndorff-Nielsen (eds.), *Time Series Models in Econometrics, Finance, and other Fields.* Chapman and Hall, London.

[179] Siklos, P.L., y R. Tarajos (1996), "Fundamentals and Devaluation Expectations in Target Zones: Some New Evidence from ERM", *Open Economies Review,* 7, 35-59

[180] Söderlind, P. y L.E.O. Svensson (1997), "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments", *Journal of Monetary Economics*, 40, 2, November: 383-430.

[181] Svensson, L.E.O. (1991), "The Simple Test of Target Zone Credibility", *IMF, Staff Papers*, 38, 3: 655-665.

[182] Svensson, L.E.O. (1992), "An Interpretation of Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, 6, 4, Fall: 119-144.

[183] Svensson, L.E.O. (1993), "Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in ERM, 1979-1992", *European Economic Review*. 37, 763-802

[184] Taylor, M.P (1989), "Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence", *The Economic Journal*, 99, 376-391

[185] Thomas, A.H. (1994), "Expected Devaluation and Economic Fundamentals", *IMF Staff Papers*, 41, 262-285

[186] Tobin, J. (1978), "A Proposal for International Monetary Reform" *Eastern Economic Journal*, Vol. 4. Reproducido en J. Tobin, Essays in Economics, Cambridge Macs, MIT Press.

[187] Tronzano, M. (1999), "Macroeconomic Fundamentals and Exchange Rate Credibility. Further Evidence on the Italian Experience from a Regime-Switching Approach", Mimeo, University of Genoa and Birkbeck College.

[188] Ungerer, H. O., Evans y P. Nyberg (1983), "The European Monetary System, 1979-1982", *IMF Occasional Paper*, 19, May.

[189] Ungerer, H. O., Evans, T. Mayer y P. Young (1986), "The European Monetary System, Recent Developments", *IMF Occasional Paper*, 48, Dic.

[190] Van Norden, S. (1996), "Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, 219-251

[191] Valera, F. e Hinarejos, M. (1995), "El Sistema Monetario Internacional y sus Perspectivas de Futuro", *Revista de Historia Económica,* 3, 429

[192] Viñals, J. (1987), "La Incorporación de España al Sistema Monetario Europeo y sus Consecuencias para la Política Monetaria", *La Política Monetaria en España*, FEDEA, Madrid.

[193] Viñals, J. (1990), "Spain´s Capital Account Shock", *CEPR Discussion Paper*, 477

[194] Viñals, J. (1991), "The EMS, Spain and Macroeconomic Policy", P. De grauwe y L. Papademos (eds), *The European Monetary System in the 1990´s,* Harlow, Longman

[195] Weber, A. (1990), "European Economic and Monetary Union and Asymmetries and Adjustment Problems in the EMS: Some Empirical Evidence", *CEPR, Discussion Papers*, 448

[196] Weber, A. (1991), "Stochastic Process Switching and Intervention in Exchange Rate Target Zones: Empirical Evidence Form the EMS", *CEPR, Discussion Papers*, 554

[197] Werner, A.M. (1995), "Exchange Rates Target Zones, Realignments and the Interest Rate Differential: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, 39, 353-367

[198] Weymark, D. N (1995), "Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada", *Journal of International Economics*, 39, 273-295 .

[199] Weymark, D. N (1998), "A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure", *Oxford Economic Papers*, 50, 106-121

[200] Wijnbergen, S. (1988), "Inflation, Balance of Payments Crises, and Public Sector Deficits", *Economics Effects of the Government Budget*, Elhanan Helpman, Assaf Razin and Efraim Sadka (eds), Cambridge, Massachusetts: MIT Press

[201] Wijnbergen, S. (1991), "Fiscal Deficits, Exchange Rate Crises, and Inflation", *Review of Economic Studies*, Vol. 58 81-92

[202] Williams, G., A. Parikh, y D. Bailey, (1998), "Are Exchange Rates Determined by Macroeconomic Factors?", *Applied Economics* 30, 553-567, n^{o}4 Abril.

[203] Williamson, J. y M.H. Miller (1987), "Targets and Indicators: A Blueprint for International Coordination of Economic Policy", Institute for International Economics, Washington.

[204] Wyplosz, C. (1986), "Capital Controls and Balance of Payments Crises", *Journal of International Money and Finance* Vol. 5 167-179

[205] Wyplosz, C. (1989), "Asymmetry in the EMS: Intentional or Systemic?", *European Economic Review,* 33, 310-320

[206] Wyplosz, C. (1990), "EMS Puzzles", *Revista Española de Economía,* 7, 1, 33-66

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Parte VII

Fuentes Estadísticas

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

- Datos Diarios
  - **Banco de España:**
    - Tipo de cambio spot de la peseta respecto al marco.
    - Tipo de interés interbancario a tres meses de España.
  - **Deutsche Bundesbank:**
    - Tipo de interés interbancario a tres meses de Alemania.

- Datos Mensuales
  - **Main Economic Indicators:**
    - Tipo de cambio spot de la peseta respecto al dólar y tipo de cambio spot del marco respecto al dólar.
    - Agregado monetario M_1 en España y en Alemania.
    - Indice de producción industrial en España y en Alemania.
    - Saldo de la Balanza por cuenta corriente.
    - Tipo de cambio efectivo, índice de precios al consumo frente a países industrializados.
  - **Datastream:**
    - Tipo de interés interbancario a un mes de España y de Alemania.
    - Deuda pública de España.
    - Indices de precios al consumo de España y Alemania.
  - **Banco de España, Cuentas Financieras de la Economía Española (Estadísticas Complementarias):**
    - Paridad central de la peseta respecto al marco.
    - Reservas centrales netas
  - **INEM e INE:**
    - Tasa de paro registrado, estadísticas de empleo y EPA.